



**UNIVERSIDADE FEDERAL DA BAHIA
INSTITUTO DE SAÚDE COLETIVA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM SAÚDE COLETIVA**

FLÁVIA JÔSE OLIVEIRA ALVES

**AVALIAÇÃO DO EFEITO DE INTERVENÇÕES DE PROTEÇÃO SOCIAL E DE
SAÚDE NA MORTALIDADE MATERNA ENTRE AS MULHERES DE BAIXA
RENDA DO BRASIL**

SALVADOR – BA

2021

FLÁVIA JÔSE OLIVEIRA ALVES

AVALIAÇÃO DO EFEITO DE INTERVENÇÕES DE PROTEÇÃO SOCIAL E DE SAÚDE
NA MORTALIDADE MATERNA ENTRE AS MULHERES DE BAIXA RENDA DO
BRASIL

Tese apresentada ao Programa de Pós-graduação em Saúde Coletiva, do Instituto de Saúde Coletiva, da Universidade Federal da Bahia, como requisito parcial para obtenção do título de Doutor em Saúde Pública.

Área de concentração: Epidemiologia

Orientador: Prof. Dr. Maurício Barreto

Coorientadora: Profª. Dra. Dandara Ramos

SALVADOR – BA

2021

Ficha Catalográfica
Elaboração Programa de Pós-Graduação em Saúde Coletiva

D184c Alves, Flávia Jôse Oliveira.

Avaliação do efeito de intervenções de proteção social e de saúde na mortalidade materna entre as mulheres de baixa renda do Brasil / Flávia Jôse Oliveira Alves. -- Salvador: F.J.O. Alves, 2021.

201 f.: il.

Orientador: Prof. Dr. Mauricio Lima Barreto.
Coorientadora: Profa. Dra. Dandara Ramos.

Tese (Doutorado) - Instituto de Saúde Coletiva. Universidade Federal da Bahia.

1. Intervenção Social. 2. Intervenções em Saúde. 3. Política Social. 4. Programa de Transferência Condicionada de Renda. 5. Programa Bolsa Família. 6. Cesariana. 7. Mortalidade Materna. I. Título.

CDU 361



Universidade Federal da Bahia
Instituto de Saúde Coletiva
Programa de Pós-Graduação em Saúde Coletiva

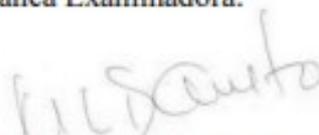
FLÁVIA JÔSE OLIVEIRA ALVES

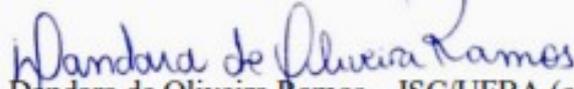
**AVALIAÇÃO DO EFEITO DE INTERVENÇÕES DE PROTEÇÃO SOCIAL
E DE SAÚDE NA MORTALIDADE MATERNA ENTRE AS MULHERES
DE BAIXA RENDA DO BRASIL**

A Comissão Examinadora abaixo assinada aprova a Tese, apresentada em sessão pública ao Programa de Pós-Graduação do Instituto de Saúde Coletiva da Universidade Federal da Bahia.

Data de defesa: 12 de agosto de 2021

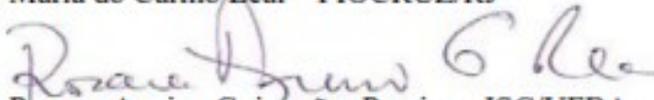
Banca Examinadora:


Mauricio Lima Barreto – ISC/UFBA (orientador)


Dandara de Oliveira Ramos – ISC/UFBA (coorientadora)


Marcia Furquim de Almeida – USP


Maria do Carmo Leal – FIOCRUZ/RJ


Rosana Aquino Guimarães Pereira – ISC/UFBA

AGRADECIMENTOS

Agradecer é um processo de se presentificar. Ao finalizar esta tese e relembrar os quatro últimos anos de doutorado, sendo uma parte destes vividos em pandemia, há uma mistura de afetos e sentimentos. A sensação que este momento traz é muito gratificante e consigo perceber um caminho cheio de troca, cuidado e apoio. No entanto, nunca foi fácil habitar este lugar, especialmente, em meio ao cenário epidemiológico e político que estamos passando. Por muitas vezes, vi meus ideais desmantelados e sem direção para o quê e onde lutar. Não foi fácil, mas eu topei persistir e sinto que fluiu. Então, agradeço a cada um que incentivou, desafiou e chegou junto. Que o propósito de fazer ciência de qualidade, no Brasil e para o Brasil, seja mantido. E que possamos fazer ciência com consciência e leveza. A cada um que esteve comigo neste processo, muito obrigada pelos estímulos e que continuemos agindo em direção ao outro de maneiras reforçadoras.

À minha mãe, Diva, e ao meu pai, Zé Antônio, pelo amor, apoio e cuidado incondicionais em todas as apostas feitas ao longo de toda a minha jornada. Por terem inspirado em mim o gosto pela leitura e das novas descobertas. Parabéns por serem exemplo de educadores e obrigada por todo cuidado e bênçãos cotidianas que permitem me “manter na vertical”. Por acreditarem na experiência acadêmica e por experimentarem comigo as saudades e as vontades por mais dias vividos em família. Meu agradecimento é tão incondicional quanto o amor que tenho por vocês. Aos meus irmãos, Fabrício, Matheus e Jhonatan, por estarem sempre comigo mesmo quando distantes e por trazerem a alegria da forma tão peculiar que é de cada um. Obrigada por vibrarem e me apoiarem em cada conquista. Às minhas cunhadas, Carlinha e Manu, por todo carinho e apoio de sempre, seja sendo minha procuradora, dando aquela mãozinha para recortar uma figura de forma top, ou dando aquele super abraço nos momentos difíceis.

À minha amiga Daiane, por todo o caminho percorrido em quase 15 anos de companheirismo e pelo orgulho e respeito com que lidamos com nossas histórias. Obrigada

pelas orientações ao logo deste percurso, por todo incentivo de sempre, por sua presença generosa mesmo a longas distâncias e pelo afeto e amizade que seguimos nutrindo.

Aos meus “SOS”, Aline, Andréa, Camila e Natanael, pela amizade, proteção e cuidado. Obrigada por compartilhar cada momento, por vibrarem, ouvirem, colocarem a mão no trabalho, debaterem os temas ... este trabalho tem muito de vocês. Obrigada por fazerem parte da minha vida, tanto em conjunto, como com o jeitinho especial que é peculiar de cada um.

À Fabi, minha amiga e colega desde o mestrado, por ser afeto tão bonito e generoso. Obrigada por ser parte da minha história, ouvir e estar sempre presente. Agradeço também aos colegas que me acompanham desde o mestrado, Diogo e Maisa pelas trocas atenciosas e afetivas.

Às minhas amigas que vieram da Residência para a vida, Ana Paula, Grace, Paula, Bárbara e Darlene, por estarem presentes, mesmo na distância. Vocês são muito especiais.

Ao meu orientador, Prof. Maurício Barreto, pelo compartilhamento de saberes e experiências inspiradoras. Agradeço por aceitar caminhar ao meu lado para o desenvolvimento deste estudo, além do apoio e confiança. Obrigada por todas as sugestões e ensinamentos para a minha formação enquanto pesquisadora.

À Dandara Ramos, coorientadora e grande referência, pela amizade, apoio e por estar comigo neste processo mesmo antes do “nascimento” da nossa população. Sigo com minha admiração e respeito à sua trajetória.

À Davide Rasella e Enny S. Paixão por todo apoio, incentivo, orientação e por serem grandes referências.

Ao corpo docente do Instituto de Saúde Coletiva da Universidade Federal da Bahia (ISC/UFBA), pelo apoio e troca de experiências, em especial, professora Estela Aquino, pelas reflexões tão importantes para a saúde coletiva e acompanhamento deste trabalho desde o início. Estendo este agradecimento a todos os professores que tive a oportunidade de conhecer e dialogar durante o curso e aos funcionários do ISC.

Ao Centro de Integração de Dados e Conhecimento para a Saúde (CIDACS), por toda a oportunidade para o meu desenvolvimento enquanto pesquisadora, em especial à Maria Yuri, Rita de Cássia, Rosemeire Fiaccone e Ila Falcão, por todo apoio e contribuições para este estudo e para o meu aprendizado. Aos colegas e colaboradores do CIDACS, pelos encontros e reencontros. Vocês são incríveis, aprendi muito com cada um de vocês. Ao universo, gratidão por todas as oportunidades manifestadas. À Rede Covida, pelos diálogos, oportunidade de fazer ciência em um momento como o que estamos passando e por todo o aprendizado.

Às professoras que colaboraram com o processo de qualificação do projeto e de defesa dessa tese junto ao meu orientador e coorientadora: Greice Menezes, Maria do Carmo Leal, Rosana Aquino e Márcia Furquim.

À Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado da Bahia (FAPESB) pela concessão de bolsa de estudos com a qual foi possível desenvolver esta pesquisa.

RESUMO

Introdução: Embora esforços tenham sido feitos nos últimos 20 anos, a mortalidade materna ainda se configura como um importante problema de saúde pública. Extremos de atenção à saúde coexistem com a persistência de desigualdades no acesso a atenção ao parto pelas populações mais vulneráveis, em conjunto com a excessiva medicalização da atenção ao parto e nascimento, além do aumento de cesarianas e intervenções invasivas. Quando necessária, a cesariana pode salvar a vida da mãe e do recém-nascido, mas estudos têm mostrado que esta via de parto também pode expor as mulheres a um risco aumentado de morbidade e mortalidade. O combate à pobreza, o fomento a práticas de educação em saúde e o investimento em serviços de qualidade são ações consideradas prioritárias para a redução do óbito materno. O Programa Bolsa Família (PBF), um programa de transferência de renda condicionada (PTCR), vem impactando na melhoria dos determinantes sociais e na ampliação do acesso à saúde da população brasileira. Há referências na literatura sobre impactos positivos de PTCR na saúde materna e em seus determinantes, mas o efeito do PBF sobre a mortalidade materna ainda não foi investigado no Brasil. **Objetivo geral:** Avaliar o efeito de intervenções em saúde e de proteção social na mortalidade materna entre as mulheres de baixa renda do Brasil. **Objetivos específicos:** i) Avaliar a associação a médio e longo prazo entre a cobertura do Programa Bolsa Família e a Razão de mortalidade materna nos municípios brasileiros; ii) Avaliar o impacto do Programa Bolsa Família na mortalidade materna, na coorte de 100 milhões de Brasileiros; iii) Investigar a associação entre cesariana e mortalidade materna de acordo com a Classificação de Robson, na população de mulheres pobres e extremamente pobres do Brasil. **Métodos:** A tese foi apresentada em 3 artigos segundo cada objetivo específico. Para execução do primeiro objetivo foi realizado um estudo ecológico misto, com informações de 2.548 municípios brasileiros com estatísticas vitais de qualidade durante o período de 2004-14. A cobertura do PBF foi classificada em quatro níveis, variando de baixa cobertura para consolidada e a duração do programa foi mensurada usando a cobertura média dos anos anteriores. Para a análise dos dados foram utilizados modelos de regressão binomial com efeitos fixos, ajustados por variáveis socioeconômicas, demográficas e de atenção a saúde. No segundo objetivo, foi conduzido um estudo longitudinal de base populacional com mulheres em idade reprodutiva (10-49 anos) que tiveram pelo menos um filho nascido vivo, utilizando dados do Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM), do Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos (SINASC) e bancos de dados administrativos

vinculados à Coorte de 100 Milhões de Brasileiros, para o período de 2004 a 2015. Para as análises estatísticas foram utilizados o método de ponderação por escores de propensão (Kernel Weighted Logistic Regression) para o controle do viés de seleção inerente a participação no PBF e dos fatores de confusão na associação entre o recebimento do PBF e a mortalidade materna, além de realizadas análises por diferentes subgrupos. Foi também analisado o efeito do recebimento do PBF ao longo do tempo; e no terceiro objetivo, foi conduzido um estudo de coorte de base populacional, partindo da Coorte de 100 milhões de Brasileiros, SIM e SINASC no período de 2011 a 2015. Mulheres em idade reprodutiva, com pelo menos um filho nascido vivo, foram classificadas em um dos dez grupos de Robson com base nas características da gravidez e do parto. Usamos escores de propensão para parear as mulheres que tiveram cesarianas com partos vaginais (1: 1). Para estimar a associação do parto cesárea com o óbito materno foi utilizada a regressão de Cox. As mesmas análises foram repetidas utilizando como desfecho principal, os óbitos maternos mais relacionados à cesariana, e excluindo causas de óbitos que sugerem morbidades pré-natais. **Resultados referentes ao primeiro objetivo:** O PBF foi significativamente associado a reduções da mortalidade materna proporcionalmente aos seus níveis de cobertura e anos de implementação, atingindo razões de risco de 0,88 (IC 95%: 0,81-0,95), 0,84 (0,75-0,96) e 0,83 (0,71- 0,99) para cobertura intermediária, alta e consolidada do PBF. O efeito da duração do PBF foi mais forte nas taxas de mulheres mais jovens (<30 anos) (RR 0,77; IC 95%: 0,67-0,96). O PBF também foi associado ao aumento da proporção de partos em estabelecimentos de saúde (RR 1,05; IC 95%: 1,04-1,07) e a reduções na proporção de gestantes sem nenhuma consulta pré-natal (RR 0,73; IC 95%: 0,69-0,77) e na taxa de letalidade hospitalar após o parto (RR 0,78; IC 95%: 0,66-0,94). **Resultados referentes ao segundo objetivo:** Foram incluídas 6.677.273 mulheres com idades entre 10 e 49 anos, 4.056 das quais morreram por causas maternas. As beneficiárias do PBF tiveram uma chance 18% menor de morte materna (OR_{aj}: 0,82, IC 95% = 0,73-0,96) quando comparadas às não beneficiárias. O aumento da exposição ao PBF ao longo do tempo (1 a 4, 5-9 ou ≥9 anos) foi associado a uma maior redução de mortes maternas (OR_{aj}: 0,85; IC 95%: 0,75-0,97; OR: 0,70; IC 95%: 0,60-0,82, OR: 0,69 IC 95%: 0,53-0,88, respectivamente). O PBF também levou a aumentos substanciais nas consultas pré-natais e intervalos entre partos e apresentou maior efeito sobre os grupos mais vulneráveis. **Resultados referentes ao terceiro objetivo:** A população da coorte contou com 5. 239.086 mulheres de 10 a 49 anos que tiveram filhos nascidos vivos. Após o pareamento do escore de propensão, a cesariana foi associada a um risco crescente de mortalidade materna, mesmo em grupos em que são esperadas menores taxas e necessidades de cesárea: Geral (HR = 1,95

IC95% 1,77-2,15); Robson 1-4 (HR = 1,99 IC95% 1,63-2,43), Robson 6-10 (HR = 2,69 IC95% 2,29-3,16). Não houve diferença estatisticamente significativa no risco de mortalidade após cesariana repetida (Grupo 5) (HR = 1,02 IC95% 0,74-1,42). O risco de mortalidade foi marcadamente menor excluindo causas atribuídas a morbidades pré-natais e substancialmente maior para morte por tromboembolismo, uma das causas específicas relacionadas à cesariana, o que reforça o controle para vieses de indicação e sugere o risco independente dessa forma de parto para mortalidade materna. **Conclusões:** Os resultados deste estudo mostraram que o PBF teve um papel na redução da mortalidade materna, tanto a nível de cobertura municipal, quanto entre as mulheres brasileiras mais pobres, tendo essas associações permanecido fortes mesmo após o ajuste para características de cuidados de saúde, gravidez e parto. Aumentando o tempo de exposição, maior o efeito do PBF, sugerindo que a sustentabilidade de ações de proteção social pode ter efeito ao longo da vida das beneficiárias. O PBF também levou a aumentos substanciais nas consultas pré-natais e no intervalo entre nascimentos, apresentando maior contribuição em grupos de mulheres mais vulneráveis. Esses achados destacam o possível efeito a longo prazo dos PTCR e seu valor potencial para a redução da mortalidade materna. Em relação à avaliação da cesariana, o presente estudo sugere que o uso excessivo de cesariana pode ser um fator de risco para mortalidade materna em comparação ao parto vaginal. A mortalidade materna permanece alta em países de baixa renda e a via de parto é um dos principais fatores de risco modificáveis de morte materna, entre as várias iniciativas globais destinadas a reduzi-la. Nossos resultados reforçam a importância de um melhor monitoramento e gerenciamento de cesáreas, otimizando intervenções e aumentando a alocação de recursos para as mulheres mais necessitadas. Além disso, políticas sociais devem ser aprimoradas e estendidas ao maior número possível de famílias em situação de pobreza, pois o desenvolvimento social é uma prioridade fundamental para reduzir a mortalidade materna entre as mulheres de baixa renda.

Palavras-chave: Intervenção Social. Intervenções em saúde. Política social. Programa de transferência condicionada de renda. Programa Bolsa Família. Cesariana. Mortalidade materna

ABSTRACT

Background: Although efforts have been made in the last 20 years, maternal mortality is still an important public health problem. Extremes of health care coexist, with the persistence of inequalities in access to health care and the excessive medicalization of delivery and the increase in caesarean sections and invasive interventions. Caesarean can save lives of the mothers and the newborns when needed, but studies have been showed that this mode of delivery can also expose women to an increased risk of morbidity and mortality. Alleviating poverty, promoting health education practices and investing in quality services are considered priorities actions for reducing maternal deaths. The Bolsa Família Programme (BFP), a conditional cash transfer programme (CCT), has impacted on improving social determinants and expanding access to healthcare for the Brazilian population. There are references in the literature about positive impacts of CCT on maternal health and its determinants, but the effect of the BFP on maternal mortality has not yet been investigated in Brazil. **Overall objective:** Evaluate the effect of health and social protection interventions on maternal mortality among low-income women in Brazil. **Specific objectives:** i) To assess the medium and long-term association between the coverage of the Bolsa Família Programme and the Maternal Mortality Ratio in Brazilian municipalities; ii) Assess the impact of the Bolsa Família Programme on maternal mortality, in the cohort of 100 million Brazilians; iii) To investigate the association between caesarean section and maternal mortality, according to Robson's classification, in the poor and extremely poor women in Brazil. **Methods:** The thesis was presented in 3 articles according to each specific objective. For the first objective, we conducted an ecological longitudinal design and used all 2,548 Brazilian municipalities with vital statistics of adequate quality during the period 2004–14. BFP municipal coverage was classified in four levels, from low to consolidated, and its duration effects were measured using the average municipal coverage of previous years. We used negative binomial multivariable regression models with fixed-effects specifications, adjusted for all relevant demographic, socioeconomic, and healthcare variables. For the second objective, we conducted a longitudinal population-based study of women of reproductive age (10-49 years old) who had at least one live birth, using data from Brazilian National Health and administrative databases linked to the 100 Million Brazilian Cohort for the period 2004 to 2015. We utilized propensity score kernel weighting to control for socio-demographic and economic confounders in the association between BFP receipt and overall maternal mortality,

stratified by different subgroups. We also analysed the effect of the time of BFP receipt. For the third objective, we conducted a population-based cohort study in Brazil by linking routine data, departing from 100 million Brazilian Cohort between 2011 and 2015, Brazilian Live Birth Information System (SINASC) and Mortality Information System (SIM). Women with at least one live birth were classified into one of ten Robson groups based on pregnancy and delivery characteristics. We used propensity scores to match CD with vaginal deliveries (1:1) and prelabour CD with unscheduled CD (1:1) and estimated associations with maternal mortality using Cox regression. We also conducted analyzes with deaths more related to CS and excluding deaths that suggest prenatal morbidities. **Results for the first objective:** BFP was significantly associated with reductions of maternal mortality proportionally to its levels of coverage and years of implementation, with a Rate Ratio (RR) reaching 0.88(95%CI:0.81-0.95), 0.84(0.75-0.96) and 0.83(0.71-0.99) for intermediate, high and consolidated BFP coverage over the previous 11 years. The BFP duration effect was stronger among young (<30 years) mothers (RR 0.77;95%CI:0.67-0.96). BFP was also associated with reductions in the proportion of pregnant women with no prenatal visits (RR 0.73;95%CI:0.69-0.77), reductions in hospital case-fatality rate for delivery (RR 0.78;95%CI:0.66-0.94), and increases in the proportion of deliveries in hospital (RR 1.05;95%CI:1.04-1.07). **Results for the second objective:** We included 6,677,273 women aged between 10 and 49, 4,056 of whom had died from a maternal-related cause. BFP beneficiaries had an 18% lower risk of maternal death (OR_{adj}: 0.82, 95%CI=0.73-0.96). Increased BFP exposure (1 to 4, 5-9 or ≥9 years) was associated with a higher reduction of maternal deaths (OR: 0.85; 95%CI: 0.75-0.97; OR:0.70;95%CI:0.60-0.82,OR: 0.69 95%CI:0.53-0.88, respectively). The BFP also has led to substantial increases in prenatal appointments and inter-birth intervals, and had the greatest impact on the most vulnerable groups. **Results for the thrid objective:** 5,239,086 women were analysed. After propensity score matching, CS were associated with an increasing risk of maternal mortality, even in groups with low expected rates of caesarean: Overall (HR= 1.95 IC95% 1.77-2.15); Robson 1-4 (HR= 1.99 IC95% 1.63-2.43), Robson 6-10 (HR= 2.69 IC95% 2.29-3.16). There was no statistically significant difference in mortality risk in groups 5 (HR= 1.02 IC95% 0.74-1.42). The mortality risk was markedly lower excluding causes attributed to antenatal morbidities and substantially higher for thromboembolism death, which reinforces the control for indication bias and suggests the independent risk of these mode of delivery for maternal mortality. **Conclusions:** Our results showed that the PBF has a role in reducing maternal mortality, both at the municipal coverage level and among the poorest Brazilian women, and these associations remained strong even after adjusting for health care,

pregnancy and childbirth characteristics. Increasing the exposure time, the greater the effect of the PBF, suggesting that the sustainability of social protection actions have an effect throughout the life of the beneficiaries. The BFP has also led to substantial increases in antenatal visits and the interval between births, with a greater contribution to more vulnerable women. These findings highlight the possible long-term effect of PTCRs and their potential value in reducing maternal mortality. Regarding the evaluation of caesarean section, the present study suggests that the excessive use of caesarean section may be a risk factor for maternal mortality compared to vaginal delivery. Maternal mortality remains high in low-income countries, and the route of delivery is one of the main modifiable risk factors for maternal death among several global initiatives aimed at reducing it. Our results reinforce the importance of better monitoring and management of cesarean sections, optimizing interventions and increasing the allocation of resources to the women most in need. Furthermore, social policies must be improved and extended to the greatest possible number of families in poverty, as social development is a fundamental priority to reduce maternal mortality among low-income women.

Key-words: Social Intervention. Health Interventions. Social Policy. Conditional Cash Transfer Programme. Bolsa Família Programme. Caesarean. Maternal mortality

LISTA DE FIGURAS

| | | |
|----------|---------------------------------------------------------------------------------|----|
| Figura 1 | Modelo Teórico dos Determinantes da Mortalidade Materna | 24 |
| Figura 2 | Modelo Teórico do Impacto do Programa Bolsa Família sobre a Mortalidade Materna | 58 |

LISTA DE QUADROS

| | | |
|----------|--------------------------------------------------------------------------------------------|----|
| Quadro 1 | Mudanças nos critérios de elegibilidade e inclusão de novos grupos de beneficiários do PBF | 48 |
|----------|--------------------------------------------------------------------------------------------|----|

ABREVIATURAS E SIGLAS

| | |
|--------|-------------------------------------------------------------|
| APS | Atenção Primária a Saúde |
| ATE | <i>Average Treatment Effect</i> |
| ATT | <i>Average Treatment Effect for the Treated</i> |
| CEP | Conselho de Ética em Pesquisas |
| CIDACS | Centro de Integração de Dados e Conhecimentos para a Saúde |
| ESF | Estratégia Saúde da Família |
| FC | Fator de Correção |
| IBGE | Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística |
| IBP | Índice Brasileiro de Privação |
| IC | Intervalo de Confiança |
| IPTW | <i>Inverse Probability of the Treatment Weighting</i> |
| ITT | <i>Intention to Treat</i> |
| MIF | Mulher em Idade Fértil |
| MS | Ministério da Saúde |
| NV | Nascidos Vivos |
| ODM | Objetivos do Desenvolvimento do Milênio |
| ODS | Objetivos do Desenvolvimento Sustentável |
| OMS | Organização Mundial da Saúde |
| OR | <i>Odds Ratio</i> |
| PAISM | Programa de Assistência Integral à Saúde da Mulher |
| PNAISM | Programa Nacional de Assistência Integral à Saúde da Mulher |
| PBF | Programa Bolsa Família |
| PSM | <i>Propensity Score Matching</i> |
| PTCR | Programa de Transferência de Renda Condicionada |
| RMM | Razão de Mortalidade Materna |
| RDD | Regression Discontinuity Design |
| SIM | Sistema de Informação sobre Mortalidade |
| SINASC | Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos |

SUMÁRIO

| | |
|-------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----|
| 1 INTRODUÇÃO..... | 14 |
| 2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA..... | 18 |
| 2.1 MORTALIDADE MATERNA..... | 18 |
| 2.1.1 Definições, conceitos e medidas da Mortalidade Materna..... | 18 |
| 2.1.2 Contexto Epidemiológico..... | 19 |
| 2.2 DETERMINANTES DA MORTALIDADE MATERNA..... | 211 |
| 2.1.1 Determinantes Proximais..... | 25 |
| 2.1.2 Determinantes Intermediários..... | 28 |
| 2.1.3 Determinantes Distais..... | 31 |
| 2.3 INTERVENÇÕES DE SAÚDE PARA REDUÇÃO DA MORTALIDADE MATERNA | 36 |
| 2.3.1 Políticas Públicas para melhoria da saúde materna no Brasil..... | 39 |
| 2.4 CESARIANA E MORTALIDADE MATERNA..... | 42 |
| 2.5 PROGRAMAS DE TRANSFERÊNCIA CONDICIONADA DE RENDA E MORTALIDADE MATERNA..... | 45 |
| 2.5.1 Programas de Transferência Condicionada de Renda (PTCR)..... | 45 |
| 2.5.2 Programa Bolsa Família (PBF)..... | 47 |
| 2.5.3 Programa Bolsa Família e Equidade de gênero..... | 51 |
| 2.5.4 Impacto de Programas de Transferência de Renda na Mortalidade Materna: Mecanismos de associação do PBF sobre a Mortalidade Materna no Brasil..... | 53 |
| 3 JUSTIFICATIVA..... | 59 |
| 4 OBJETIVOS..... | 62 |
| 4.1 OBJETIVO GERAL..... | 62 |
| 4.2 OBJETIVOS ESPECÍFICOS..... | 62 |
| 4.1 ARTIGO 1: Long-term impact of a conditional cash transfer programme on maternal mortality: a nationwide analysis of Brazilian longitudinal data..... | 63 |
| 4.1.1 Abstract..... | 63 |
| 4.1.2 Introduction..... | 64 |
| 4.1.3 Methods..... | 65 |
| 4.1.4 Results..... | 68 |
| 4.1.5 Discussion..... | 69 |
| 4.1.6 Conclusion..... | 71 |
| 4.1.7 References..... | 72 |
| 4.1.8 Tables and figures..... | 75 |
| MATERIAL SUPLEMENTAR..... | 80 |

| | |
|-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----|
| 4.2 ARTIGO 2: The Effects of Brazilian Cash Transfers on Maternal Mortality using the 100 Million Brazilian Cohort: A population-based linkage study | 93 |
| 4.2.1 Abstract..... | 93 |
| 4.2.2 Introduction..... | 94 |
| 4.2.3 Methods..... | 95 |
| 4.2.4 Results..... | 98 |
| 4.2.5 Discussion..... | 100 |
| 4.2.6 References..... | 103 |
| 4.2.8 Tables and figures..... | 107 |
| MATERIAL SUPLEMENTAR..... | 113 |
| 4.3 ARTIGO 3: Caesarean section and maternal mortality according to Robson Groups: A population-based linkage study among the poorest population in Brazil..... | 132 |
| 4.3.1 Abstract..... | 132 |
| 4.3.2 Introduction..... | 133 |
| 4.3.3 Methods..... | 134 |
| 4.3.4 Results..... | 137 |
| 4.3.5 Discussion..... | 139 |
| 4.3.7 Conclusions..... | 143 |
| 4.3.8 References..... | 143 |
| 4.3.9 Tables and figures..... | 145 |
| MATERIAL SUPLEMENTAR..... | 152 |
| 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS..... | 160 |
| 6 REFERÊNCIAS..... | 163 |
| APÊNDICES..... | 181 |
| PROTOCOLO DO ESTUDO DE IMPACTO DO PBF..... | 182 |
| PROJETO DE QUALIFICAÇÃO..... | 202 |

1 INTRODUÇÃO

Inserida em um contexto de saúde reprodutiva e direitos sexuais, a mortalidade materna é entendida como um indicador social e sua redução foi incluída como uma das metas dos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (ODM) desde 2000 (WHO, 2016). No entanto, apesar dos esforços, estima-se que quase 289.000 mulheres ainda morram por esta causa em todo o mundo, anualmente (WHO, 2016). No Brasil estimam-se que morreram 1.576 mulheres no ano de 2019 (BRASIL, 2021^a). Com a melhoria das estatísticas vitais em períodos mais recentes, torna-se difícil ter uma visão clara sobre a sua evolução no país (VICTORA et al.,2011; LEAL et al., 2018), dado que o melhor registro contribui para aumentar o número de casos registrados, sem significar que um aumento real ocorreu. Contudo, há evidências de uma redução da Razão de Mortalidade Materna (RMM) em 57% a partir de 1990, atingindo seu valor mínimo de 59,7 por 100.000 nascidos vivos (NV), em 2015 (LEAL et al., 2018; SOUZA, 2015). O progresso lento e variado de redução, com permanência de altas RMM e grandes disparidades regionais contribuíram para que a redução deste problema continue como parte dos Objetivos de Desenvolvimento Sustentável (ODS) até 2030.

Os estudos mostram que as políticas de saúde baseadas no aumento da cobertura da atenção pré-natal e o estímulo à realização do parto em estabelecimentos de saúde são importantes fatores que vem contribuindo para a redução da RMM em países de baixa e média renda (GABRYSCH e CAMPBELL, 2009). Entretanto, em conjunto com esta ampliação aos cuidados de saúde e do acesso ao parto institucional, cresceram também as intervenções desnecessárias, com excessiva medicalização da atenção ao parto e nascimento e o aumento de cesarianas e intervenções invasivas (SOUZA, 2015).

Betrán et al.(2016), analisando 90% do número total de nascidos vivos em todo o mundo, encontraram que a taxa de cesariana aumentou 12,4% entre 1990 a 2014, com maior aumento absoluto ocorrendo na América Latina e Caribe (19,4%), com as taxas variando de 22,8% para 42,2% (BETRÁN et al., 2016). No Brasil, as taxas de cesariana já superam as de parto vaginal, sendo uma das maiores taxas do mundo, com cerca de quase 60% dos partos ocorrendo por cesariana anualmente. Esse aumento nas taxas de cesariana não é acompanhado de indicações clínicas, sendo significativamente associado com a cobertura local de plano de saúde privado (VICTORA et al.,2011; DOMINGUES et al., 2014; RAMIRES de JESUS et al., 2015), uma vez que as taxas de cesariana em hospitais privados variam de 80 a 90%. Embora seja bem estabelecido que quando necessária, a cesariana pode salvar a vida da mãe e do

recém-nascido, há indícios que seu uso excessivo pode expor as mulheres a um risco aumentado de morbidade (LIU et al., 2007; LUMBIGANON et al., 2010; SOUZA et al., 2010) e mortalidade (DENEUX-THARAUX et al., 2006; CLARK et al., 2008; LUMBIGANON et al., 2010; SOUZA et al., 2010; GONZALES et al., 2013). No entanto, poucos estudos conseguem isolar o papel da cesariana no óbito materno, uma vez que esta relação pode ter o peso dos potenciais vieses de indicação, em que as morbidades prévias e durante o parto podem ser atribuídas tanto à indicação de cesariana, como também à causa da morte (VADNAIS et al., 2006). Além disso, visto que a mortalidade materna é um evento raro, a maioria dos estudos prescinde de dados em escala populacional para confirmar esta relação (VADNAIS et al., 2006). No Brasil, estudo realizado pelo grupo Nascer no Brasil, encontrou uma chance de óbito materno 2.87 maior para cesarianas do que para parto vaginal (IC95%: 1.63– 5.06), após controlar por vieses de indicação ao excluir óbitos que estavam relacionados à morbidade prévia (ESTEVES-PEREIRA et al., 2016). No entanto, para ampliar a validade interna, este estudo contou apenas com 08 estados com melhores informações de estatísticas vitais, limitando a generalização para toda a população brasileira.

Apesar do crescimento das taxas de cesarianas e melhoria do acesso da população aos estabelecimentos de saúde, é importante salientar a persistência de desigualdades no acesso a atenção ao parto, tendo os fatores como pobreza, distância entre moradia ao serviço, falta de informação, serviços inadequados e práticas culturais, apontados como impeditivos das mulheres receberem ou procurarem cuidados durante a gravidez e no parto (WHO, 2016). Embora o número de mortes maternas no Brasil tenha diminuído nos últimos 30 anos, permanecem desafios importantes que sustentam a necessidade de melhorias na prevenção e assistência à saúde. Além disso, a RMM voltou a crescer em 2016, com taxa de 64,4 por 100.000 NV e as médias nacionais mascaram desigualdades significativas, com diferenças regionais e alguns estados com taxas maiores que 100 por 100.000 NV no norte e nordeste do país (BRASIL, 2018).

A associação entre pobreza e mortes maternas é clara em sua distribuição global: 99% dessas mortes ocorrem em países de baixa e média renda que também são aqueles com maiores níveis de pobreza e desigualdade social (WHO, 2016; SOUZA, 2015). As condições socioeconômicas são fatores conhecidos na determinação dos óbitos maternos, aumentando as barreiras que limitam o acesso e a qualidade dos serviços de saúde (WHO, 2016). Combater a pobreza, promover práticas de educação em saúde e investir em serviços de boa qualidade estão entre as ações prioritárias para melhorar a saúde das mulheres. Além disso, barreiras que limitam o acesso a serviços de qualidade devem ser identificadas em todos os níveis do

sistema de saúde (WHO, 2016). A melhoria nos sistemas de registros de saúde é central para que se possa fazer um monitoramento adequado (WHO, 2014), assim como o combate aos diferentes tipos de abusos contra a mulher durante a atenção ao parto são essenciais para a redução dos óbitos e das morbidades maternas, como também para assegurar que as instituições de saúde sigam sendo uma opção segura para as gestantes (SOUZA, 2015).

No Brasil, melhorias nos determinantes sociais da saúde (pobreza, educação das mulheres, urbanização e fecundidade), intervenções fora do setor da saúde (transferência condicionada de renda, abastecimento de água e saneamento) e acesso aos serviços de saúde vêm sendo citados como fatores que contribuiriam para melhorar a saúde materna (VICTORA et al., 2011; LEAL et al., 2018). Intervenções de proteção social destinadas a reduzir o risco social ou econômico da mulher podem melhorar os determinantes da morte materna e contribuir para o acesso aos cuidados de saúde (LEAL et al., 2018). Combinada às atividades de prevenção e assistência, a proteção social pode ter efeito sinérgico nos determinantes sociais, como redução da pobreza, melhoria da educação das mulheres e o acesso aos cuidados de saúde (LEAL et al., 2018; SOUZA, 2015; GLASMAN et al., 2013).

Criado em 2004, o Programa Bolsa Família (PBF) é uma importante intervenção socioeconômica que visa atenuar os efeitos da pobreza imediata, por meio da transferência de renda mínima para as famílias beneficiárias, e quebrar o ciclo intergeracional da pobreza, por meio do investimento em condicionalidades de educação e saúde. O PBF teve uma expansão considerável após sua implantação, com mais de 13,9 milhões de famílias beneficiando-se em todo o Brasil correspondendo a 96% de cobertura das famílias pobres do país (estimativas para fevereiro de 2020) (BRASIL, 2019). Em estudo anterior, o PBF demonstrou reduzir a mortalidade infantil e o número de mulheres sem consulta pré-natal no momento do parto, em municípios com alta cobertura do programa (RASELLA et al., 2013).

As evidências sobre os efeitos dos Programas de Transferência de Renda Condicionada (PTCR) sobre as mortes maternas ainda não são claras. Embora estudos tenham mostrado um impacto no aumento da utilização de serviços de saúde, consultas de pré-natal, consultas puerpério e realização do parto em estabelecimentos de saúde (GLASSMAN et al., 2013; KUSUMA et al., 2016; LIM et al., 2010), um estudo realizado na Índia não encontrou impacto do PTCR na redução de mortes maternas (LIM et al., 2010). Em contraponto a este resultado, o PTCR mexicano – Oportunidades - demonstrou ter impacto em 11% na redução da mortalidade materna (HERNÁNDEZ et al., 2005). Estes estudos incluíram um curto período de tempo entre a implementação da política e a avaliação dos programas. Por exemplo, na Índia, o PTCR foi avaliado apenas dois anos após o lançamento (LIM et al.,

2010). Os mecanismos pelos quais os PTCRs podem impactar na mortalidade materna precisam incluir a duração da intervenção, uma vez que os comportamentos, estilo de vida e o uso dos serviços de saúde levam tempo para apresentar mudanças (GLASSMAN et al., 2013). Além disso, esses estudos não esgotaram os fatores de confusão que podem influenciar o resultado do tratamento, tornando as evidências sobre o efeito do PBF na mortalidade materna ainda limitadas.

Assim, através da construção de uma coorte de mulheres em idade fértil que tiveram filhos nascidos vivos, este estudo visa tentar suprir estas lacunas, no que concerne a avaliação do impacto do PTCR brasileiro (Bolsa Família), além de explorar o papel das cesarianas, um importante fator de risco modificável, no óbito materno, controlando por uma gama de fatores sociodemográficos e geográficos que contribuem na sua determinação. Essas questões serão exploradas neste trabalho usando os dados de óbito materno do Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM), dados do Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos (SIM) e dados de mulheres em idade fértil da “Coorte de 100 Milhões de Brasileiros”, construída pelo Centro de Integração de Dados e Conhecimentos para Saúde, a Fiocruz Bahia (CIDACS/Fiocruz-BA) (BARRETO et al., 2019). Essa coorte é composta por integrantes da população mais pobre e extremamente pobre do Brasil, compondo um grupo de mulheres conhecidas por estar particularmente em maior risco para desfechos adversos em saúde. A disponibilidade de um grande número de observações e a estrutura longitudinal dos dados oferece a possibilidade inédita de responder perguntas sem limitações de amostra. Assim, espera-se que resultados deste estudo venha contribuir com avanços no conhecimento da epidemiologia e do papel de intervenções de saúde e de proteção social no controle da mortalidade materna.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.1 MORTALIDADE MATERNA

2.1.1 Definições, conceitos e medidas da Mortalidade Materna

A morte materna é caracterizada como a morte de uma mulher durante a gestação, o parto ou puerpério, independente da duração ou da localização da gravidez, devido a qualquer causa relacionada ou agravada pela gravidez ou por medidas em relação a ela, porém não devida a causas acidentais ou incidentais (CID-10).

Os óbitos maternos podem ser classificados a partir das causas maternas diretas e indiretas (BRASIL, 2007^a). A morte materna obstétrica direta é aquela que ocorre por complicações obstétricas durante a gravidez, o parto ou o puerpério devido a intervenções, omissões, tratamento incorreto ou a uma cadeia de eventos resultantes de qualquer dessas causas, como a hipertensão e a diabetes gestacionais, hemorragia pós-parto, sepse puerperal, aborto dentre outros. Na maioria dos casos, essas causas são consideradas evitáveis através de ações dos serviços de saúde, como a atenção pré-natal de qualidade e a assistência hospitalar especializada (MALTA et al., 2007). As mortes maternas obstétricas indiretas são aquelas decorrentes de complicações por doenças preexistentes da gravidez, ou que se desenvolveram durante a gestação e são agravadas pelos efeitos fisiológicos da gravidez, como os óbitos por infecções no momento da gestação, as doenças hipertensivas pré-existentes, doenças endócrinas auto-imunes, cardiopatias, etc (BRASIL, 2007^a).

A Razão de Mortalidade Materna (RMM) é a principal forma de mensuração da mortalidade materna, sendo o indicador escolhido para as metas do ODM e ODS. Por advir de dados de estatísticas vitais possibilita o acesso mais fácil e rápido a estas informações, possibilitando o seu monitoramento e acompanhamento em escala mundial. A RMM é definida como o número de mortes maternas durante um período de tempo específico por 100.000 nascidos vivos durante o mesmo período de tempo e representa o risco de morte materna a cada gravidez. Mesmo não contando com os dados da população de mulheres em seu denominador, a denominação “taxa de mortalidade materna” é as vezes também atribuída a este indicador nos relatórios de monitoramento ao redor do mundo (RONSMANS e GRAHAM, 2006). No entanto, a Taxa de mortalidade materna propriamente dita é o número de mortes maternas em um determinado período por 1.000 mulheres em idade fértil (RONSMANS e GRAHAM, 2006). Esta é uma medida para o risco de morte materna para

mulheres em idade reprodutiva a partir de uma dada gravidez (RONSMANS e GRAHAM, 2006) e fornece a magnitude das mortes maternas entre as mulheres (ABOUZAHAR e ROYSTON, 1991). O Risco de morte materna ao longo da vida, geralmente, se expressa em termos de probabilidade (RONSMANS e GRAHAM, 2006). Leva em consideração tanto a taxa de mortalidade materna quanto a taxa total de fertilidade (número médio de nascimentos por mulher durante a idade fértil, sob as atuais taxas de fertilidade específicas da idade). Outro indicador também utilizado é a Taxa de mortalidade proporcional que mede a morte materna como uma proporção de todas as mortes femininas de mulheres em idade fértil (RONSMANS & GRAHAM, 2006).

No Brasil, os dois principais sistemas de informações vitais que contribuem para o monitoramento da saúde materna são o Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM) e o Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos (SINASC), que mesmo apresentando limitações, são essenciais para a avaliação, monitoramento e vigilância (ALMEIDA; SZWARCOWALD, 2017). O SIM ao longo dos anos foi aumentando a cobertura, refletindo na melhor produção das estatísticas de mortalidade, como a redução dos subregistros de óbitos, melhor qualidade do preenchimento das declarações e mais agilidade no processamento e divulgação das informações (BRASIL, 2009^a). Em relação à mortalidade materna, a vigilância dos óbitos de mulheres em idade fértil e os comitês de mortalidade materna têm um papel essencial no monitoramento destas informações (BRASIL, 2009^a; FRIAS et al., 2010). Importa dizer que a investigação dos óbitos reflete na melhoria dos sistemas de informação, possibilitando a identificação dos fatores determinantes, da identificação das possíveis causas, do entendimento das mudanças dos padrões de mortalidade nos diferentes grupos da população, assim como a avaliação de intervenções em saúde, facilitando a tomada de decisão e impedindo que mais mulheres morram durante o ciclo gravídico puerperal (BRASIL, 2011).

2.1.2 Contexto Epidemiológico

Embora esforços tenham sido feitos nos últimos 30 anos para melhoria da saúde das mulheres, a mortalidade materna ainda se configura como um importante problema de saúde pública mundial. Estima-se que, no ano de 2017, chegou a atingir 295.000 mulheres em todo mundo, a maioria delas oriundas de países de baixa e média renda (WHO, 2020). Por ser considerada evitável em cerca de 92% dos casos (BRASIL, 2009^b) e pela gravidade que representa, este problema exige intervenções governamentais mais incisivas e urgentes.

O ano 2000 marcou a declaração dos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (ODM) das Nações Unidas, que trouxe um novo foco internacional à saúde materna (WHO, 1996). O quinto objetivo preconizava a redução da mortalidade materna em 75% entre 1990 e 2015, além do acesso universal à saúde reprodutiva para a melhoria da saúde materna (FILIPPI et al., 2016; RONSMANS & GRAHAM, 2006). Globalmente, apesar do objetivo não ter sido atingido, houve um progresso na redução da mortalidade materna, evidenciado por um declínio de cerca de 44% (WHO, 2016), mostrando que as mortes maternas podem ser reduzidas quando aplicadas abordagens corretas.

Nesse sentido, a partir de 2016, a mortalidade materna continuou sendo foco dos Objetivos de Desenvolvimento Sustentável (ODS), que busca reduzir a média das mortes maternas, no mundo, para menos de 70 por 100.000 NV, até 2030 (Nações Unidas, 2015). No entanto, é importante ressaltar que a RMM continua alta e desigualmente distribuída; sendo de 462/100.000 NV nos países de baixa renda, enquanto que nos países de alta renda foi de apenas 11/ 100.000 NV, no ano de 2017. Há ainda disparidades regionais entre as razões de mortalidade materna, de forma que dentro de um mesmo país ou região, os grupos mais vulneráveis da população são os mais afetados, como as mulheres pobres, negras, de baixa escolaridade e com difícil acesso aos serviços de saúde (WHO, 2020). Um exemplo disso são os Estados Unidos que além de apresentar crescimento da RMM entre 1990 e 2015, de 16,9 para 26,4 por 100.000 NV, e apresentar a maior RMM entre os países desenvolvidos, observa-se maior concentração de óbitos entre as mulheres negras, sendo a RMM cerca de três vezes maior entre estas (42,8/100.000) do que entre as mulheres brancas (13/100.000) (KASSEMBAUM et al., 2016; WHO, 2016; VILDA et al., 2019).

Nos países da América Latina e Caribe, observa-se avanços na redução de mortes relacionadas à gravidez ou parto. Em 2015, 9,3 mil mulheres latino-americanas e caribenhas morreram por causas relacionadas à gravidez – 40% a menos que em 1990. Entretanto, nenhum destes países atingiu a meta proposta para aquele ano pelos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (ODM) (WHO, 2016).

Em relação às causas, a OMS estima que a maioria dos óbitos maternos ocorrem por causas diretas, como as hemorragias, infecções, geralmente após o parto, causas hipertensivas da gestação e complicações relacionadas ao aborto inseguro (WHO, 2020), sendo estas em conjunto responsáveis por cerca de 75% dos óbitos em todo mundo. O restante dos óbitos tem o peso das causas indiretas como as infecções, assim como as condições relacionadas às doenças cardiovasculares e diabetes. É necessário destacar que as estimativas de distribuição dos óbitos, especialmente nos países de baixa e média renda, sofrem de limitado número de

estudos demográficos, além de apresentar subnumeração dos óbitos. Além do mais, por conta de em algumas localidades, o aborto ser considerado ilegal, as mortes relacionadas a esta causa podem ser sub-representadas.

No Brasil, a situação é semelhante a outros países da América Latina, apresentando altas taxas de mortalidade materna e extremas desigualdades sociais e regionais (VICTORA et al., 2011). O progresso de redução da mortalidade materna é difícil de ser avaliado no Brasil em virtude de melhorias nas estatísticas vitais ocorrida em anos recentes (VICTORA et al., 2011), contudo, há evidências da redução deste indicador em 58% entre 1990 e 2015 (SZWARCOWALD et al. 2014; WHO, 2016). No entanto, o Brasil não conseguiu atingir a meta estabelecida de redução da RMM para 35/100.000 NV em 2015, tendo atingindo 60/100.000 NV, além de apresentar crescimento nos anos de 2016 e 2017 (BRASIL, 2018). Além disso, é importante salientar que grandes disparidades regionais persistem neste contexto. Estudo envolvendo todas as capitais brasileiras, com todos os óbitos maternos do primeiro semestre de 2002, encontrou uma variação importante entre as regiões, sendo a RMM de 54,3/100.000 NV no conjunto das capitais, porém variando de 42/100.000 NV nas capitais da Região Sul e 73,2/100.000 NV, nas do nordeste brasileiro (LAURENTI, MELLO-JORGE, GOTLIEB, 2004). Ao aplicar o fator de correção (FC) de 1,4 adotado pelo Ministério da Saúde, a RMM para todas as capitais foi de 63,8/10000 NV. Dentro da Região Nordeste, os estados do Maranhão, Piauí e Bahia apresentaram as maiores RMM's, em estudo realizado no período de 2000 a 2009, tendo o Maranhão apresentado uma RMM de 87,8/100.000 NV, o Piauí de 85,9/100.000 NV e a Bahia de 71,9/100.000 NV (SILVA et al., 2014). Já em relação às causas, excluindo as causas maternas sem especificações, as principais causas de mortes maternas no Brasil foram os distúrbios hipertensivos (20,7% de todas as mortes maternas), seguidos de complicações no parto (17,5%) e do puerpério (13,2%), seguidos do aborto (7,0%), em 2015 (LEAL et al., 2018).

2.2 DETERMINANTES DA MORTALIDADE MATERNA

A mortalidade materna é resultado de uma complexa relação entre múltiplos fatores (WHO, 2016). Entre os vários modelos desenvolvidos para demonstrar a relação das desigualdades e iniquidades sociais com a mortalidade materna, estão aqueles que classificam os determinantes em dimensões, desde aquelas que expressam os fatores próximos aos indivíduos, até as que incluem os determinantes estruturais da morbimortalidade materna.

O modelo proposto por McCarthy e Maine, em 1992, agrupou esses fatores em categorias ou domínios biológicos, sociais, econômicos, culturais, comportamentais e ambientais, propondo um mecanismo através do qual esses fatores contribuem para a mortalidade materna. A interação desses fatores direta ou indiretamente leva a complicações na gravidez, morbidade e morte materna. Neste contexto, os determinantes da mortalidade materna foram categorizados como determinantes distais ou intermediários. Determinantes Intermediários incluem saúde, status reprodutivo, comportamento e acesso a serviços de saúde. Já como Determinantes distais da mortalidade materna são incluídos os fatores socioeconômicos e socioculturais que atuam através de fatores intermediários para afetar os resultados da saúde materna (MCCARTHY e MAINE, 1992).

Outro importante modelo para o entendimento da mortalidade materna é o Modelo dos Três Atrasos que explora os retardos que impedem as mulheres de acessarem os cuidados entre o início das complicações obstétricas e o desfecho (THADDEUS e MAINE, 1994). A maior proporção das mortes maternas são evitáveis, de forma que o tratamento imediato e adequado de uma morbidade pode afetar o seu desfecho final. A interação entre fatores sociais, econômicos e dos sistemas de saúde contribui para os caminhos para a procura de cuidados e os desfechos relacionados à gestação. O modelo identifica o atraso em três etapas. Na primeira etapa, há o atraso na procura de cuidados devido ao desconhecimento e incapacidade de reconhecer sinais de risco ou devido a inibições culturais. O segundo atraso está relacionado ao atraso para conseguir o cuidado oportuno devido à distância, falta de transporte, indisponibilidade de serviços públicos ou impossibilidade de custear a atenção à saúde. O terceiro atraso ocorre no Sistema e Serviços de saúde, quando não há disponibilidade de materiais e atenção qualificada (THADDEUS e MAINE, 1994).

Assim, um crescente corpo de literatura sustenta que a mortalidade materna é resultado tanto de algumas características maternas, caracterizadas pela dimensão proximal, incluindo a idade, paridade e intervalo interpartal, doenças pregressas ou desenvolvidas durante a gestação, mas também do acesso, utilização e qualidade dos serviços de atenção à gestação, parto e puerpério parto. Além destes fatores de acesso a serviços, um conjunto de fatores socioeconômicos, que abrange a renda, a educação, a ocupação, a raça/etnia e outros, têm sido consistentemente identificados como fatores de risco estruturantes para a mortalidade materna (THADDEUS e MAINE, 1994; KASSEBAUM, 2016). Esses fatores socioeconômicos, por sua vez, determinam fatores comportamentais (estilos de vida e comportamentos que se expressam, entre outros, nos padrões de busca aos serviços de saúde), e psicossociais (estressores psicossociais, autonomia e empoderamento etc.). O sistema de

saúde é considerado um determinante intermediário da saúde, reconhecendo principalmente a influência das barreiras de acesso.

As causas estruturais assumem uma posição de destaque, mais próxima, ao alcance da ideia de “base”, representando a prioridade causal aos fatores estruturais na geração das iniquidades em saúde e na modulação das condições de vida (GARBOIS et al., 2017). Apesar desse conhecimento, a compreensão dos mecanismos pelos quais as disparidades socioeconômicas se relacionam a esses desfechos necessita ser melhor compreendida, especialmente, no Brasil, em que há lacunas de estudos de abrangência nacional (MORSE et al, 2011). A determinação dos fatores de risco envolvidos na mortalidade materna é um passo importante na tentativa de interromper a cadeia causal que torna algumas mulheres mais vulneráveis à ocorrência desse desfecho. Nessa direção, é apresentada, a seguir, uma sugestão de um modelo simplificado da realidade com possíveis mecanismos pelos quais resultam a mortalidade materna, apoiado na revisão de literatura da área, sendo permeado pela possibilidade dos atrasos e lacunas que podem ocorrer nos três níveis de determinação social da mortalidade materna, com base no Modelo dos Três Atrasos (THADDEUS & MAINE, 1994) (Figura 1).

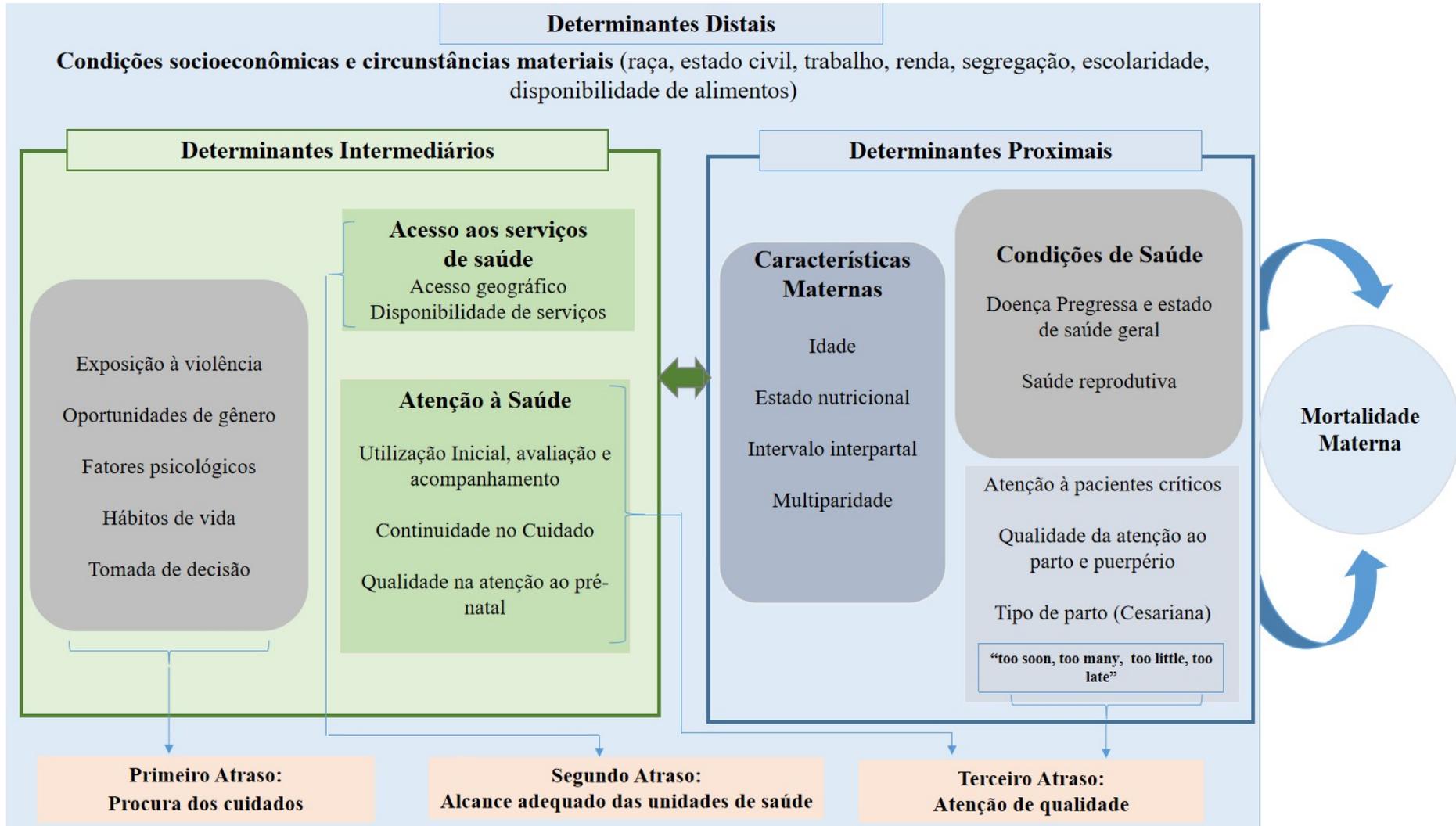


Figura 1. Modelo Teórico dos Determinantes da Mortalidade Materna

2.1.1 Determinantes Proximais

Dentre os Determinantes proximais da Mortalidade Materna mais citados na literatura estão a idade, a paridade, os comportamentos e características de saúde da mulher e a qualidade da atenção ao parto e puerpério. No Brasil, dentre as características de saúde, apresentam destaque no cenário nacional a persistência da sífilis congênita, que pode estar relacionada a desfechos desfavoráveis, como ocorrência de óbito fetal e aborto espontâneo, e as altas taxas de cesarianas.

Em relação à idade, as mulheres muito jovens e as que estão nos extremos da idade fértil apresentam maior risco de mortalidade materna (HOJ et al., 2002, KASSEBAUM et al., 2014, DIORIO e CRIVELLI-KOVACH, 2014; HOYERT). Mulheres em países de baixa e média renda começam a ter filhos em uma idade mais precoce (AMZAT, 2015), sendo o risco de maior mortalidade materna, nesta faixa etária, relacionada à menor realização de cuidado pré-natal e acesso aos serviços de saúde, além de crescimento inadequado e desenvolvimento do sistema reprodutor em mulheres muito jovens (CONDE-AGUDELO, BEKIZÁN E LAMMERS, 2005; BLACK, FLEMING e ROME, 2012). Já as mulheres em idade mais avançada apresentam maior risco de complicações durante a gestação e parto, como a eclâmpsia e placenta prévia (JACOBSON, LADFORS e MILSOM, 2014).

É importante ressaltar que a idade além de ser um fator de risco biológico, também é um fator sociocultural, podendo influenciar no acesso aos cuidados em saúde, estando a maior idade associada a maior acesso aos serviços de pré-natal, parto e puerpério (GABRYSCH e CAMPBELL, 2009). No entanto, outros fatores também estão associados à atenção à saúde, como a paridade e o intervalo interpartal que frequentemente influenciam negativamente os comportamentos de busca de cuidados (BELL, CURTIS e ALAYON, 2003). A paridade afeta os desfechos relacionados à gravidez, sendo o risco de morte materna maior tanto para as nulíparas quanto para as altamente múltiparas (OMOLE-OHONSI et al., 2011; SHECHTER et al., 2010; MUNIRO et al., 2019). A grande multiparidade está associada a maiores riscos de complicações obstétricas, como diabetes gestacional, distúrbios hipertensivos gestacionais, anemia materna, hemorragia pós-parto, malformações congênitas e mortalidade perinatal (OMOLE-OHONSI et al., 2011; SHECHTER et al., 2010; MUNIRO et al., 2019).

No Brasil, estudo realizado no Paraná com dados de 1998 a 2004 dos Comitês de mortalidade materna, observou que dos 822 óbitos maternos, 25% destes eram de mulheres com cinco ou mais gestações, sendo a razão de mortalidade em multigestas de 278,33/100.000

NV e a de mulheres com até duas gestações de 48,1/100.000 NV (SOARES, SCHOR, TAVARES, 2008). No entanto, é importante destacar que a taxa de fecundidade vem decrescendo no Brasil em todas as regiões, tendo sido acentuada nos últimos anos entre as mulheres mais pobres e menos escolarizadas, nas regiões Norte e Nordeste (LEAL et al., 2018).

Já em relação às características de saúde da mulher, o estado nutricional materno durante a gravidez, incluindo baixo peso, deficiência de micronutrientes ou obesidade, podem contribuir para a saúde materna, através de diferentes potenciais mecanismos (GOLDENBERG et al., 2008). A obesidade está associada a maior risco de complicações na gravidez, como pré-eclâmpsia e eclâmpsia, diabetes, dentre outros (GOLDENBERG et al., 2008), de forma que todas essas complicações podem ser causas de óbito materno, quando não devidamente diagnosticadas e acompanhadas. A existência de condições crônicas como diabetes e hipertensão ou a presença de complicações anteriores de uma gravidez anterior, também, podem afetar o resultado de uma gravidez ou parto (GOLDENBERG et al., 2008).

Por outro lado, o estado de saúde na gestação também é influenciado pela presença de infecções neste período (BUOR e BREM, 2004). Em alguns países, a infecção pelo HIV lidera como uma das principais causas de óbitos maternos (WHO,2004; RONSMANS e GRAHAM, 2006). HIV/ AIDS podem influenciar o risco de morte materna através de uma variedade de mecanismos, ao aumentar a suscetibilidade das mulheres a adquirir outras infecções, além de maior risco para infecção intrauterina, sepsis puerperal, hemorragia pré-parto, ruptura uterina e trabalho de parto prolongado (RONSMANS e GRAHAM, 2006). No Brasil, outras doenças infecciosas, como as arboviroses, em especial a dengue e o zika-vírus, com grande importância no cenário da saúde pública devido a uma incidência crescente, vem mostrando impactar nos desfechos relacionados à gravidez (LEAL et al., 2018). Estudo realizado, com dados de uma coorte obtida através de vinculação das bases de dados do Sistemas de Informação em Saúde, no período de 2007 a 2012, encontrou que a dengue sintomática aumenta o risco de morte materna em 3 vezes (IC95%:1,5–5,8) e a dengue hemorrágica em 450 vezes (IC95%: 186,9–1088,4), quando comparado a mortalidade de mulheres grávidas sem dengue (PAIXÃO et al., 2018). No entanto, devido à raridade do fenômeno, este estudo contou com um pequeno número de óbitos, sendo necessário outros estudos que possam também confirmar esta associação. A sífilis na gestação é um grave problema de saúde pública e quando não adequadamente tratada pode levar a morbimortalidade intrauterina, além de outros desfechos perinatais adversos (GOMEZ et al., 2013). Entre 2011 e 2012, a incidência de sífilis no Brasil foi de 3,51/1000 NV, com taxa de

transmissão vertical de 34,3% e proporção de óbitos fetais seis vezes superior ao observado em mulheres sem diagnóstico de sífilis (DOMINGUES e LEAL, 2016). A persistência de sífilis congênita representa uma falha no cuidado durante a gestação, uma vez que pode ser evitada com adequada atenção pré-natal (LEAL et al., 2018). Ainda no âmbito das doenças infecto-contagiosas, com a pandemia da Covid-19, o Brasil vem registrando alta mortalidade materna, sendo responsável por uma parcela importante dos óbitos maternos por esta causa em todo o mundo (LEAL et al., 2018). Os óbitos maternos por Covid-19 foram associados a co-morbidades como obesidade, diabetes e doenças cardiovasculares na população de gestantes e puérperas hospitalizadas por esta causa (TAKEMOTO et al., 2020). Além disso, falhas na atenção à saúde destas mulheres foram também identificadas, tendo sido encontrado que 15% de mulheres grávidas ou puérperas que morreram por Covid-19 não tinham recebido qualquer tipo de assistência ventilatória, 28% não tiveram acesso a leito de unidade de terapia intensiva (UTI) e 36% não foram intubadas nem receberam ventilação mecânica (TAKEMOTO et al., 2020). Dessa forma, a maior mortalidade em gestantes no Brasil pode estar relacionada a problemas crônicos da atenção à saúde da mulher no país, como recursos insuficientes, qualidade pré-natal, quantidade de leitos insuficientes, dificuldade no acesso aos serviços, disparidades raciais e violência obstétrica (AMORIM e TAKEMOTO, 2020).

Os cuidados obstétricos de emergência são listados na literatura como um dos principais fatores que influenciam a mortalidade materna (PAXTON et al., 2005). Uma revisão realizada por Paxton et al. (2005) mostrou que o atendimento obstétrico de emergência é eficaz na redução da mortalidade materna. Na África, no Malawi, foi evidenciado que um conjunto de ações, como o acesso a cuidados obstétricos de emergência de qualidade, associado a transporte e apoio financeiro reduziu a mortalidade materna hospitalar, em áreas rurais, em 50% no período de dois anos após o início da implementação (FOURNIER et al., 2009).

As inadequações e outros problemas estruturais no sistema de saúde podem ter um grande impacto na mortalidade e morbidade materna, especialmente na mortalidade evitável (GRANER et al., 2010). Na China, as grandes disparidades regionais nas causas de mortes maternas foram relacionadas à atenção ao parto e à qualidade dos recursos humanos. Na América Latina, um mapeamento realizado no México (GONZÁLES-BLOCK et al., 2011) identificou que a infraestrutura hospitalar e o treinamento de recursos humanos eram os fatores mais importantes que impactavam o sistema de saúde materna e os cuidados obstétricos de emergência.

Apesar da ampliação da cobertura da Estratégia Saúde da Família no Brasil, os dados oficiais de mortalidade materna no Brasil sinalizam a necessidade de maior qualidade dos serviços de assistência à gestação, parto e puerpério (CALDERON, 2006). Estudo multicêntrico, envolvendo 27 instituições em todas as regiões brasileiras, encontrou que a falta de transporte para instituições de maior complexidade e atraso no tratamento adequado nas emergências foram os principais fatores envolvidos com a severidade do desfecho materno (PACAGNELLA et al., 2014).

2.1.2 Determinantes Intermediários

A determinação da mortalidade materna concentra grande parte das explicações no acesso, utilização e qualidade de serviços de saúde durante a gestação, parto e puerpério. A utilização do serviço de saúde está fortemente relacionada à condição socioeconômica materna (RONSMANS E GRAHAM, 2006; GABRYSCH E CAMPBELL, 2009). A principal explicação aponta para a relação da melhor condição socioeconômica materna com uma maior utilização dos serviços de saúde para a realização do pré-natal por terem maior renda e acesso aos serviços, compreender e cumprir as recomendações da equipe de saúde sobre os cuidados durante a gravidez com acompanhamento de complicações e o aumento do conhecimento nutricional (CAMPBELL et al., 2017).

Em locais que a mortalidade materna permanece alta, o acesso ao serviço de qualidade é um dos principais fatores que impactam para o tratamento das complicações e consequente morbidade grave ou óbito (GABRYSCH e CAMPBELL, 2009). Nos países em desenvolvimento, dentre os fatores associados a alta morbimortalidade materna, estão a falta ou baixa qualidade do pré-natal, atraso no diagnóstico precoce, atraso no tratamento, acesso ao transporte para todos os níveis da atenção e falta de recursos pessoais e materiais adequados (GHULMIYYAH et al., 2016). A alta mortalidade materna por eclâmpsia, frequentemente, umas das principais causas de óbito por causas maternas, em conjunto com outras causas hipertensivas, relatada nos países em desenvolvimento, tem sido observada principalmente entre as mulheres que tiveram múltiplas crises sem acompanhamento no hospital e aquelas sem acompanhamento pré-natal (GOLDENBERG et al., 2011; GHULMIYYAH E SIVAI, 2012).

Mulheres pobres em áreas remotas são menos propensas a receber cuidados de saúde adequados, especialmente em regiões com baixo número de profissionais de saúde (SAY et al.,

2014). Da mesma forma, na maioria dos países com renda alta e média-alta, mais de 90% de todos os nascimentos se beneficiam da presença de uma parteira, médico ou enfermeiro treinado. No entanto, menos de 50% de todos os nascimentos em vários países de baixa e média renda tem este acompanhamento (WHO, 2020).

Vale ressaltar que o acesso ao cuidado de saúde pode ser influenciado por outros determinantes sociais, incluindo condições socioeconômicas individual e as condições materiais do bairro, como o acesso ao transporte (WHO, 2014). Em países de baixa renda, pouco mais de um terço de todas as mulheres grávidas têm quatro consultas pré-natais recomendadas (WHO, 2014). Estratégias têm sido utilizadas para tentar resolver o problema de lacunas da atenção à saúde às mulheres, como a melhoria do registro de nascimentos e óbitos, ao longo dos anos, a implantação dos comitês de mortalidade materna, a ampliação da atenção pré-natal, utilização de parteiras tradicionais em determinados contextos e a atenção ao parto (LEAL et al., 2018; VICTORA et al., 2011; SZWARCOWALD et al., 2014). Houve uma importante redução nas desigualdades de acesso à Atenção Primária, no Brasil, de forma que há aumento da cobertura do pré-natal entre as gestantes brasileiras (LEAL et al., 2018). Dados da Pesquisa Nascer no Brasil evidenciou cobertura elevada da assistência pré-natal de 98,7%, entre as puérperas, tendo 75,8% das mulheres iniciado o pré-natal antes da 16ª semana gestacional (VIELLAS et al., 2014). Estudo também evidenciou que a melhoria das condições de vida da população brasileira e programas como o Programa Bolsa Família e a Estratégia Saúde da Família estão associadas à redução do número de mulheres sem nenhuma visita pré-natal no momento do parto (RASELLA et al., 2013).

Entretanto, apesar dos avanços, ainda persistem disparidades regionais no acesso aos serviços, como a cobertura da Atenção Primária a Saúde que, em 2015, apresentou uma cobertura de 47% na Região Norte e 80% na Região Sul (LEAL et al., 2018). Além disso, mesmo com a implantação da Rede Cegonha e a vinculação à maternidade de referência em 2011, estudo demonstrou que apenas 58,7% das gestantes foram orientadas sobre a maternidade de referência e 16,2% procuraram mais de um serviço para a admissão para o parto (VIELLAS et al., 2014). Questões como a persistência da sífilis congênita e o tratamento da sífilis em gestantes também chamam atenção para a necessidade de melhoria da qualidade das ações da APS (LEAL et al., 2018). É importante também posicionar neste contexto, o cenário de crise econômica e austeridade que o Brasil vem passando, com decréscimo do financiamento da saúde que tem limitado a oferta e acesso aos serviços, impactando desfechos em saúde (MALTA et al., 2018).

Ainda dentro das ações dos Serviços de Saúde, o planejamento reprodutivo também vem sendo descrito como uma estratégia para melhorar a saúde materna, atuando na redução do número de gestações não pretendidas e, assim, auxiliando na redução das mortes maternas (ABOUZHR, 2003). O aumento na prevalência do uso de contraceptivos foi associado a uma redução na mortalidade materna na África Subsaariana (ALVAREZ et al., 2009), assim como o declínio da razão de mortalidade materna em Bangladesh foi associada a iniciativas de planejamento reprodutivo (CHOWDHURY et al., 2007). O caminho pelo qual o planejamento reprodutivo influencia a mortalidade materna pode ocorrer por três vias: reduzindo a taxa de fertilidade e assim diminuindo a taxa de MM; evitando nascimentos não pretendidos, prevenindo o aborto inseguro e reduzindo os nascimentos em grupos de risco, como a multiparidade (CHOWDHURY et al., 2007).

Outros fatores intermediários como comportamentos e estilo de vida e fatores estressores podem também influenciar a saúde materna, atuando por meio de vias comportamentais ou fisiológicas (GROTE et al., 2010; LITTLETON et al., 2010). Mulheres que passam por estressores psicossociais têm maior probabilidade de se engajar em comportamentos de risco, como tabagismo e uso de álcool, e têm menor probabilidade de procurar atendimento de saúde (REQUEJO et al., 2013). Portanto, a relação entre estressores psicossociais e mortalidade materna pode ser mediada por esses comportamentos. Intervenções psicológicas e comportamentais durante o atendimento pré-natal, incluindo programas para prevenir a violência, são alguns dos esforços observados no intuito de melhorar resultados de saúde materna (REQUEJO et al., 2013).

A violência doméstica é um problema global que influencia a saúde das mulheres. Alguns estudos já associaram a violência doméstica ao homicídio (STÖCKL et al., 2013), depressão e comportamento suicida (DEVRIES, MAK e BACCHUS et al., 2013), infecção por HIV (JEWKES et al., 2010) e abortos induzidos (ALIO et al., 2011) em mulheres. Assim, exposição à violência de gênero impacta tanto no risco de complicações diretas à saúde, como também em um nível mais comprometido de saúde materna (MUMTAZ et al., 2014). Pesquisa nacional com dados de Prontuários de Unidades de Saúde e entrevistas com familiares, evidenciou que 40% das mulheres vítimas de morte materna passou por situação de violência, tanto intergênero, perpetrada, pelo atual ou por ex-companheiros, quanto nas ruas, sendo mais prevalentes as violências que ocorriam dentro de casa (CARDOSO et al., 2010).

Outras características da mulher, como o estado civil, ou situação conjugal, também vem sendo investigados. O estado civil pode influenciar a situação socioeconômica da mulher,

o poder de decisão e também a rede de apoio social durante a gestação. No Brasil, estudo realizado em capitais brasileiras, dos 239 óbitos por causas maternas, 25,4% eram mulheres casadas e 32,8% viviam em união consensual e 41,8% viviam sem companheiro (solteiras, viúvas ou separadas) (LAURENTI, MELLO JORGE e GOTLIEB, 2004). Da mesma forma, estudos realizados na cidade do Rio de Janeiro e no estado do Pernambuco encontraram maior percentual de óbitos maternos em mulheres solteiras (KALE e COSTA, 2009; RIQUINHO e CORREIA, 2006).

Fatores como a autonomia social/ tomada de decisão também influenciam os resultados da gravidez e a sobrevivência materna (AMZAT, 2015). Os papéis tradicionais de gênero e a vulnerabilidade socialmente produzida são importantes determinantes da morbidade e mortalidade da mulher, através de restrições impostas à autonomia reprodutiva feminina para proteção para doenças sexualmente transmissíveis nas relações sexuais, bem como da gravidez não pretendida, além de alto índice de abuso e violência sexual (AMZAT, 2015; VENTURA, 2008). A criminalização do aborto, a terceira entre as causas de morte maternas (LEAL et al., 2018), excluindo as causas indeterminadas, também impacta na autonomia feminina, uma vez que não é garantida a decisão e atenção de qualidade, culminando no aborto inseguro, com risco de infecções e hemorragias e consequente, óbito da mulher. É importante destacar que as mulheres que mais morrem por aborto no Brasil são as mulheres pobres e negras (BRASIL, 2009^c). A criminalização do aborto marca importantes desigualdades sociais da mortalidade materna, de forma que quem tem maior poder aquisitivo têm acesso a uma assistência mais qualificada a através de clínicas especializadas, enquanto a maioria da população busca pessoas não habilitadas e métodos abortivos rudimentares, que podem levar a graves complicações e à morte (BRASIL, 2009^c).

2.1.3 Determinantes Distais

Embora a atenção a saúde durante a gestação, parto e puerpério seja colocado como um dos principais fatores para garantir a prevenção das complicações associadas à gravidez, é também importante garantir que a parcela mais vulnerável da população tenha acesso a estes serviços (SAY et al., 2010). O valor das informações sobre as circunstâncias sociais e culturais que levam aos óbitos maternos, assim como a tomada de decisões em políticas e programas precisam também ser avaliados.

O Status Socioeconômico (SSE) é uma medida da posição de um indivíduo dentro de uma estrutura social hierárquica. Os três indicadores mais comuns do SSE são a renda familiar, educação e ocupação. Outras medidas incluem bairro de moradia e a vizinhança, raça/etnia e acumulação de bens ou riqueza (CAMPBELL et al., 2018). O SSE é um preditor das disparidades de saúde, já que grupos socioeconomicamente desfavorecidos tendem a ter piores desfechos em saúde, sendo um importante marcador da mortalidade materna (WHO, 2020). As razões de mortalidade materna variam muito entre países e regiões do mundo, verificando-se razões mais elevadas em países com piores SSE e/ou sem um serviço universal de saúde.

Nos países de baixa renda, as mulheres pobres são também as mais afetadas adversamente (WHO, 2020). O alto número de mortes maternas, concentradas em algumas áreas, reflete as desigualdades no acesso e na qualidade dos serviços de saúde, de forma que a acessibilidade financeira não apenas influencia a situação econômica da mãe ou de sua família, mas também o grau de acesso aos serviços de saúde (WHO, 2020, DIORIO CRIVELLI-KOVACH, 2014; MUMTAZ et al., 2014).

Na maioria dos estudos que avaliam a influência de fatores econômicos na mortalidade materna, há uma forte evidência que aspectos da pobreza, como as condições de vida (DIORIO CRIVELLI-KOVACH, 2014; MUMTAZ et al., 2014), renda, escolaridade, condições de habitação e privação material, além de variáveis multidimensionais, como Índice de Gini, Índice de Desenvolvimento Humano implicam na mortalidade materna. Em Bangladesh, foi encontrado efeito protetor quando se comparava mães com menor nível de pobreza, com maior nível de pobreza (OR:0,5; IC95% 0,4 - 0,6) (CHOWDHURY et al., 2007). Na zona rural em Burkina Faso, a RMM também foi maior nos menores quintis de pobreza (BELL et al., 2008).

A baixa renda representa uma barreira de acesso aos cuidados de saúde, sendo que os custos dos serviços e a dificuldade de transporte limitam a demanda e o uso desses serviços. Na Índia, a análise dos dados da Pesquisa Nacional de Saúde da Família entre 1992 e 2006 revelou que o uso de cuidados pré-natais e atenção ao parto qualificados permaneceram desproporcionalmente baixo entre as mães pobres da Índia ao longo do período investigado, na maioria dos estados (PATHAK; SINGH, 2010). Também na Índia, foi encontrado maior percentual de parto institucional no quartil de mulheres com renda mais alta (27,6%) do que no quartil de renda mais baixa (9,2%) (KESTERTON et al., 2010).

No Brasil, a questão socioeconômica pode também ser visualizada na expressão de maiores razões de mortalidade materna nas regiões mais pobres, como Nordeste e Norte

(LAURENTI et al., 2004; MORSE et al., 2011), e nos grupos de menor renda (MORSE et al., 2011). Estudo com dados de prontuários de Unidades de Saúde e entrevista estruturada com familiares de mulheres que foram a óbito, agregando metodologias quantitativa e qualitativa, apontou que a maior quantidade de óbitos estava concentrada em mulheres pobres, residindo nas periferias dos grandes centros urbanos, com vínculos de trabalho precarizados e que, muitas vezes, eram as únicas responsáveis pelo sustento familiar (CARDOSO et al., 2010). Em Pernambuco, a questão social foi também evidenciada, uma vez que as mulheres que não estavam trabalhando, tiveram elevado percentual de óbito materno (CORREIA et al., 2011).

A escolaridade também aparece como um importante indicador da situação econômica da mulher, especialmente em regiões com grandes iniquidades no acesso à educação formal. A educação está inversamente relacionada ao risco de mortalidade materna (ALVAREZ et al., 2009; BUOR e BREM, 2004; HOGAN et al., 2010), sendo a menor escolaridade associada a maior risco. As maiores razões de mortalidade materna são encontradas em mulheres com educação primária ou sem escolaridade (HOJ et al., 2002; HOYERT et al., 2000). A escolaridade é também um marcador importante para determinar o acesso aos serviços de saúde e vem sendo associada a fatores como a decisão sobre o número e o momento da gestação, aumento no acesso e uso de informações médicas, bem como redução de comportamento de risco (DOLATIAN et al., 2016). Além disso, uma consequência da baixa escolaridade é a menor identificação de sinais de alerta que podem aparecer durante a gravidez (AMZAT, 2015). Em estudo realizado na Etiópia, a presença de parteiras qualificadas foi associado ao ensino médio ou superior (MENGESHA et al., 2013). Baixo status educacional em Bangladesh e Paquistão foram associados alto risco de óbito materno (CHOWDHURY et al., 2009; KALIM et al., 2009). No Brasil, na área urbana de Recife, Leite et al., (2011) encontraram maior chance de mortalidade materna em mulheres com menos de 4 anos de estudo (OR = 4,95; IC95%: 2,43-10,08), sendo esta chance maior entre as usuárias do SUS (OR = 4,47; IC95%: 1,87-10,29), evidenciando as desigualdades sociais na determinação de mortalidade materna.

Outro fator que está associado à mortalidade materna é a raça/etnia, sendo a mortalidade materna expressivamente mais elevada em mulheres de minorias étnico-raciais (LOPES, BUCHALLA e AYRES, 2007). Estudos mostram piores condições de vida e de saúde em mulheres de categorias étnico raciais mais vulneráveis, com persistente desigualdade de acesso aos serviços de saúde, educação e renda e maiores razões de mortalidade materna (LOPES, BUCHALLA e AYRES, 2007; MARTINS, 2006; LEAL, GAMA e CUNHA, 2005). Nos EUA, as mulheres afro-americanas têm taxas

consistentemente mais altas de mortalidade materna em comparação com brancas ou hispânicas (HOYERT et al., 2000). Um estudo nos EUA sobre as taxas de letalidade entre as mulheres negras e brancas de complicações relacionadas à gravidez, como pré-eclâmpsia, eclâmpsia, descolamento de placenta, placenta prévia e hemorragia pós-parto, mostrou que as mulheres negras tinham duas a três vezes mais chances de morrer devido a estas complicações do que as mulheres brancas (TUCKER et al., 2007). Mais recentemente, estudo também mostrou que o aumento de desigualdade de renda, mensurado pelo Índice de Gini, foi associado ao aumento de mortalidade materna em mulheres pretas (RR: 1,14; IC95%: 1,04-1,24), nos Estados Unidos, no período de 2001 a 2015, não sendo encontrada associação estatisticamente significativa, nas RMM de mulheres brancas (RR: 1,04; IC95%: 0,96-1,14), nem nas RMM totais (RR: 1,03; IC95%: 0,95-1,10) (VILDA et al., 2019).

O racismo pode ser definido como um sistema estruturante gerador de comportamentos, práticas, crenças e preconceitos que fundamentam desigualdades evitáveis e injustas entre grupos da sociedade, baseadas na raça ou etnia. Quando institucionalizado, isto é, praticado em instituições do Estado, o racismo obstrui o acesso a bens, serviços e oportunidades, estando subjacente às normas que orientam as ações destas instituições, mesmo sem ser legalizado (WERNECK, 2016; JONES, 2000). No sentido de evidenciar o impacto das desigualdades sociais e do racismo, pesquisas realizadas no Brasil têm evidenciado que as mulheres negras estão em situação de maior vulnerabilidade quando comparadas às brancas, em relação ao acesso e utilização dos serviços de saúde (LEAL et al., 2017; DINIZ et al., 2016; MARTINS, 2006; LEAL; GAMA; CUNHA, 2005) e também na expressão da mortalidade materna (MARTINS, 2006). Analisando dados de comitês, relatórios e teses Martins (2006) encontrou um risco de óbito materno entre mulheres pretas que variava de 3,7 a 8,2, quando comparadas às mulheres brancas. Dados oriundos da pesquisa Nascer no Brasil indicaram que, além dos eventos no entorno mais imediato do parto, as desigualdades segundo raça/cor se estendem ao longo do processo mais amplo da gravidez, de forma que puérperas de cor preta possuíam maior risco de terem um pré-natal inadequado (OR = 1,6; IC95%: 1,4-1,9), falta de vinculação à maternidade (OR = 1,2; IC95%: 1,1-1,4), ausência de acompanhante (OR = 1,7; IC95%: 1,4-2,0), peregrinação para o parto (OR= 1,3; IC95%: 1,2-1,5) e menos anestesia local para episiotomia (OR = 1,5; IC95%: 1,1-2,1), quando comparadas às mulheres brancas (LEAL et al., 2017). Estudo recente realizado sobre aborto no Brasil, também, encontrou esta disparidade em relação à busca ao primeiro atendimento pós-aborto (GOES et al., 2020), encontrando maior relato de barreiras individuais na busca pelo primeiro atendimento entre mulheres pretas (32%), sendo também

confirmado que mulheres pretas (OR: 1,7, IC95%: 1,2-2,4) e pardas (OR:1,5; IC95%:1,1-2,1) tinham maior chance de encontrar barreiras no primeiro atendimento após o aborto do que as mulheres brancas.

Já em relação às mulheres indígenas, uma série histórica realizada no Pará, no período de 2005 a 2014, encontrou uma razão de mortalidade materna de 60,7 por 100 mil nascidos vivos para as mulheres não indígenas e 135,8 por 100 mil nascidos vivos para as indígenas (SANTOS et al., 2017). No Mato Grosso, Teixeira et al., (2012) encontraram chances 5,13 vezes maiores de óbito materno em mulheres pretas (IC95%: 2,56-10,04) e 5,71 (IC95%: 2,85-11,16) em indígenas, comparadas às mulheres brancas. No entanto, são necessários mais estudos de abrangência nacional para melhor entender as questões de raça e etnia e mortalidade materna, na população brasileira.

Outra questão que merece destaque no leque dos determinantes distais é relativa ao espaço geográfico, sendo mensurado através das variáveis como rural ou urbano, distância dos serviços de saúde e residir em determinadas regiões. A acessibilidade geográfica pode influenciar a mortalidade materna por estar relacionada à rapidez e facilidade que os serviços de saúde materna podem ser alcançados para a atenção pré-natal, acompanhamento e tratamento das complicações e local de parto (MILLER et al., 2016). Mulheres que residiam em áreas rurais da África, comparadas às urbanas, apresentaram maiores riscos de mortalidade materna (RONSMANS et al., 2003). No Camboja, também foi encontrado RMM quase sete vezes maior em mulheres de províncias fora da capital do que na capital (2.090/100.000 NV e 310/ 100.000, respectivamente) (KOUM et al.,2002). Os piores resultados na população rural, muitas vezes está relacionado ao acesso mais difícil aos serviços médicos desta população (RONSMANS et al., 2003).

A concentração de serviços de saúde nos centros urbanos traz uma barreira importante para as mulheres que vivem na zona rural acessarem estes serviços. Longas distâncias às unidades de saúde continuam sendo um problema em locais onde mortalidade materna permanece em altos níveis (AMZAT, 2015). A questão econômica e o acesso ao transporte são algumas dificuldades que as moradoras rurais têm para acessar essas unidades de saúde, muitas vezes não conseguindo obter a atenção à saúde, em tempo oportuno, por conta do transporte inadequado ou indisponível (HOJ et al., 2002). Na Índia, Aggarwal et al. (2007) relataram uma chance de mortalidade materna de 6,8 maior (IC95%: 3,8 - 12,4) em mulheres que residiam há mais de 5 km da unidade de saúde mais próxima. Na Guiné, Hoj et al. (2002) relataram uma razão de mortalidade materna sete vezes maior para mães que residiam 25 km de um hospital em relação a mães que residiam 5 km (OR: 7,4, IC95%: 1,6 - 132,4). Estudo

realizado na Tanzânia, evidenciou que a distância física das instalações de saúde foi a razão mais frequente para o parto realizado em domicílio de mulheres que residiam na zona rural (CHOE et al., 2016).

No Brasil, estudo realizado com puérperas em uma microrregião de saúde com alta mortalidade materna no Espírito Santo evidenciou que 89,1% das puérperas residentes na zona urbana residiam até 4 km dos serviços de saúde. Em contrapartida, 68,1% das residentes rurais estavam até 14 km de distância, sendo necessário, para a maioria, o deslocamento por transportes que nem sempre eram oferecidos publicamente (MARTINELLI et al., 2016)

2.3 INTERVENÇÕES DE SAÚDE PARA REDUÇÃO DA MORTALIDADE MATERNA

As políticas públicas de atenção à saúde para redução da mortalidade materna cresceram no século XX, a partir da evidência das altas taxas de mortalidade no mundo, especialmente nos países mais pobres. Em 1987, a Conferência Internacional sobre Maternidade Segura (Safe Motherhood Conference) realizada no Quênia, iniciou uma discussão sobre a problemática da morte materna, sendo considerada um dos marcos da mobilização internacional na direção de visibilizar a Mortalidade Materna como um problema de saúde mundial (LAURENTI, 1989; LAURENTI et al., 2004). No mesmo ano, o V Encontro Internacional Mulher e Saúde, realizado na Costa Rica, com participação de mulheres de mais de 80 países, lançou uma Campanha Mundial pela Redução da Mortalidade Materna. A XIII Conferência Sanitária Pan-Americana em Washington, em 1990, aprovou o Plano de Ação Regional para a Redução da Mortalidade Materna na Região das Américas, tendo os países signatários assumido o compromisso de formular planos nacionais de redução da mortalidade materna firmando a meta de reversão em, pelo menos, 50% até o ano 2000 (ABOU'ZHR ET AL., 1996). Aqui houve também o amplo reconhecimento do contexto socioeconômico como um fator importante na determinação da mortalidade materna, que coloca as mulheres gestantes e puérperas em situação de vulnerabilidade em maior risco de adoecer e/ou morrer, a partir da constatação que a maior parte das mortes maternas são evitáveis (OPS/OMS, 1996).

No ano 2000, representantes de 189 países se reuniram para a identificação dos principais problemas que afetariam o mundo no novo milênio, culminando na pactuação de oito objetivos e 21 metas para melhoria das condições de vida das populações mais pobres até 2015. Dentre esses Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (ODM), o 5º objetivo propunha

melhoria da saúde das gestantes com a redução da MM em 75% até 2015 para os países signatários, entre eles o Brasil (UNITED NATIONS, 2014). De 1990 a 2010, houve uma redução de 47% da MM (WHO, 2020). A melhoria dos determinantes sociais e o desempenho do sistema de saúde tiveram um papel importante para esta redução, mas este progresso ainda foi insuficiente, desigual e lento. Sendo assim, o combate à morte materna permaneceu no foco da agenda de saúde global e do desenvolvimento internacional com os novos Objetivos do Desenvolvimento Sustentável (ODS), estratégia que sucedeu o ODM, no objetivo 3, propondo a eliminação da morte materna evitável e a meta universal da MM inferior a 30 mortes para cada 100.000 NV (SOUZA, 2015).

Uma importante estratégia para a mensuração e visualização dos óbitos maternos, com fins de estratégias de prevenção e redução destes óbitos é a promoção de melhorias no sistema de registro, incluindo a investigação compulsória de mortes de mulheres em idade reprodutiva. Os Comitês de Mortalidade Materna são importantes estratégias interinstitucionais e multiprofissionais que visam a identificação de todos os óbitos maternos para a proposição de medidas de intervenção na região de abrangência. Com expansão em todo o mundo, a sua emergência data de antes de 1980, com primeiros registros nos Estados Unidos na década de 30, e na Inglaterra na década de 50. Na América Latina, a experiência de Cuba, iniciada em 1987, é considerada uma das mais antigas e exitosas (BRASIL, 2001; SIQUEIRA E RODRIGUES, 2003).

A partir da visibilidade do problema, do desenvolvimento socioeconômico e da implementação de políticas que modificam os determinantes sociais da mortalidade materna, como os programas de transferência condicional de renda, e da ampliação da cobertura e do acesso aos sistemas de saúde, bem como da melhoria da qualidade da atenção, observou-se a gradual transformação dos padrões de mortalidade materna entre os países, com progressão gradual ao longo de uma trajetória (SOUZA, 2013). Esse fenômeno tem sido classificado como "transição obstétrica" que, adaptado dos modelos clássicos de transição epidemiológica, é caracterizado pela passagem de um padrão de alta para baixa mortalidade materna, de predominância das causas obstétricas diretas para uma proporção crescente de causas indiretas associadas às doenças crônico-degenerativas e aumento da institucionalização da assistência e de intervenção obstétrica, com eventual excesso de medicalização (SOUZA et al., 2014).

São considerados cinco estágios da transição obstétrica. No estágio 1, tem-se as RMM muito altas (> 1.000 mortes maternas/100.000 NV), acompanhadas de alta fertilidade e predominância de causas diretas, juntamente com uma grande proporção de óbitos atribuíveis a doenças transmissíveis. Há uma lacuna grande de atenção obstétrica profissional e acesso

aos estabelecimentos de saúde. No estágio 2, apesar das altas RMM (999-300 mortes maternas/100.000 NV) e taxas de fertilidade, o acesso aos estabelecimentos de saúde é ampliado. No Estágio 3, há uma redução da RMM (299-50 mortes maternas/100.000 NV) e fertilidade, mas com predominância das causas diretas de mortalidade. Há maior acesso aos estabelecimentos de saúde, mas ainda existem lacunas assistenciais para uma parte da população. Questões principais dentro deste contexto é a qualidade da atenção que se torna um dos principais determinantes dos resultados de saúde, além de convivência com as altas interferências médico-assistenciais sobre o parto. No estágio 4, há baixa RMM (< 50 mortes maternas/100.000 NV) e taxa de fertilidade. O excesso de medicalização pode ser uma ameaça à qualidade da atenção. Finalmente, no Estágio 5, todas os óbitos evitáveis são de fato evitados e a RMM, então, atinge níveis muito baixos (< 5 mortes maternas/100.000 NV), com as causas obstétricas indiretas associadas às doenças crônico-degenerativas sendo as principais causas de mortalidade materna. Neste cenário podem ainda persistir a excessiva medicalização e violência estrutural, como a desigualdade de gênero e o acesso das populações vulneráveis (SOUZA et al., 2014).

Estes estágios podem fornecer orientação sobre as prioridades de saúde e áreas focais mais urgentes através da compreensão das causas de morte em cada contexto por meio da vigilância e atenção à saúde, com classificação das urgências, considerando prioridades imediatas e necessidades futuras à medida que os países avançam. Para países com altas RMM são recomendadas estratégias focadas no planejamento reprodutivo, no combate às causas diretas e evitáveis, além de melhoria da infraestrutura básica do sistema social e de saúde e da qualidade mínima do atendimento. Já os países com menores RMM, as estratégias são focadas no tratamento das doenças não transmissíveis e outras causas indiretas, na humanização do atendimento e na contenção do uso excessivo de intervenções. A equidade é uma preocupação importante em todos os níveis, visto que as taxas médias de mortalidade caem, atenção especial deve ser estabelecido na eliminação de disparidades entre subgrupos vulneráveis (WHO, 2015).

Miller et al. (2016) também propuseram uma classificação considerando estes contínuos na atenção a saúde materna, considerando dois distintos cenários: muito pouco, muito tarde (too little, too late -TLTL) e muito tarde, muito breve (too much, too soon - TMTS) . TLTL é uma situação em que existem recursos insuficientes e inadequados para fornecer a atenção necessária, o que resulta em alta mortalidade materna. TMTS inclui o uso excessivo e desnecessário de intervenções não baseadas em evidências. Conforme aumenta a cobertura e o acesso da população aos estabelecimentos de saúde, aumenta-se os custos de

saúde, desrespeitos e abusos às beneficiárias, assim como a excessiva medicalização. Embora TMTS seja normalmente atribuída a países de alta renda e TLTL a países de baixa e média renda, as extremas iniquidades sociais e de saúde fazem com que estes extremos coexistam em muitos países.

A cesariana é um indicador de saúde materna que pode ser considerado um exemplo de TLTL e TMTS, com taxas díspares entre e dentro dos países, com taxas mais altas nos estabelecimentos privados e nos quintis de riqueza mais altos (MILLER et al., 2016). Globalmente, as taxas de cesarianas estão aumentando e possivelmente estas taxas não são acompanhadas de indicações clínicas. Países de baixa renda, historicamente tiveram taxas de cesariana muito baixas, particularmente aqueles com baixas taxas de partos em estabelecimentos de saúde, deficiências de transporte, instalações cirúrgicas, pessoal e equipamento cirúrgico e capacidade de anestesia e transfusão de sangue e com escassez de atendentes qualificados. Já os países de alta e média renda, geralmente, têm taxas mais altas de cesarianas. O uso excessivo de cesariana para indicações não médicas - TMTS - têm sido associadas a taxas aumentadas de morbidade materna (MILLER et al., 2016; VILLAR et al., 2006). As altas taxas de cesarianas aumentam os custos financeiros para os sistemas de saúde, criando barreiras para sua cobertura universal.

2.3.1 Políticas Públicas para melhoria da saúde materna no Brasil

As políticas de atenção à saúde materna cresceram no século XX, a partir da evidência das altas taxas de mortalidade, no Brasil e no mundo. No entanto, no Brasil, até meados da década de 70, a atenção à saúde da mulher era pautada apenas na saúde reprodutiva, com ações fragmentadas e sem integração com outros setores, evidenciando a desigualdade de gênero. A Declaração de Alma-Ata, em 1978, estabeleceu como prioridade a atenção à assistência materno-infantil, planejamento familiar, imunização, promoção e prevenção de doenças (ALMA-ATA, 1978). A estruturação dos movimentos feministas, em conjunto com o movimento sanitário, possibilitou o surgimento das denúncias à violência aos direitos à educação, a falta de serviços básicos e das condições de vida e saúde das mulheres (BRASIL, 2004^a).

Neste contexto de busca por direitos, na década de 80, foi criado o Programa de Atenção Integral à Saúde da Mulher (PAISM), apresentando avanço nas políticas que antes centravam apenas na reprodução, ao serem colocadas na agenda, ações de educação, atenção

clínico- ginecológica, controle de câncer de mama e de útero, dentre outras (COELHO, 2009; BRASIL, 2004^a). Na década de 80 também começaram os primeiros Comitês de Mortalidade Materna no Brasil, tendo o estado de São Paulo despontado como centro pioneiro, contando com a participação de representantes do movimento organizado de mulheres em sua formulação (BRASIL, 2009^a; RODRIGUES E SIQUEIRA, 2017). Estas ações foram implantadas em todo Brasil, aumentando a sua cobertura gradualmente. Dados de 2009 demonstram que os comitês de mortalidade materna estavam instalados em todos os 27 estados, em 172 regiões subestaduais e em 748 municípios (BRASIL, 2009^a). Essas medidas levaram a uma melhoria na detecção e notificação das mortes maternas. É importante também destacar que a melhoria das estatísticas influencia também a interpretação de tendências temporais e diferenças regionais, porque a qualidade das notificações varia de acordo com a época e o lugar de ocorrência (VICTORA et al., 2011).

A implantação do Sistema Único de Saúde (SUS) como política de estado, com acesso universal e integral, auxiliou a construção de um conjunto de ações em saúde, como o Programa de Agentes Comunitários de Saúde (1990) e a Estratégia da Saúde da Família (1994) que possibilitaram a interiorização de equipes de saúde da família e a ampliação do acesso aos serviços de Saúde, contribuindo para o aumento da cobertura da atenção à saúde materna e reprodutiva, como as ações de acompanhamento pré-natal, vacinação e planejamento reprodutivo (LEAL et al., 2018).

Com as discussões sobre a mortalidade materna em 1990 e o foco nos ODM, houve a criação do Programa de Humanização no Pré-Natal e Nascimento (PHPN), com o objetivo principal de reduzir a mortalidade materna, perinatal e neonatal, na tentativa de garantir o direito da gestante e do recém-nascido ao atendimento humanizado e seguro (COELHO,2009).

Já em 2004, a Política Nacional de Atenção Integral à Saúde da Mulher (PNAISM) consolidou a proposta do PAISM, incluindo ações de saúde com vistas à ampliação da atenção à saúde da mulher, sendo alicerçada pelo Pacto Nacional pela Redução da mortalidade materna e neonatal, com o objetivo de reduzir em 15% a mortalidade materna e neonatal até 2006 e, em 75%, até 2015 (REIS, PEPE e CAETANO, 2011). Ainda em 2004, com a persistência das altas taxas de mortalidade materna, a notificação do óbito materno foi tornada compulsória, além de dirigidos programas para a redução das desigualdades regionais, como a Redução da Mortalidade Materna e Infantil no Nordeste e Amazônia Legal (LEAL et al., 2018). Neste contexto, também foi criado o Programa Bolsa Família com o foco de alívio da pobreza imediata e intergeracional (BRASIL, 2004^b).

Em 2005, foi lançada a Política Nacional dos direitos Sexuais e Reprodutivos (2005) visando a garantia à saúde sexual e reprodutiva, com foco principal no planejamento reprodutivo e prevenção de Infecção Sexualmente Transmissível (IST) e AIDS/HIV (BRASIL, 2005). Em 2006, o Pacto pela Saúde colocou entre suas prioridades, a redução da mortalidade materna e infantil (BRASIL, 2006), que teve na portaria nº 2.669 de 03 de novembro de 2009 estabelecidas as prioridades, os objetivos, as metas e os indicadores de monitoramento e avaliação, tendo como finalidade a investigação dos óbitos de mulheres em idade fértil e materno, referentes às declarações de óbito do ano anterior (BRASIL, 2009^b).

Em 2011, incorporando todas as ações anteriores, foi lançada a Rede Cegonha, através da Portaria nº 1.459, de 24 de junho de 2011, sendo definida como uma estratégia que visa implementar uma rede de cuidados para assegurar às mulheres o direito ao planejamento reprodutivo e à atenção humanizada à gravidez, ao parto e ao puerpério, às crianças, o direito ao nascimento seguro e ao crescimento e desenvolvimento saudáveis (BRASIL, 2011). A Rede Cegonha busca o atendimento adequado na hora do parto e nascimento, a responsabilidade da gestão e serviços quanto à estrutura e logística, além da qualidade da atenção durante o Pré-Natal. Essa operacionalização perpassa desde o processo de trabalho e qualificação da atenção, a partir da identificação e resolução dos problemas de saúde e reorganização dos atendimentos da atenção à mulher. Após a implementação da Rede Cegonha, foi observado um aumento do número de mulheres com acesso à tecnologia apropriada ao parto entre os anos de 2011 e 2017, como presença de acompanhante durante o parto vaginal no serviço público (de 31,8% para 83,9%), assim como no serviço privado (de 55,8% para 96,8%). Houve também redução de práticas consideradas prejudiciais, tais quais a redução das taxas de intervenções não recomendadas de rotina durante o parto vaginal (LEAL et al., 2019). Além disso, a Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS), em conjunto com o Ministério da Saúde, lançaram o programa Parto Adequado, uma iniciativa focada na disseminação de informações sobre a importância do parto normal e do respeito às fases da gestação, com o intuito de reduzir as altas taxas de cesarianas no país (ANS, 2015).

Apesar dos avanços conquistados ao longo dos anos, problemas persistem. Importa destacar a estabilização das RMM após o ano 2000, após uma acentuada redução nos 10 anos anteriores. A partir de 2010, visualiza-se também uma redução discreta, mas voltando a crescer a partir de 2015, em conjunto com o cenário de crise política e econômica. Problemas como a continuidade da ilegalidade do aborto que contribui para práticas inseguras, a qualidade da atenção ao parto e a persistente peregrinação de gestantes de um serviço para o outro contribuem para que estas taxas permaneçam altas. Além disso, em conjunto com a

ampliação do acesso ao parto institucional, cresceram também as intervenções desnecessárias, com excessiva medicalização da atenção ao parto e nascimento, aumento de cesarianas e intervenções invasivas, fomentando o debate sobre a necessidade de desinstitucionalização do parto e nascimento (SOUZA, 2015). Altas taxas de cesarianas maiores que 50% no Brasil mantêm o risco de morte materna muitas vezes superior ao que se poderia reduzir (ESTEVEZ-PEREIRA et al., 2016).

No âmbito das intervenções voltadas para a melhoria da saúde materna ou dos seus determinantes, esta tese vai explorar o efeito de uma intervenção social, pautada em políticas públicas de assistência social, para redução da pobreza (PBF), na redução da mortalidade materna. Além disso, será também explorada uma intervenção em saúde – a cesariana – que apesar de ser um recurso necessário e capaz de salvar vidas, pelas altas taxas e o excesso de uso sem indicação, pode acarretar risco para a saúde materna, já que todo procedimento cirúrgico tem um risco atribuído.

2.4 CESARIANA E MORTALIDADE MATERNA

A elevação na taxa de cesarianas é um fenômeno da obstetrícia mundial, mas o Brasil é líder das estatísticas. O Brasil tem uma das maiores taxas de cesárea do mundo (56%), em comparação com uma média global de 21% (WISE,2018). Entre as mulheres brasileiras que usam saúde privada, esta taxa é de quase 90% (NAKAMURA-PEREIRA et al., 2016). É provável que a maioria dessas cesarianas realizadas sejam de pacientes sem indicações clínicas (DIAS, DOMINGUES e PEREIRA, 2008; LEAL et al., 2018).

As cesarianas são intervenções eficazes para proteger a saúde materna, quando realizadas por razões clínicas bem definidas (BETRAN, TORLONI e GÜLMEZOGLU, 2016) mas podem também expor as mulheres a complicações significativas, pois, como qualquer procedimento cirúrgico, não são isentas de riscos. A cesariana pode trazer riscos à saúde tanto a curto, como a longo prazo. No parto em curso, as mulheres submetidas à cesariana apresentam maior risco de hemorragia, sepse, tromboembolismo venoso e amniótico e embolia (LANDON et al., 2004; RORTVEIT et al., 2003). Nas gestações subsequentes, o risco de placenta prévia, placenta acreta e ruptura uterina também é aumentado (KEAG, NORMAN e STOCK, 2018). Essas condições aumentam a mortalidade e morbidade materna grave cumulativamente a cada subsequente cesárea (VADNAIS et al., 2006). Além disso, sabe-se que taxas mais altas de cesariana sem indicação médica adequada não resultam

necessariamente em menor morbimortalidade materna (BETRAN, TORLONI e GÜLMEZOGLU, 2016).

Estudos anteriores tem explorado a associação de cesariana com mortalidade materna, mas ainda faltam evidências definitivas, uma vez que a maioria da literatura publicada tem limitações importantes, como viés relacionado à indicação de cesariana, sendo a morbidade materna tanto a causa de óbito, como o motivo da indicação de cesariana (SANDALL et al., 2018; VADNAIS et al., 2006; SOBHY et al., 2019). Além disso, muitas dessas publicações foram feitas antes de 1990, não acompanhando as melhorias nas técnicas anestésicas e cirúrgicas, como prevenção tromboembólica, profilaxia antibiótica e conservação do sangue, que podem minimizar o risco de complicações e mortalidade materna (VADNAIS et al., 2006). Os tamanhos amostrais destes estudos também são, na sua maioria, pequenos, especialmente em países de baixa e média renda, fornecendo estimativas imprecisas, dado que a morte materna é um evento raro (SOBHY et al., 2019).

Alguns poucos estudos da literatura podem ser considerados com resultados consistentes e com adequada metodologia de controle de vieses de indicação (VADNAIS et al., 2006; ESTEVES-PEREIRA et al., 2016). No Canadá, em comparação com mulheres que realizaram parto vaginal planejado, aquelas que tiveram a cesárea planejada apresentou maior risco de morbidades maternas graves, como hemorragia, histerectomia, complicações anestésicas, parada cardíaca, infecção puerperal, tromboembolismo venoso, dentre outros (LIU et al., 2007). No entanto, nenhuma associação estatisticamente significativa com a mortalidade materna foi encontrada. Na França, excluindo os óbitos maternos que podem estar associados a morbidades pré-natais, um estudo também relatou um maior risco de morte materna associado à cesariana (OR 3,64 IC 95% 2,15-6,19) (DENEUX-THARAUX et al., 2006). Nos países de baixa e média renda, estudo indiano de base hospitalar relatou um risco três vezes maior de mortalidade materna com cesariana em comparação ao parto vaginal (KAMILYA et al., 2010). Resultados semelhantes foram encontrados em um estudo de caso-controle no Brasil (OR 2,87, IC 95% 1,63– 5,06) (ESTEVES-PEREIRA et al., 2016). Apesar do controle adequado para viés de indicação, este estudo envolveu apenas 08 estados brasileiros.

A importância da redução das taxas de cesariana vem sendo pautada em todo mundo. Uma estratégia identificada para avaliação das taxas de cesariana a nível nacional e ao nível das unidades de saúde é a classificação de Robson (ROBSON, 2001). A classificação de Robson para cesariana é um sistema que classifica as mulheres em 10 grupos com base em suas características obstétricas (paridade, cesárea anterior, idade gestacional, início do

trabalho de parto, apresentação fetal e número de fetos). A OMS considera os grupos de Robson um padrão global útil para monitorar e comparar as taxas de cesárea, em que se espera baixas taxas de cesáreas em grupos de mulheres com gestação a termo, com apresentação cefálica e feto único (Grupos de Robson 1 a 4). Por outro lado, níveis mais altos de taxas de cesariana são esperados em mulheres com CS anterior e aquelas com gêmeos, com apresentações anormais do feto e parto prematuro (Grupos de Robson 6 a 10) (ROBSON, 2001).

No Brasil, estudo do Nascer no Brasil descreveu maiores taxas de cesariana no grupo 2 (nulíparas, termo, cefálica, parto induzido ou cesárea antes do parto), grupo 5 (multíparas, termo, apresentação cefálica e cesárea anterior) e grupo 10 (gravidezes pré-termo cefálicas), representando mais de 70% das cesáreas realizados no país (NAKAMURA-PEREIRA et al., 2016). Ao avaliar as taxas de cesárea por indicação entre os grupos de Robson, apenas no setor público, as taxas de cesariana se diferenciaram em relação às mulheres classificadas como alto e baixo risco, não ocorrendo esta relação no sistema privado, evidenciando o uso excessivo das cesáreas sem indicação (NAKAMURA-PEREIRA et al., 2016). Dessa forma, os autores colocam que as políticas públicas direcionadas à redução da cesarianas precisam focar na redução do número de cesáreas sem indicação, além do incentivo ao parto vaginal após cesariana (*Vaginal Birth After Caesarean - VBAC*), com adequada identificação e classificação de risco. Apesar de haver lacunas no que concerne ao tipo de parto mais adequado após uma cesariana, repetidas cesarianas estão associadas a um risco aumentado de mortalidade materna devido a complicações para a mãe (VILLAR et al., 2006). Ademais, estudos têm relatado melhores resultados após a VBAC do que a cesariana, apresentando sucesso em cerca de 70% dos partos (EDEN, MCDONAGH e DENMAN, 2010; GUISE, DENMAN e EMEIS, 2010).

As condições socioeconômicas e a qualidade dos serviços de saúde parecem ser um fator importante na relação entre o parto cesáreo e a mortalidade materna, uma vez que as mortes maternas após cesarianas em países de baixa renda podem ser até 100 vezes maiores do que em países de alta renda (SOBHY et al., 2019). O acesso reduzido a assistência pré-natal adequada, recursos para planejamento de cesáreas eletivas quando necessário e encaminhamento tardio de trabalho de parto obstruído podem agravar esta situação. Garantir uma cesariana quando clinicamente necessária é uma recomendação de cuidados de saúde adequada para reduzir a mortalidade materna (OMS). No entanto, uma vez que a cesárea acarreta riscos para a saúde materna, além de custos mais elevados do que o parto vaginal, a

cesárea feita rotineiramente sem indicação médica pode representar uma drenagem de recursos e ter implicações negativas para a equidade em saúde (GIBBONS et al., 2010).

2.5 PROGRAMAS DE TRANSFERÊNCIA CONDICIONADA DE RENDA E MORTALIDADE MATERNA

2.5.1 Programas de Transferência Condicionada de Renda (PTCR)

Os PTCR são programas que fornecem uma renda para famílias pobres com a condição que seja investido no capital humano da família (WORLD BANK, 2009). Os objetivos dos PTCR são primeiro, em curto prazo, oferecer às famílias pobres um piso mínimo de consumo, atenuando os efeitos da pobreza, e segundo, em longo prazo, quebrar a transmissão intergeracional da pobreza através seus condicionantes.

Os primeiros programas de transferência de renda condicional foram implantados no final dos anos 90 e se espalharam rapidamente em vários países, especialmente na América Latina, abrangendo milhões de famílias, e tornando-se, em alguns países, como no Brasil e no México, os maiores programas nacionais de assistência social (WORLD BANK, 2009). Estes programas, estão, geralmente inseridos na agenda política de países de baixa e média renda, apesar de existirem esforços semelhantes em alguns países desenvolvidos (FISZBEIN E SCHADY, 2009; WORLD BANK, 2015).

Os PTCR possuem quatro eixos principais. O primeiro eixo versa sobre o alívio da pobreza a curto prazo, ao construir uma rede de segurança para as famílias mais vulneráveis, através da transferência de uma renda básica, favorecendo o consumo de alimentos e acesso a atenção a saúde, educação e alimentação. O segundo eixo pretende o alívio da pobreza a longo prazo, com o investimento em capital humano e iniciativas de informação, educação e comunicação de saúde para as famílias beneficiárias. O terceiro eixo está na identificação de famílias ou comunidades beneficiárias e o quarto refere-se ao acompanhamento das condicionalidades e verificação de conformidade com os critérios de elegibilidade (WORLD BANK, 2015).

Apesar de possuírem objetivos comuns, os PTCR possuem variações, na amplitude das condicionalidades, na cobertura da população elegível, na caracterização dos beneficiários e na definição do/da chefe da família, sendo, geralmente a mulher. As transferências são geralmente passadas às mulheres, no intuito de contribuir para o papel de liderança e a

possibilidade de utilização dos recursos para a melhoria do bem-estar da família (GLASSMAN, 2013). Os PTCR também se caracterizam quanto as condicionalidades, podendo ser “amplos”, em que as condicionalidades perpassam grande parte da vida dos indivíduos, como o atendimento escolar até a adolescência, acompanhamento do desenvolvimento e crescimento da criança e o acompanhamento pré-natal, a exemplo do Brasil. Podem ainda ser considerados restritos em que estão mais focalizados nos efeitos imediatos da saúde materna e do neonato, sendo exemplos o Janani Suraksha Yojana (JSY) na Índia e o Safe Delivery Incentive Program (SDIP) no Nepal (GLASSMAN et al., 2013).

Em relação à extensão da focalização dos indivíduos dentro da família, os PTCR, na maioria das vezes, tratam de uma transferência de benefícios para famílias pobres e extremamente pobres, com pelo menos uma criança. No entanto, outras focalizações também são encontradas como pessoas desempregadas, pessoas com deficiência, adolescentes órfãos, dentre outros (CECCHINI e MADARIAGA, 2011). Apesar do crescimento do número de PTCR ao redor do mundo, recente trabalho evidenciou que a maioria das famílias que seriam elegíveis aos programas, principalmente nos países de baixa e baixa-média renda, não foram contemplados pelos sistemas de segurança social (WORLD BANK, 2015), tendo a cobertura desses programas variado de acordo com o nível de pobreza da região. Na África subsaariana e o sul da Ásia, por exemplo, os PTCR atingiram uma baixa cobertura da população elegível, com apenas 10% e 20%, respectivamente. Já nos países de renda baixa e média-baixa, a cobertura foi de 25% e os países de renda média-alta 64% (WORLD BANK, 2015). As maiores dificuldades em atingir a cobertura estão nos recursos para financiamento dos programas, além da identificação, alcance e adesão das famílias pobres em regiões de difícil acesso da periferia e da zona rural, população que deveria ser prioridade para o alcance dos PTCR (WORLD BANK, 2015).

Os PTCR criam uma dinâmica de utilização dos serviços de saúde, impulsionando a redução das barreiras e as lacunas existentes entre utilização de serviços de saúde pela população mais vulnerável (GLASSMAN et al., 2013; MORGAN et al., 2013). Para que os PTCR sejam eficazes no cumprimento dos objetivos, existe a necessidade de articulação com outros setores, configurados como programas de rede de segurança, a fim de assegurar o acesso aos serviços principalmente nas áreas de saúde, educação e nutrição, garantindo o cumprimento e monitoramento das condicionalidades (WORLD BANK, 2015).

2.5.2 Programa Bolsa Família (PBF)

No Brasil, a partir dos anos noventa, se iniciou o processo de desenvolvimento dos primeiros programas de transferência de renda, que foram implantados inicialmente em diferentes áreas e em diferentes níveis das esferas de governo. Alguns problemas como falta de articulação, emprego de diferentes critérios de inscrição, utilização de diferentes bancos de dados que não interagem e diferenças de cobertura, foram identificados e impulsionaram a criação de um programa unificado (SANTOS, et al, 2011). Em 2003 o governo brasileiro conferiu alta prioridade à estratégia da Fome Zero, que incluía, entre outros, o PBF e no início de 2004, sob a justificativa de ampliar os recursos, elevar o valor monetário dos benefícios e melhorar o atendimento dos usuários, foi lançado o Programa Bolsa Família (PBF), que representou a unificação de quatro programas federais já existentes: a Bolsa Escola, a Bolsa Alimentação, o Vale Gás e o Cartão Alimentação, integrando, posteriormente, o Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (SANTOS et al., 2011). As famílias beneficiadas pelos Programas anteriores foram sendo incorporadas, gradualmente, ao PBF, quando atendidas as condições de elegibilidade do PBF e observada a disponibilidade orçamentária e financeira (BRASIL, 2004^b)

O PBF tem três eixos principais: a transferência de renda, que promove um alívio imediato à pobreza; as condicionalidades, que estimulam o acesso à educação e à saúde; e os programas complementares, acessados pela assistência social, que permitem o desenvolvimento das famílias e a saída da condição de vulnerabilidade (BRASIL, 2019).

O Programa tem como foco a família, eventualmente ampliada por pessoas que com ela possuam laços de parentesco ou afinidade, que formem um grupo doméstico, e que vivam sob o mesmo teto, sendo mantida pela contribuição de seus membros. Para se candidatar ao programa, a família precisa se inscrever no Cadastro Único para Programas Sociais do Governo Federal e atualizar seus dados, no mínimo, a cada 2 anos (BRASIL, 2019).

As transferências de renda são realizadas através dos seguintes benefícios, segundo os valores atuais, em 2018: 1) Benefício Básico: o valor repassado mensalmente é de R\$ 89,00 e é concedido às famílias, consideradas extremamente pobres, com renda mensal de até R\$ 89,00 per capita, mesmo não tendo crianças, adolescentes, jovens, gestantes ou nutrizes; 2) Benefício Variável destinados a famílias em situação de pobreza e extrema pobreza: o valor é de R\$ 41,00 e é concedido às famílias com renda mensal de até R\$ 178,00 per capita, desde que tenham crianças, adolescentes de até 15 anos, gestantes e/ou nutrizes. Cada família pode receber até cinco Benefícios Variáveis, ou seja, até R\$ 205,00; 3) Benefício Variável

Vinculado ao Adolescente (BVJ): é concedido valor de R\$ 48,00 a todas as famílias que tenham adolescentes de 16 e 17 anos frequentando a escola. Cada família pode receber até dois BVJs. 4) Benefício para Superação da Extrema Pobreza (BSP): pago às famílias, que mesmo recebendo os benefícios financeiros do PBF continuam em situação de pobreza extrema, com objetivo de que a família ultrapasse o piso de R\$ 89,00 de renda por pessoa. Famílias extremamente pobres podem acumular o Benefício Básico e o Variável até o máximo de R\$ 372,00 por mês e também 1 Benefício para Superação da Extrema Pobreza (Brasil, 2019). Algumas mudanças ocorreram nos critérios de elegibilidade do PBF em relação à definição da pobreza e extrema pobreza e inclusão de novos grupos de beneficiários (Quadro 1).

Quadro 1. Mudanças nos critérios de elegibilidade e inclusão de novos grupos de beneficiários.

| Ano | Extrema pobreza* | Pobreza* | Benefícios Variáveis | Legislação |
|------|------------------|----------|--------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|--------------------------------------------------------|
| 2004 | 50,00 | 100,00 | Não incluídos | Decreto nº 5.209, de 2004 (Brasil, 2004 ^b) |
| 2006 | 60,00 | 120,00 | Não incluídos | Decreto nº 5.749, de 2006 (Brasil, 2006) |
| 2009 | 70,00 | 140,00 | Concessão dos benefícios às famílias que tenham em sua composição adolescentes com idade de dezesseis a dezessete anos matriculados em estabelecimentos de ensino; | Decreto nº 6.917, de 2009 (Brasil, 2009) |
| 2012 | 70,00 | 140,00 | Concessão dos benefícios às famílias que tenham em sua composição crianças de zero a seis anos de idade; | Decreto nº 7.758, de 2012 (Brasil, 2012a) |
| | | | Concessão dos benefícios variáveis à gestante e à nutriz; | |
| 2014 | 77,00 | 154,00 | Sem alteração | Decreto nº 8.232, de 2014 |

| | | | | |
|------|-------|--------|---------------|----------------------------------------------|
| | | | | (Brasil, 2014) |
| 2016 | 85,00 | 170,00 | Sem alteração | Decreto nº 8.794, de 2016 (Brasil, 2016) |
| 2018 | 89,00 | 178,00 | Sem alteração | Decreto nº 9.396, de 2018 (Brasil, 2018a) |

* Unidades familiares que tenham renda familiar per capita menor ou igual ao valor citado.

O Benefício Variável à gestante (BVG) e o Benefício Variável à nutriz foram implementados em 2012 e visam o aumento à proteção à mãe e ao bebê durante a gestação e os primeiros meses de vida da criança, ao elevar a renda familiar nas fases de vida essenciais ao crescimento e desenvolvimento da criança - desenvolvimento intra-uterino e a primeira infância (Brasil 2019). Um elemento estrutural do Programa Bolsa Família são as condicionalidades na educação e na saúde, que devem ser cumpridas pelas famílias para receber o benefício mensal. Na educação, todas as crianças e adolescentes entre 6 e 15 anos devem estar matriculadas e terem frequência escolar mensal mínima de 85% da carga horária, e os estudantes entre 16 e 17 anos no mínimo 75%. Na área da saúde, as famílias beneficiárias têm que acompanhar o cartão de vacinação, o crescimento e o desenvolvimento das crianças menores de 7 anos. As gestantes têm que fazer as consultas pré-natais e participar das atividades educativas sobre aleitamento e alimentação saudável, assim como, as mulheres lactantes (BRASIL, 2019).

O PBF é o maior PTCR do mundo, alcançando todos os municípios e estados (incluindo o Distrito Federal) do Brasil, com cobertura de cerca de 13 milhões de famílias, correspondendo a 96% de cobertura das famílias pobres e extremamente pobres (estimativas de fevereiro de 2020) (BRASIL, 2021^b). A focalização do programa Bolsa Família, entendida como o direcionamento dos recursos para determinados grupos populacionais considerados mais vulneráveis, pode ser vista como um instrumento para aumentar os efeitos sobre as populações mais pobres, dada uma mesma quantidade de recursos disponíveis (SOARES et al., 2009). Diferentes estudos apontaram o alto nível de focalização do PBF em comparação com os programas de transferência de renda de outros países (SOARES et al., 2009; SOARES et al., 2007; ILO, 2009; PAIVA, SOUSA e NUNES, 2020). Análise mais recente dos dados da PNAD Contínua de 2012-2018, no entanto, chama a atenção para o fato de que apesar de o PBF manter uma das melhores focalizações e coberturas entre os programas de proteção social da América Latina, é provável que cerca de uma em cada cinco pessoas que se encontra

entre as 10% de menor renda no Brasil não estejam recebendo, atualmente, os benefícios do programa (PAIVA, SOUSA e NUNES, 2020).

São vários os elementos que fazem do Programa Bolsa Família um programa altamente complexo (LINDERT, 2006; LINDERT et al., 2013). O primeiro é a sua expansão extremamente rápida e a sua dimensão, representando atualmente um dos maiores programas de transferência de renda do mundo. O segundo elemento importante é constituído pela sua capacidade de ter englobado quatro diferentes programas de transferência de renda, dependentes de ministérios diferentes, em um único programa. Um terceiro é representado pela alta descentralização institucional, que envolve diferentes esferas de governo e numerosas agências em diferentes níveis de implementação do programa. Estes dois últimos elementos testemunham uma capacidade de integração do programa “horizontal” com serviços e programas complementares, e “vertical” com as diferentes esferas nacionais, criando uma rede de seguridade social que envolve as áreas da educação, saúde, assistência social e programas de suporte ao trabalho (ILO, 2009).

O Programa Bolsa Família teve impacto em vários aspectos das vidas das famílias beneficiadas, assim como, na população brasileira em geral. Um dos efeitos principais foi a redução da pobreza e da desigualdade de renda (SOARES et al., 2006). Efetivamente, por serem baixos os montantes transferidos, nas famílias em pobreza extrema, a renda do PBF representa frequentemente uma parcela grande da renda. Medidas de pobreza sensíveis ao grau de privação das famílias revelam impactos no hiato médio e na severidade a pobreza (SOARES et al., 2007; ZEPEDA, 2006). No que concerne aos gastos domiciliares das famílias beneficiárias, observa-se nas famílias em situação de extrema pobreza um maior dispêndio total, sendo a maior proporção destinada à alimentos e, nas famílias pobres, em itens de educação e vestuário infantil (CEDEPLAR, 2007; DUARTE et al., 2009; SAGI, 2012).

Os efeitos do PBF em indicadores de saúde já vêm sendo investigados, tendo sido encontrado efeito sobre a seguridade alimentar, melhorando a qualidade e a variedade dos alimentos consumidos e reduzindo a percepção de insegurança alimentar (DA SILVA, et al., 2007; PAES-SOUSA et al., 2011, SAGI, 2012). Em relação à mortalidade, um estudo demonstrou um forte impacto do PBF na redução da mortalidade em menores de cinco anos, chegando a reduzir – nos municípios de maior cobertura – de 17% a mortalidade geral, de 65% a mortalidade por desnutrição e de 53% por diarreia (RASELLA et al., 2013). Resultados similares foram achados na redução das hospitalizações pelas mesmas causas. Os fortes efeitos do PBF na redução da mortalidade infantil foram confirmados em outro estudo

(SHEI, 2013), e a forte sinergia com a expansão do Programa Saúde da Família na redução desta mortalidade foi recentemente analisada (GUANAIS, 2013). Entretanto, avaliações do impacto do Programa Bolsa Família sobre a mortalidade materna, até o momento, não foram desenvolvidos.

2.5.3 Programa Bolsa Família e Equidade de gênero

Estudos têm apontado uma possível feminização da pobreza, pela maior concentração de pobreza entre as mulheres ou famílias por elas chefiadas. Este processo tem origem quando a mulher, sozinha, tem que prover o seu sustento e o de seus filhos e pode ser atribuído ao modo de participação da mulher no mercado de trabalho, uma vez que há maior concentração de mulheres trabalhando em tempo parcial ou em regime de trabalho temporário, com discriminação salarial e concentração em ocupações que exigem menor qualificação com salários mais baixos, além de maior participação nos mais baixos níveis da economia informal (NOVELINO, 2016).

Neste contexto há uma discussão sobre a necessidade de implementação de políticas de gênero que tenham como público-alvo mulheres vivendo em situação de pobreza para redução destas iniquidades. Políticas públicas de gênero teriam como foco as mulheres de baixa renda e, principalmente, as mulheres sem renda, tendo como objetivo final o empoderamento feminino que perpassa a participação econômica e política, além de avanço educacional, melhoria da saúde e do bem-estar (NOVELINO, 2016; PASSOS, 2017). Assim, o empoderamento é um conceito complexo e trata-se de um processo contínuo, que atinge várias dimensões da vida mulher e pode ser também entendido como a conquista pela mulher de sua própria autonomia (MELO, 2012; PANDEY, 2013).

Os PTCR são, em sua maioria, políticas que tem como foco a família. Uma discussão importante neste contexto é se os PTCR, por não serem uma política de gênero, mas terem a estrutura familiar como foco, teriam papel na modificação das iniquidades de gênero ou se poderiam perpetuá-las (BARTHOLLO, PASSOS e FONTOURA, 2017; PASSOS, 2017). A titularidade do programa, preferencialmente, em nome das mulheres, o exercício das condicionalidades e o questionamento da capacidade dos PTCR ampliarem as possibilidades de escolhas são os principais atributos que estão inseridos nesta temática (BARTHOLLO, PASSOS e FONTOURA, 2017). O recebimento do benefício pelas mulheres é baseado em estudos que indicam que as mulheres empregam o dinheiro recebido em prol das necessidades da família. As críticas referentes a esta posição colocam que os PTCR podem reforçar os

papéis de gênero, colocando a mulher como principal responsável pelo cuidado com a família. Em relação às condicionalidades, a exigência de contrapartidas nas áreas de saúde e educação geraria o aumento da responsabilidade com os filhos e a elevação do tempo gasto pela mulher nas atividades de cuidado, assim como a corresponsabilização da mulher pelo combate à pobreza intergeracional (BARTHOLO, PASSOS e FONTOURA, 2017).

No entanto, argumentos contrários a estas críticas colocam que, em relação à titularidade do benefício, a responsabilidade monetária é um dos pilares da divisão sexual do trabalho e o acesso à renda regular pela mulher pode gerar modificações num dos polos desta divisão. Em relação às condicionalidades, o cumprimento destas ações já está previsto na legislação, sendo o seguimento da maioria dos protocolos das áreas de saúde e educação direcionados ao conjunto da população, e não apenas às beneficiárias do programa. Ademais, o desligamento da família do PBF requer o acompanhamento da família pelo sistema de assistência social e somente após reiterados os descumprimentos. Em relação ao questionamento se o PBF pode aumentar o poder de escolhas, as críticas postas responsabilizam um único programa por atribuições de um conjunto de políticas públicas necessárias (BARTHOLO, PASSOS e FONTOURA, 2017).

O efeito dos programas de transferência de renda na equidade de gênero é ainda difícil de medir, existindo lacunas de avaliação de impacto em relação a variáveis mais complexas, como o empoderamento feminino que compreende múltiplas dimensões (BARTHOLO, PASSOS e FONTOURA, 2017). No âmbito das pesquisas quantitativas nacionais, a maioria dos estudos apontam possíveis efeitos positivos no recebimento do PBF, como a melhoria do bem-estar das mulheres beneficiárias, da saúde reprodutiva, avaliada através das consultas de atenção pré-natal e planejamento reprodutivo, além de maior participação na tomada de decisão dentro do domicílio que envolvem desde o uso de métodos contraceptivos, entrada no mercado de trabalho, compra de bens duráveis, gastos com a saúde e independência financeira (BARTHOLO, PASSOS e FONTOURA, 2017, DE BRAUW et al., 2010; DE BRAUW et al., 2014; DE BRAUW et al., 2017, COSTA, 2008). Em relação ao empoderamento, pesquisa realizada em Recife sugere que o recebimento do PBF parece trazer distribuição de renda, que pode impactar as demais dimensões do processo de empoderamento ao longo do tempo (LAVINAS, COBO e VEIGA, 2012).

Bartholo, Passos e Fontoura (2017) chamam a atenção para o fato de que a ampliação das decisões das mulheres sobre questões relativas à casa e às crianças nem sempre pode refletir ganhos de equidade nas relações de gênero, pois pode também indicar maior dificuldade de compartilhamento das atividades domésticas. Por outro lado, a decisão sobre o

uso de métodos contraceptivos demarca a ampliação dos direitos reprodutivos femininos, a autonomia decisória sobre o próprio corpo e a decisão de ter filhos. Esse resultado pode estar vinculado tanto ao recebimento do benefício, como à maior frequência das mulheres ao sistema de saúde e pode sugerir que o PBF tem a potencialidade de auxiliar na concretização de direitos reprodutivos nessas áreas (BARTHOLO, PASSOS e FONTOURA, 2017).

Dessa forma, a maioria dos estudos sugerem efeitos positivos do PBF para as mulheres, ampliando as suas redes sociais, tendo potencial para gerar mudanças nas relações de gênero (BARTHOLO, PASSOS e FONTOURA, 2017). No entanto, são necessários mais estudos que possam explorar metodologias de impacto para avaliação do programa em variáveis mais complexas de mensuração, como o empoderamento e autonomia feminina.

2.5.4 Impacto de Programas de Transferência de Renda na Mortalidade Materna: Mecanismos de associação do PBF sobre a Mortalidade Materna no Brasil

Os PTCR têm como um dos objetivos a melhoria das condições de saúde das mães e crianças, quebrando, assim o ciclo intergeracional da pobreza em seus vários aspectos, dentre eles, desfechos de saúde desfavoráveis, como a desnutrição e baixo peso de neonatos e crianças, mortalidade infantil e materna (WORLD BANK, 2009).

Na Índia, por exemplo, foi implantado em 2005 um programa nacional de transferência de renda condicional, o Janani Suraksha Yojana (JSY), que prevê atingir uma redução da mortalidade materna, fornecendo assistência pré-natal adequada, supervisionado transporte para instituições de parto, assistência qualificada ao parto e incentivos para o cuidado do recém-nascido e da mãe. Além disso, o programa oferece também incentivos em dinheiro para mães realizem o parto em uma instituição de saúde (CHATURVEDI et al., 2014; GLASSMAN et al, 2013; CHATURVEDI et al., 2014b; VIKRAM et. al., 2013).

O programa de transferência de renda indiano é sustentado por duas grandes premissas: (1) existem barreiras financeiras de acesso aos cuidados institucionais para o parto. O incentivo em dinheiro permitirá que as mulheres consigam superar essas barreiras, e (2) o aumento de nascimentos institucionais irá proporcionar que mais mulheres tenham acesso a assistência aos partos e, portanto, irá reduzir as mortes maternas e neonatais (CHATURVEDI et al., 2014; GLASSMAN et al, 2013; CHATURVEDI et al., 2014b; VIKRAM et. al., 2013).

Estudos que avaliaram o impacto do JSY mostram que o programa conseguiu aumentar partos institucionais significativamente (de 30% em 2005 para 73% em 2012). No

entanto, não foram capazes de detectar uma associação significativa entre a frequência de nascimento institucional e taxa de mortalidade materna (LIM et al, 2010; RANDIVE, et al., 2013). Isso pode indicar que as proporções de nascimento institucionais altos que o JSY tem alcançado ainda não foram suficientes para reduzir a taxa de mortalidade materna. Outros fatores, incluindo a melhoria da qualidade do atendimento em instituições são necessários para alcançar o efeito nos óbitos maternos (LIM et al., 2010).

Alguns países latino americanos que implementaram programas de transferência condicional de renda instituíram condicionalidades relacionadas à saúde materna: Honduras, Uruguai e Brasil incluíram uma condicionalidade específica relacionada com a realização de pré-natal (GLASSMAN et al, 2013). No México, beneficiárias do programa de transferência de renda Oportunidades receberam 12,2% mais procedimentos de pré-natal em comparação com as não-beneficiárias, estando associado à melhor qualidade da assistência pré-natal às mulheres rurais de baixa renda (BARBER e GERTLER, 2009; GLASSMAN et al., 2013).

No Nepal, Bangladesh e Paquistão, políticas voltadas para melhoria dos indicadores de saúde materna inclui a transferência de dinheiro ou esquemas de vales destinados a estimular a demanda por serviços, incluindo pré-natal, parto e pós-parto (JEHAN et al., 2012). Um aumento do uso de serviços de saúde tem sido relatado desde que os programas de transferência condicional de renda começaram nestes países, apesar de evidências de melhorias nos resultados de saúde materna não terem sido estabelecidas devido à falta de estudos controlados (JEHAN et al., 2012). No Nepal, estudo que investigou o impacto do programa nacional que fornece incentivos em dinheiro para as mulheres, desde que elas realizem o parto em estabelecimentos de saúde, utilizando metodologias de avaliação de impacto, como o *Propensity Score*, evidenciou um efeito positivo na utilização dos serviços de maternidade. As mulheres que ouviram falar do programa antes do parto foram 17% vezes mais propensas a realizarem o parto com um atendente qualificado (POWELL-JACKSON e HANSON, 2012).

Na África Subsaariana, os programas de transferência de renda vêm ganhando popularidade e, dentre os 18 países que começaram a implementar, três têm requisitos relacionados com a saúde materna (Eritreia, Moçambique e Senegal). Contudo, ainda não há estudos sobre o impacto destes programas na saúde materna nestes países (GARCIA e MOORE, 2012).

Neste sentido, estudos têm mostrado que intervenções de proteção social que visam reduzir o risco social e econômico podem ter efeitos na melhoria dos principais determinantes da saúde materna. Um claro impacto dos PTCR no aumento da utilização de serviços de saúde,

consultas pré-natais, consultas pós-natais e busca por parto qualificado vem sendo evidenciado na literatura e esses resultados são consistentes em diferentes países, com emprego de diferentes métodos (SAY et al., 2014; GLASSMAN et al., 2013; KUSUMA et al., 2016, DE BRAUW e PETERMAN, 2011; MORRIS et al., 2004). Esses efeitos podem ser explicados por diferentes mecanismos: pela educação, possibilitando maior entendimento da importância da saúde reprodutiva e reduzindo a pobreza e a barreira financeira do acesso aos serviços de saúde (DE BRAUW e PETERMAN, 2011; MORRIS et al., 2004).

A evidência publicada do efeito da transferência condicional de renda nas mortes maternas, no entanto, ainda é limitada e controversa. Por exemplo, estudo conduzido na Índia, avaliando o PTCR JSY, não encontrou uma redução significativa na morte materna (LIM et al., 2010), enquanto os resultados dos relatórios do PTCR mexicano, o Oportunidades, sugerem uma redução dos óbitos maternos nas mulheres beneficiárias do programa (HERNÁNDEZ et al., 2003).

A avaliação do JSY, utilizou dados de pesquisas domiciliares em nível distrital, de âmbito nacional e através de metodologias de pareamento e *Difference-Difference*, foi revelado um impacto do programa no aumento de 45,7% do atendimento pré-natal (IC95%: 45,1%-46,3%) e no aumento dos nascimentos em Unidades de Saúde 48,7%(48,1-49,2), não encontrando efeito na redução dos óbitos maternos (LIM et al., 2010). Já o Oportunidades foi avaliado, ao nível do município, através do ajuste de modelos de medidas repetidas, encontrando uma redução de 11% da mortalidade materna (RR: 0.89, IC 95%: 0.82, 0.95), nos municípios que incorporaram o programa (HERNÁNDEZ et al., 2003). Dessa forma, além dos desenhos diferentes entre os estudos, pode-se visualizar também a diferença entre a focalização dos programas nos municípios e distritos avaliados, tendo o JSY apresentado menos de 50% de cobertura entre a população elegível, em todos os distritos. Outra explicação para os diferentes resultados observados pode ser o tempo entre a implementação e a avaliação das políticas. Por exemplo, o JSY foi avaliado apenas dois anos após o lançamento, enquanto o Oportunidades, cinco anos depois. Isso pode estar potencialmente associado ao tempo até a sustentabilidade da mudança do comportamento, assim como na organização dos serviços de saúde, pois os programas de transferência condicionada de renda dependem do uso e da qualidade dos serviços de saúde e da mudança no estilo de vida (GLASSMAN et al., 2013).

Estudos sugerem que mulheres com maior tempo de exposição a um programa de PTCR se envolvam em uma maior utilização do serviço de saúde materna (GLASSMAN et al., 2013). Alguns estudos chamam a atenção para os efeitos a longo prazo dos PTCR, em que

a exposição da intervenção seja sustentada ao longo do tempo, tanto pelas melhorias iniciais na nutrição e saúde imediata, obtidas com a transferência de renda, como com os efeitos a longo prazo das condicionalidades (SOSA-RUBÍ et al., 2011; MOLINA MILLAN et al., 2018; JAIME et al., 2014). Os PTCR vêm mostrando efeitos importantes sobre a acumulação escolar e a saúde quando mantidos ao longo dos anos (MOLINA MILLAN et al., 2018). A escolaridade mais alta na infância e adolescência, devido às condicionalidades dos PTCR, pode levar posteriormente a um maior conhecimento sobre a importância das consultas de pré-natal, métodos contraceptivos e planejamento familiar, afetando a gravidez e a fecundidade (LAGARDE, HAINES e PALMER, 2009). Outra análise do Oportunidades mostrou efeito do programa sobre o uso de contraceptivos e o espaçamento de nascimentos entre as chefes de família que receberam a transferência por um longo período de tempo do programa (SOSA-RUBÍ et al., 2011). Por outro lado, as transferências de recursos em nome das mulheres podem aumentar o poder de barganha dentro da casa, aumento o poder de decisão e autonomia feminina (MOLINA MILLAN et al., 2018). Com relação aos efeitos nutricionais de longo prazo, um estudo mostrou que um maior período de exposição das mulheres à transferência monetária pelo PBF tende a aumentar a possibilidade de melhorias no estado nutricional das mães jovens e, conseqüentemente, dos seus filhos (JAIME et al., 2014).

No Brasil, estudos já avaliaram o impacto do PBF em desfechos ligados a mortalidade materna, dos quais o aumento da frequência no pré-natal (BRASIL, 2007^b; BRASIL, 2010; ESTRELLA e RIBEIRO, 2008; MOURA et al., 2003; RASELLA et al., 2013). No entanto, nenhum estudo avaliou o efeito do PBF sobre a mortalidade materna.

Sobre a transferência condicional de renda e a sua possível relação com a redução das mortes maternas no Brasil, é importante destacar os mecanismos que podem estar envolvidos (Figura 2). O efeito do PBF sobre a mortalidade materna pode envolver duas vias principais, a via imediata do recebimento do benefício e a das condicionalidades de saúde e educação, a longo prazo. Quando se aumenta a renda das famílias, torna-se possível uma melhoria nutricional das mães, porque podem ter maiores condições de adquirir alimentos, além de suprir com necessidades básicas, melhorando as condições de vida mais imediatas. Já as condicionalidades podem primeiramente estimular a utilização dos serviços de saúde, tendo acesso à atenção pré-natal, vacinação e a detecção e intervenção precoce de situações de risco, tendo potencial de diminuir as principais causas de mortalidade materna e neonatal (GAARDNER, 2010). Através da entrada na Rede de Atenção à Saúde, a mulher pode ainda ser vinculada ao local de parto. Em segundo lugar, a mudança de comportamento aprimorada

por meio da educação também pode afetar a utilização de serviços específicos (KUSUMA et al, 2016). Em terceiro, o aumento da demanda por serviços de saúde pode, a longo prazo, também desencadear melhorias na oferta de serviços, conforme observado no programa Oportunidades (HERNÁNDEZ et al., 2003).

Dessa forma, o impacto potencial da transferência de renda em fatores socioeconômicos (aumento da tomada de decisão das mulheres na casa e na sociedade, status educacional e econômico das mulheres), acesso a instalações de saúde (distância, transporte) e a disponibilidade de qualidade da assistência (equipe e equipamento no centro de saúde) pode melhorar diretamente o estado nutricional materno (suplementação de múltiplos micronutrientes, ácido fólico e ácido fólico-ferro durante a gravidez e suplementação de cálcio em mulheres grávidas com ingestão baixa/inadequada), reduzindo complicações durante a gravidez e o nascimento. Indiretamente, o programa, que facilita o acesso aos cuidados de saúde talvez possa impactar no rastreamento, diagnóstico e tratamento, de doenças, melhorando a qualidade da atenção pré-natal na Atenção Primária (pelo menos sete visitas de atenção pré-natal focada), o encaminhamento para o pré-natal de alto risco e a vinculação ao local de parto (Figura 2).

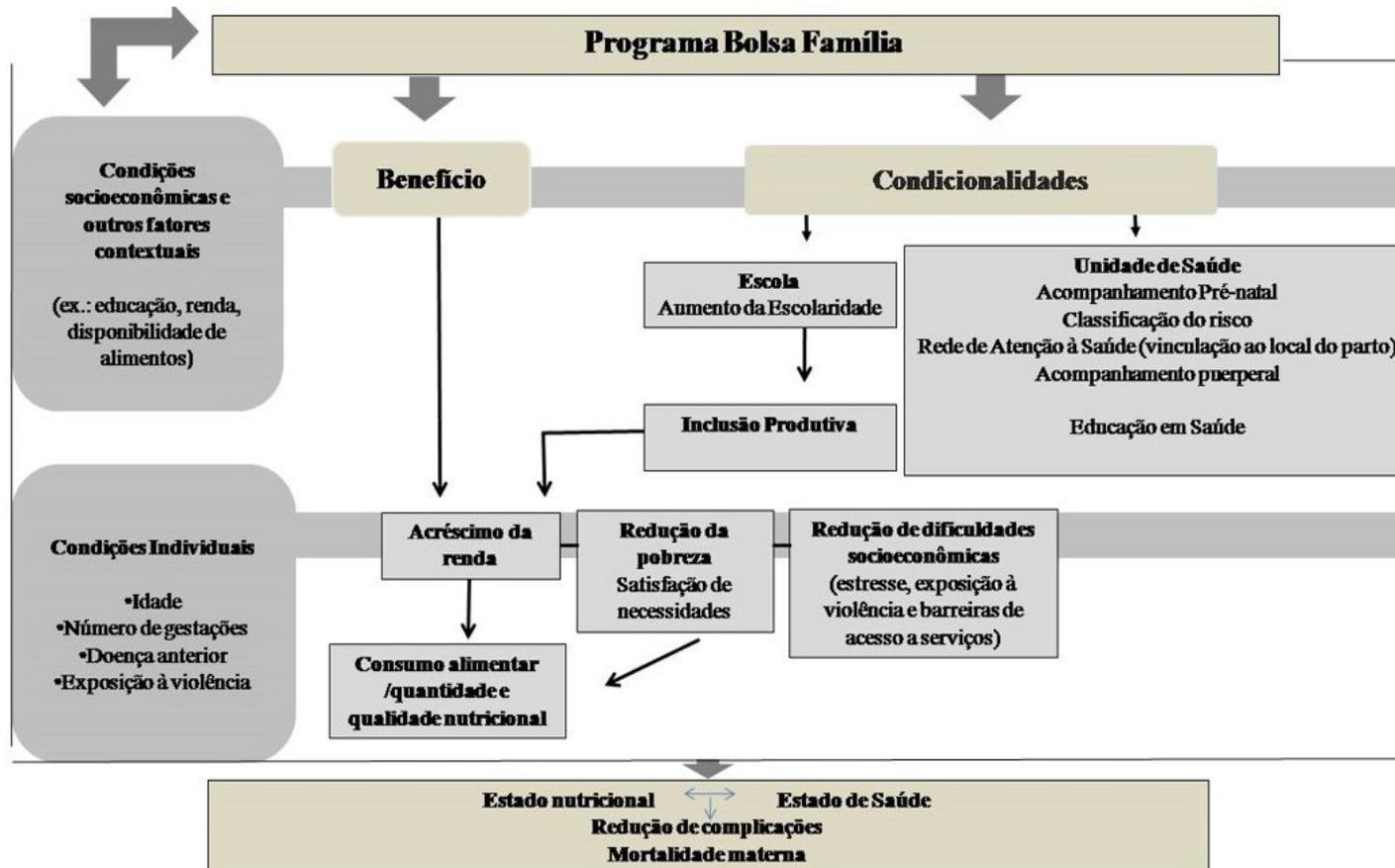


Figura 2. Modelo Teórico do Impacto do Programa Bolsa Família sobre a Mortalidade Materna.

3 JUSTIFICATIVA

A mortalidade materna é um indicador do status e da desigualdade de mulheres (WHO, 2016) e também reflete o desenvolvimento de um país em relação ao seu sistema de saúde (WHO, 2016). O Brasil é um país marcado pelas desigualdades, estando entre os que apresentam os mais altos índices de desigualdade do mundo (UNU-WIDER, 2015). Apesar disso, a desigualdade, mensurada através do índice de Gini, vem apresentando redução, atingindo o nível mais baixo de 0,566, em 2005 (PAES DE BARROS; FOGUEL; ULYSSEA, 2006), com dados internacionais indicando valores ainda menores para o ano de 2014 (0,495) (UNU-WIDER, 2015). Entre as explicações para a redução da desigualdade social, encontram-se a queda da desigualdade educacional entre os grupos mais pobres e mais ricos, a redução das diferenças entre as áreas urbanas e rurais, e o significativo aumento no volume, cobertura e grau de focalização dos programas governamentais (DA COSTA; COSTA, 2016; PAES DE BARROS; FOGUEL; ULYSSEA, 2006). A pobreza também acompanhou a tendência decrescente da desigualdade. Entre 2001 e 2013 a taxa de extrema pobreza caiu mais da metade no Brasil, saindo de 8,1% para 3,1% da população brasileira, e a taxa de pobreza teve uma redução percentual ainda maior, passando de 22,8% para 7,9% (JANNUZZI, 2016). Contudo, esse cenário se agravou nos últimos anos, conforme evidenciado pelo aumento do índice de Gini, desde 2015 (BRASIL, 2019).

Apesar da melhoria das condições de vida, da atenção à saúde da população brasileira e de uma redução na mortalidade materna entre 1990 e 2015, a RMM permanece inaceitavelmente alta, sendo maior que 60 por 100.000 NV, além de existir variações regionais importantes dentro do país e entre grupos sociais ou raciais (WHO, 2016).

Entre os fatores atribuídos ao declínio dos óbitos maternos no Brasil estão as melhorias nos determinantes sociais da saúde (pobreza, educação de mulheres, urbanização e fecundidade), intervenções fora do setor de saúde (transferência condicional de renda, abastecimento de água e saneamento, fornecimento de energia elétrica) e a melhoria do acesso à atenção de saúde da população mais necessitada, com ações de fortalecimento da atenção primária, além de programas centrados em doenças específicas (VICTORA et al., 2011; LEAL et al., 2018).

Neste contexto, o Programa Bola Família (PBF) se constitui em uma intervenção social que pode afetar tanto os determinantes sociais da saúde materna, como a ampliação do acesso a atenção à saúde. O acompanhamento das gestantes nas condicionalidades de saúde do PBF tem o objetivo de reforçar a importância do acesso e cuidados realizados no pré-natal

para promoção de melhores condições de vida e nutrição, não somente da gestante, de preferência captada nas primeiras semanas de gravidez, mas também do bebê. A assistência adequada ao pré-natal, com a detecção e a intervenção precoce das situações de risco, é um dos determinantes dos indicadores de saúde relacionados à mãe e ao bebê que tem o potencial de diminuir as principais causas de mortalidade materna e neonatal (SAY et al., 2014).

Na literatura internacional, já há referências sobre os impactos positivos de programas de transferência de renda na saúde materna, como o aumento de consultas pré-natais, assistência qualificada ao parto e a realização do parto em estabelecimentos de saúde (GLASSMAN et al., 2013; KUSUMA et al., 2016; LIM et al., 2010). No entanto, as evidências sobre o impacto destes programas na mortalidade materna ainda não são consistentes. No Brasil, poucos estudos avaliaram o impacto do Programa Bolsa Família em desfechos ligados a mortalidade materna, dos quais a frequência no pré-natal (BRASIL, 2007^b; BRASIL, 2010; RASELLA et al., 2013). Um estudo sobre o impacto do PBF na mortalidade infantil no Brasil demonstrou que nos municípios com elevada cobertura do PBF, esta foi associada à redução do número de mulheres sem nenhuma visita pré-natal ao momento do parto (RASELLA et al., 2013). Contudo, nenhum avaliou o seu efeito na mortalidade materna.

Por outro lado, desafios importantes para a saúde materna ainda persistem, como as lacunas da assistência ao parto e mortes maternas causadas por abortos inseguros (VICTORA et al., 2011; LEAL et al., 2018), além do aumento excessivo das intervenções em saúde, sem indicação médica. As altas taxas de cesariana estão circunscritas neste contexto, com excesso de sua utilização mesmo em estabelecimentos públicos de saúde, apesar de ainda existirem lacunas no acesso e qualidade a instituições de saúde no Brasil por grupos mais vulneráveis da população (VICTORA et al., 2011; DOMINGUES et al., 2014; RAMIRES de JESUS et al., 2015). Estes fatores indicam a necessidade de compreender com maior precisão o papel das cesarianas no óbito materno, através do controle de vieses de indicação, na tentativa de isolar a contribuição da cesariana para estes óbitos já que a maioria dos estudos prescindem deste tipo de análise, ou serem limitados a pequenos números.

Outras importantes lacunas ainda permanecem na literatura acerca da mortalidade materna como a necessidade de mais estudos de abrangência nacional, sendo a maioria destes de abrangência local, como estados, diretorias regionais, capitais, municípios e hospitais de referência (MORSE et al., 2011). Existem ainda lacunas importantes no entendimento dos Determinantes sociais da mortalidade materna no Brasil, como as desigualdades de classe, raça/etnia e regiões, sendo os estudos mais concentrados nas regiões Sudeste e Sul. Além

disso, existem lacunas no entendimento da mortalidade materna de mulheres rurais do Brasil, assim, como de seus determinantes.

Considerando que o estado de saúde dos grupos sociais está diretamente relacionado ao contexto em que vivem e à sua posição na pirâmide social, compreender estas relações pode trazer contribuições para o tema da determinação da mortalidade materna e das intervenções públicas realizadas no Brasil, a fim de aprimorá-las. Além disso, embora os Programas de Transferência de Renda (PTCR) sejam comumente utilizados na tentativa de agir sobre determinantes sociais da saúde materna, poucos estudos avaliaram o impacto destes programas sobre a mortalidade materna, sendo importante a realização de estudos de avaliação de impacto para que sua eficácia não permaneça como hipótese, permitindo que sejam feitas mudanças e aperfeiçoamentos visando o alcance de resultados mais positivos. As avaliações dos efeitos dos PTCR sobre a saúde das mulheres de países de baixa e média renda são particularmente relevantes durante a atual - e provavelmente de longa duração - crise econômica global devido à pandemia COVID-19, porque essas intervenções representam um importante fator de alívio da pobreza para as populações mais pobres. Por se tratar de uma pesquisa de base populacional, este estudo possibilita, ainda, o conhecimento do problema sob diferentes perspectivas, através da comparação entre grupos, além da inserção não só de mulheres urbanas, mas também residentes de áreas rurais e cidades menores, bem como de populações excluídas.

4 OBJETIVOS

4.1 OBJETIVO GERAL

Avaliar o efeito de intervenções de proteção social e de saúde na mortalidade materna entre as mulheres de baixa renda do Brasil

4.2 OBJETIVOS ESPECÍFICOS

- Avaliar a associação a médio e longo prazo entre a cobertura do Programa Bolsa Família e a Razão de mortalidade materna nos municípios brasileiros
- Avaliar o impacto do Programa Bolsa Família na mortalidade materna, na coorte de 100 milhões de Brasileiros
- Investigar a associação entre cesariana e mortalidade materna de acordo com a Classificação de Robson, na população de mulheres pobres e extremamente pobres do Brasil

4.1 ARTIGO 1: Long-term impact of a conditional cash transfer programme on maternal mortality: a nationwide analysis of Brazilian longitudinal data

Publicado em: BMC Medicine (Fator de Impacto em 2019 – 6,782)

4.1.1 Abstract

Background

Reduce poverty and improve access to health care are two of the most effective actions to decrease maternal mortality, and conditional cash transfer (CCT) programs, which have been implemented in almost all low and middle-income countries, have the potential to act on both. In this study, we evaluated the effects of one of the world's largest CCT (the Brazilian Bolsa Familia Programme - BFP) on maternal mortality during a period of 11 years.

Methods

This study had an ecological longitudinal design and used all 2,548 Brazilian municipalities with vital statistics of adequate quality during the period 2004–14. BFP municipal coverage was classified in four levels, from low to consolidated, and its duration effects were measured using the average municipal coverage of previous years. We used negative binomial multivariable regression models with fixed-effects specifications, adjusted for all relevant demographic, socioeconomic, and healthcare variables.

Results

BFP was significantly associated with reductions of maternal mortality proportionally to its levels of coverage and years of implementation, with a Rate Ratio (RR) reaching 0.88(95%CI:0.81-0.95), 0.84(0.75-0.96) and 0.83(0.71-0.99) for intermediate, high and consolidated BFP coverage over the previous 11 years. The BFP duration effect was stronger among young (<30 years) mothers (RR 0.77;95%CI:0.67-0.96). BFP was also associated with reductions in the proportion of pregnant women with no prenatal visits (RR 0.73;95%CI:0.69-0.77), reductions in hospital case-fatality rate for delivery (RR 0.78;95%CI:0.66-0.94), and increases in the proportion of deliveries in hospital (RR 1.05;95%CI:1.04-1.07).

Conclusion

Our findings show that a consolidated and durable CCT coverage could decrease maternal mortality, and these long-term effects are stronger among young mothers exposed to CCT during their childhood and adolescence, suggesting a CCT inter-generational effect. Sustained CCT coverage could contribute to the achievement of the Sustainable Development Goal 3.1

and should be preserved during the current global economic crisis due to the COVID-19 pandemic.

Key words

Conditional cash transfer, Bolsa Família Programme, Maternal Mortality

4.1.2 Introduction

Globally, maternal mortality is an important public health problem, and despite strong international efforts the number of maternal deaths remains high, with 295,000 women deaths from maternal causes worldwide in 2017.¹

The association between poverty and maternal deaths has been widely documented and the majority of these deaths occur in low- and middle-income countries, especially those with the largest social inequalities and the lowest income.^{1,2} Poverty affects many factors associated with maternal mortality, such as poor access to public services and infrastructure, unsanitary environmental surrounding, illiteracy, social exclusion, low levels of household income and food insecurity.³

Social protection interventions that aim to reduce social and economic risk might have effects on improving the major determinants of maternal health. In this sense, conditional cash transfers (CCT) could reduce poverty and improve access to health care services, both priority actions to decrease maternal mortality.⁴ Although there is a relative consensus about the impact of CCT on the improvement of health care utilization, contributing to the increase of prenatal and postnatal care visits, and to the seeking for skilled delivery,⁵ studies on maternal mortality have shown controversial results.^{4,6} The evidence of the effects of CCT on maternal deaths is still limited and mostly based on studies that analyze a short period of CCT implementation, without considering all the confounding factors that influence such a relationship.

Established in Brazil in 2004, the Bolsa Família Programme (BFP) is one of the world's largest CCT that aims to attenuate the effects of poverty through a minimum cash transfer for beneficiary families.⁷ The BFP was shown to reduce child mortality and poverty-related infectious diseases largely,⁸⁻¹⁰ however, there are no evaluations of its effects on maternal outcomes. Evaluations of the health effects of CCTs in LMIC are particularly relevant during the current –and probably long-lasting– global economic crisis due to the

COVID-19 pandemic, because these poverty-relief interventions could represent an important resilience factor for the poorest populations.^{11,12}

The objective of the present study was to assess the impact of the BFP on maternal mortality in Brazil, evaluating its long-term effects on all potential intermediate mechanisms.

4.1.3 Methods

Study design

This study has an ecologic longitudinal design, using municipality as the unit of analysis. We created a joint longitudinal dataset from health, demographic and socioeconomic datasets from 2004 to 2014. Recent years were excluded because of the strong economic crisis which hit the country in 2015,¹³ that changed the trends of all main socioeconomic variables and made unreliable any extrapolation of their value after 2014. From the 5,570 Brazilian municipalities, we selected a subset with adequate vital statistics (death and live birth registration) - using a validated multidimensional criterion¹⁴ - during the first years of the study period (2004–06), and we assumed constant adequacy for the remaining years according to the documented constant improvements in vital statistics.¹⁵ We obtained the maternal mortality ratios by direct calculation, expressed as number of maternal deaths per 100,000 live births. Maternal deaths are identified as the death of a woman while pregnant or within 42 days of the termination of pregnancy, irrespective of the duration and site of the pregnancy, from any cause related to or aggravated by the pregnancy or its management, but not from accidental or incidental causes.^{1,16} As exposure variable we used the BFP municipal coverage, which is able to capture not only BFP direct effects on beneficiaries, but also program externalities (i.e., positive spillover effects on inhabitants not receiving BFP money allowances), as previous studies have shown.⁸ The main indicator of BFP coverage was created in two steps: first we obtained the annual BFP coverage, calculated as the number of individuals enrolled in the BFP (estimated by multiplying the number of beneficiary families by the average family size) divided by the total population of the same municipality; second, in order to evaluate BFP duration effects, we calculated the average municipal BFP coverage of the last n years (from 1 to 11, the maximum allowed by the study period), an indicator that has been used in previous studies to capture the intensity of an intervention coverage along the years of its implementation.¹⁷ Alternative indicators of BFP coverage and lag effects have also been tested and are presented in the appendix as sensitivity analyses.

The average BFP municipal coverage of the last n years was categorized in quartiles representing the levels of BFP implementation over the period, as already done in previous studies,⁸ low (1st quartile), intermediate (2nd), high (3rd) and consolidated (4th). As an indicator of Primary Health Care (PHC) we used the average municipal coverage of the last five years of the Family Health Programme (FHP), the national PHC strategy, obtained dividing the number of persons into the FHP catchment areas by the total population of the same municipality for each year, and calculating its average in the previous five years. This coverage indicator was categorized, for comparability reasons with BFP and other studies,^{8,17} in quartiles, from baseline to high. While our study focused on the duration effects of BFP, evaluating how the different years of average BFP coverage were able to affect our outcomes, the years of average FHP coverage were fixed at half of the study period based on previous studies,¹⁷ alternative durations were also tested (appendix).

We adjusted the regression model for all relevant covariates recognized as determinants of maternal mortality in the literature.^{1,2,5,16} These covariates were dichotomized according to their median value along the period: monthly income per person (median 537.4 Brazilian Reais), poverty rate of the municipality (median 13.5%), proportion of illiteracy among individuals older than 15 years (median 11.1%), percentage of individuals living in households with piped water (median 94.4%), number of physicians per inhabitants (median 0.55), private health care coverage (median 4.46%), and the overall rate of admissions to hospital in the municipality per 1,000 inhabitants (median 3.85). All models include the time variable expressed as a dummy variable, which is the most robust and conservative approach when the outcome is not only trending but also fluctuating over the period.¹⁸

Two control outcomes were included in the study: the first was the overall under-five mortality rates (U5MR - number of deaths of children younger than 5 years per 1,000 live births) that was used to verify the ability of the models to disentangle the BFP duration effect (BFP should show effects on U5MR since the first year of exposure according to the literature).⁸ The second was U5MR due to accidents (ICD-10 codes V01-X59) to verify that BFP effects were not unspecific of the outcome (BFP has already been shown to have no effects on this group of mortality).⁸ In order to elucidate the causal pathway of BFP effectiveness, we evaluated the association with the proportion of pregnant women with no prenatal visits at the moment of delivery (number of pregnant women which have not done any prenatal visit until the moment of delivery divided by the total number of live births), as well as the effect of BFP on the proportion of deliveries in a hospital (number of hospitalizations for delivery divided by the total number of live births), and on the hospital

case-fatality rate due to delivery (the number of deaths in a hospital due to delivery-associated causes divided by the total number of hospitalizations for delivery).

Data sources

The data used in this study were collected from different information systems. Mortality Information System for maternal and under-5 deaths, Primary Care Information System for FHP coverage, Live Births Information System, and Outpatient Information System for hospital admissions.¹⁹ The Ministry of Social Development databases were used to calculate BFP coverage,²⁰ and the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE) was used for socioeconomic variables.²¹ Annual values of the socioeconomic covariates obtained from the 2000 and 2010 IBGE National Censuses (income per person, poverty rate, illiteracy, households with piped water) were calculated for the other years, as in previous studies,⁸⁻¹⁰ through linear interpolation and extrapolation.

Statistical analyses

We employed multivariable negative binomial regression models for panel data with fixed effects (FE) specifications. Negative binomial regressions are used when the outcome to be analyzed is a count (such as deaths during a calendar year), and the Poisson model assumption that the mean is equal to variance is not met, usually because the data present greater dispersion (overdispersion), as in mortality rates.²² Poisson models were also fitted as sensitivity analyses (appendix), providing similar estimates. FE models, as any other longitudinal or panel data models, include a second term to control for characteristics of the unit of analysis that are constant during the study period and that have not been included in the model as confounding variables, such as some geographical, historical, or sociocultural aspects of each municipality. FE model specification was chosen based on the Hausman test and because it is the most appropriate for impact evaluations with panel data.¹⁸ We used categorized variables for comparison reasons with previous studies,^{8,9,17,23}

For the association between BFP and mortality rates, we calculated mortality rate ratios (RRs), both crude and adjusted for covariates, using municipalities with the lowest coverage as the reference category.

For database processing and analysis, Stata software (version 14.0) was used.

4.1.4 Results

The criteria for adequate death and live birth registration were met by 2,548 municipalities. The mean maternal mortality ratio had fluctuations in the selected municipalities along the study period and decreased over the period (Table 1). Mean BFP municipal coverage increased, reaching 26% in 2014. Socioeconomic conditions improved during the study period, with the mean monthly income per capita increasing by 37.1% and the poverty rate decreasing by 58.7%. Healthcare-related variables, such as the number of physicians and private care coverage, also improved during this period.

Table 2 shows the adjusted associations of BFP average coverage with different durations and levels. BFP coverage with limited duration had no statistically significant association with maternal mortality, but with increasing years of duration and increasing levels of municipal coverage, a dose-response relationship was clearly shown. Considering the average BFP coverage duration of 5 years, increasing levels of coverage – medium, high and consolidated - were associated with a maternal mortality reduction, expressed as Rate Ratio (RR), of 0.91 (95%CI: 0.83-0.99), 0.87 (0.77-0.99) and 0.85 (0.72-1.00) respectively. With the duration of 11 years the same levels of coverage were associated with RR of 0.88 (95%CI:0.81-0.95), 0.84 (0.75-0.96) and 0.83 (0.71-0.99). Models with all range of years of duration are available in the appendix. All models are adjusted for all relevant socioeconomic and demographic covariates and include the time variable expressed as a dummy variable.

Table 3 shows the effect of BFP on maternal mortality ratios of pregnant women with less than 30 years of age: medium, high and consolidate 11 years BFP duration coverage were associated with a mortality reduction RR of 0.88 (95%CI:0.79-0.99), 0.81 (0.69-0.96) and 0.77 (0.67-0.96) respectively. Two outcomes were used as controls, the first for the duration effects and the second for the levels of coverage: BFP effects on overall under-five mortality rates were present since the first year and were only slightly affected by duration, while BFP had not effect – both in terms of duration and levels of municipal coverage - on under-five mortality rate for accidents.

As shown in Table 4 BFP coverage was negatively associated with the proportion of pregnant women with no prenatal visits at the moment of delivery, reaching a RR of 0.73 (0.69-0.77) for the longest duration and highest BFP coverage level. BFP was also positively associated with an increased proportion of deliveries in hospital, and it was negatively associated with hospital case-fatality rate for delivery, reaching a RR of 0.78 (0.66-0.94) for the longest duration and highest BFP coverage level.

4.1.5 Discussion

This study shows that BFP was able to reduce maternal mortality in Brazil, with a dose-response relationship with its levels of coverage and years of implementation. This effect was stronger on young mothers, suggesting that longer exposure to BFP of women early in life, during childhood and adolescence, could reduce their maternal mortality in adult life and consequently have an inter-generational effect on their children. BFP was also associated with the reduction in the proportion of pregnant women with no prenatal visits, with increases in the proportion of deliveries in hospital, and with reductions on hospital case-fatality rate for delivery-associated causes. These results were robust to several model adjustments and controls for the duration and the specificity of BFP effects.

The published evidence of the impact of conditional cash transfer on maternal deaths in LMIC is still limited and controversial. A study on the impact of India's Janani Suraksha Yojana (JSY), a cash transfer programme, found no significant reduction on maternal death,⁶ while other reports of the Mexican CCT Oportunidades suggest some positive effects.²⁴ Financial incentives had also shown effects on the increase of deliveries with skilled attendants in Nepal.²⁵ One explanation for such different results could be the time between policy implementation and evaluation, considering that for example, JSY was evaluated two years after being launched.⁶ As a matter of facts, there is evidence that CCT has long-term effects on education and socioeconomic outcomes,²⁶ so analyses of CCT impacts with a long-term perspective, as we did in our study, are fundamental for a comprehensive impact evaluation of these programmes.

A conditional cash transfer can have an impact on maternal mortality through a diversity of mechanisms (Figure 1). First, CCT conditionalities – conditions that the beneficiary must comply in order to receive CCT money allowances - impose a minimum usage of health services in child and maternal health, and the majority of CCT – including the BFP - include among their conditionalities the compliance with the national scheme of prenatal care visits, possibly increasing the use of services for skilled birth attendance.^{4,7} Second, money allowances could improve women nutrition and consequently their health status at the moment of delivery.⁵ Third, increased demand for health services may, in the long term, also trigger improvements in the supply of services, as observed in the CCT Oportunidades.²⁴

In Brazil, the leading direct causes of maternal deaths are hypertensive disorders (23% of all maternal deaths), followed by sepsis (10%), haemorrhage (8%), complications of

abortion (8%), placental disorders (5%), other complications of labour (4%), embolism (4%), abnormal uterine contractions (4%), and HIV/AIDS-related disorders (4%).²⁷ The potential impact of cash transfer on socioeconomic factors (women empowerment in house and society, educational and economic status of women); access to facilities (distance, transportation); and availability of the quality of care (staff and equipment in health centers) could directly improve maternal nutritional status (supplementation of multiple micronutrients, folic acid and iron-folic acid during pregnancy, and calcium supplementation in pregnant women with low/inadequate intake), reducing anemia and its complications during pregnancy and birth. The program -facilitating health care access- may impact on treatment, management and referral of maternal diabetes and antihypertensive for mild to moderate hypertension, management and screening of HIV and others sexually transmitted infections, improving quality of basic antenatal care (at least seven visits of focused antenatal care).²⁷

Another important finding is that the effect of BFP was observed after some years of exposure. This could be potentially associated with the time necessary to induce behavior changes, as conditional cash transfer programmes rely on behavior changes regarding maternal lifestyles and the use of health services.⁴ Studies have suggested that women with greater exposure time to a CCT programme engage in greater utilization of maternal health service.²⁸ CCT have also shown important effects on schooling accumulation and health when maintained over the years.²⁶ Higher schooling during childhood and adolescence, due to CCT conditionalities on school attendance, might lead to more knowledge about the importance of prenatal visits, contraceptive methods and family planning, and thus affecting pregnancy and fecundity.²⁹ Oportunidades, the Mexican CCT, has shown effect on contraceptive use and birth spacing among female household heads receiving the transfer for a long time of the programme.²⁴ In the other hand, providing females with resources, CCT may change bargaining power within the household.²⁶ Regarding long-term nutrition effects, a study has shown that the major period of exposure to monetary transfer by BFP tends to increase the possibility of improvements in the nutritional status of the beneficiary children, and consequently young mothers.³⁰

Long-term effects which directly affect the life of the subsequent generation, such as the newborns of mothers exposed during childhood and adolescence to CCT, should be considered effects which impact the inter-generational cycle of poverty-associated outcomes, one of the main objectives of CCT since their conception.²⁹ In this sense, this is one of the first studies – to our knowledge – that suggest such direct effects from children exposed to CCT to children who benefited from this previous-generation exposure.

One of the limitations of this study is that the fixed-effects specification of our regression models can control for unobserved variables only if they are time-constant, such as geographic, infrastructural and cultural characteristics of the municipality, and not if they are time-variant. Therefore we have included in the regression all relevant confounding variables of the association between BFP and Maternal Mortality, and we have adopted the strategy of fitting the model with a control outcome (under-five mortality due to accidents), showing that the effects were outcome specific. Moreover the use of a time dummy variable allowed to adjust not only for secular trends but also for changes that occurred in specific years, such as the intensification of active research of maternal deaths by the Maternal Mortality Committee (*Comite de Mortalidade Materna*) in Brazil in the year 2009.²⁷ Another limitation was the selection of the municipalities with the higher quality of vital information, which strengthened the internal validity of the study but could have limited its generalizability. However, this has been a common strategy of previous nationwide impact evaluations using the same data and analytic design,^{8,17} and we have evaluated that all regions of the country were represented in the cohort of studied municipalities.

One of the main strengths of the study was that we fitted the same models and specifications with two different control outcomes: the first control – U5MR from all causes – allowed to demonstrate that the absence of effects with short BFP duration in our models was outcome-specific, and that the same models were able to reproduce the immediate BFP effects on overall U5MR already shown in previous studies.^{8,17} The second control outcome – U5MR for accidents – demonstrated that our models were correctly showing no effects on mortality causes on which BFP was not expected to have an impact, confirming findings from the literature.⁸

4.1.6 Conclusion

The results of our study show that high and sustained coverage of Conditional Cash Transfers can have long-term effects and substantially reduce maternal mortality, contributing to the achievement of the Sustainable Development Goal 3.1. For these reasons, it is important that during the current and probably long-lasting global economic crisis due to the COVID-19 pandemic, and especially in LMIC, such poverty-relief programs are not weakened or terminated.

4.1.7 References

- 1 WHO | Maternal mortality: Levels and trends. WHO. <http://www.who.int/reproductivehealth/publications/maternal-mortality-2000-2017/en/> (accessed Nov 1, 2020).
- 2 Costello A, Osrin D, Manandhar D. Reducing maternal and neonatal mortality in the poorest communities. *BMJ* 2004; **329**: 1166–8.
- 3 Closing the gap in a generation: health equity through action on the social determinants of health - Final report of the commission on social determinants of health. <https://www.who.int/publications-detail-redirect/WHO-IER-CSDH-08.1> (accessed Nov 1, 2020).
- 4 Glassman A, Duran D, Fleisher L, *et al.* Impact of Conditional Cash Transfers on Maternal and Newborn Health. *J Health Popul Nutr* 2013; **31**: S48–66.
- 5 Kusuma D, Cohen J, McConnell M, Berman P. Can cash transfers improve determinants of maternal mortality? Evidence from the household and community programs in Indonesia. *Soc Sci Med* 2016; **163**: 10–20.
- 6 Lim SS, Dandona L, Hoisington JA, James SL, Hogan MC, Gakidou E. India’s Janani Suraksha Yojana, a conditional cash transfer programme to increase births in health facilities: an impact evaluation. *The Lancet* 2010; **375**: 2009–23.
- 7 Lindert K, Linder A, Hobbs J. The Nuts and Bolts of Brazil’s Bolsa Família Program: Implementing Conditional Cash Transfers in a Decentralized Context. ; : 145.
- 8 Rasella D, Aquino R, Santos CAT, Paes-Sousa R, Barreto ML. Effect of a conditional cash transfer programme on childhood mortality: a nationwide analysis of Brazilian municipalities. *Lancet* 2013; **382**: 57–64.
- 9 Nery JS, Pereira SM, Rasella D, *et al.* Effect of the Brazilian conditional cash transfer and primary health care programs on the new case detection rate of leprosy. *PLoS Negl Trop Dis* 2014; **8**: e3357.
- 10 Nery JS, Rodrigues LC, Rasella D, *et al.* Effect of Brazil’s conditional cash transfer programme on tuberculosis incidence. *Int J Tuberc Lung Dis* 2017; **21**: 790–6.
- 11 Rasella D, Basu S, Hone T, Paes-Sousa R, Ocke-Reis CO, Millett C. Child morbidity and mortality associated with alternative policy responses to the economic crisis in Brazil: A nationwide microsimulation study. *PLoS Med* 2018; **15**: e1002570.
- 12 Hone T, Mirelman AJ, Rasella D, *et al.* Effect of economic recession and impact of health and social protection expenditures on adult mortality: a longitudinal analysis of 5565 Brazilian municipalities. *The Lancet Global Health* 2019; **7**: e1575–83.
- 13 Rasella D, Basu S, Hone T, Paes-Sousa R, Ocke-Reis CO, Millett C. Child morbidity and mortality associated with alternative policy responses to the economic crisis in Brazil: A nationwide microsimulation study. *PLoS Med* 2018; **15**: e1002570.

- 14 Andrade CLT de, Szwarcwald CL. Socio-spatial inequalities in the adequacy of Ministry of Health data on births and deaths at the municipal level in Brazil, 2000-2002. *Cadernos de Saúde Pública* 2007; **23**: 1207–16.
- 15 Szwarcwald CL, de Frias PG, Júnior PRB deSouza, da Silva de Almeida W, Neto OL de M. Correction of vital statistics based on a proactive search of deaths and live births: evidence from a study of the North and Northeast regions of Brazil. *Popul Health Metr* 2014; **12**: 16.
- 16 Say L, Chou D, Gemmill A, *et al.* Global causes of maternal death: a WHO systematic analysis. *Lancet Glob Health* 2014; **2**: e323-333.
- 17 Rasella D, Harhay MO, Pamponet ML, Aquino R, Barreto ML. Impact of primary health care on mortality from heart and cerebrovascular diseases in Brazil: a nationwide analysis of longitudinal data. *BMJ* 2014; **349**: g4014.
- 18 Wooldridge JM. *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, 5 edizionale. Mason, OH: South-Western Pub, 2012.
- 19 Ministry of Health, Brazil. DATASUS. <http://www2.datasus.gov.br/DATASUS/index.php?area=0202&id=11639> (accessed April 16, 2019).
- 20 Bolsa Família - MI Social - Portal Brasileiro de Dados Abertos. <https://dados.gov.br/dataset/bolsa-familia-misocial> (accessed Nov 1, 2020).
- 21 Brazilian Institute of Geography and Statistics. IBGE | Portal do IBGE | IBGE. <https://www.ibge.gov.br/> (accessed Nov 1, 2020).
- 22 Hilbe JM. *Negative Binomial Regression* by Joseph M. Hilbe. Cambridge Core. 2011; published online March. DOI:10.1017/CBO9780511973420.
- 23 Nery JS, Rodrigues LC, Rasella D, *et al.* Effect of Brazil’s conditional cash transfer programme on tuberculosis incidence. *Int J Tuberc Lung Dis* 2017; **21**: 790–6.
- 24 Resultados de la evaluación externa del programa de desarrollo humano ‘Oportunidades’. <https://publications.iadb.org/es/resultados-de-la-evaluacion-externa-del-programa-de-desarrollo-humano-oportunidades> (accessed Nov 1, 2020).
- 25 Powell-Jackson T, Hanson K. Financial incentives for maternal health: impact of a national programme in Nepal. *J Health Econ* 2012; **31**: 271–84.
- 26 Millán TM, Barham T, Macours K, Maluccio JA, Stampini M. Long-Term Impacts of Conditional Cash Transfers: Review of the Evidence. *World Bank Research Observer* 2019; **34**: 119–59.
- 27 Leal M do C, Szwarcwald CL, Almeida PVB, *et al.* Saúde reprodutiva, materna, neonatal e infantil nos 30 anos do Sistema Único de Saúde (SUS). *Ciência & Saúde Coletiva* 2018; **23**: 1915–28.

- 28 Sosa-Rubí SG, Walker D, Serván E, Bautista-Arredondo S. Learning effect of a conditional cash transfer programme on poor rural women's selection of delivery care in Mexico. *Health Policy Plan* 2011; **26**: 496–507.
- 29 Karlsen S, Say L, Souza J-P, *et al.* The relationship between maternal education and mortality among women giving birth in health care institutions: Analysis of the cross sectional WHO Global Survey on Maternal and Perinatal Health. *BMC Public Health* 2011; **11**: 606.
- 30 Jaime PC. Desnutrição em crianças de até cinco anos beneficiárias do programa bolsa família: análise transversal e painel longitudinal de 2008 a 2012. in: Caderno de Estudos 17_Saude.indd. ; : 66.

4.1.9 Tables and figures

Table 1. Mean values and SD of the selected variables for the Brazilian municipalities (n. 2.548)

| | Mean (SD) 2004 | Mean (SD) 2014 | Percentage of Change (2004- 2014) |
|--------------------------|-------------------|-------------------|--------------------------------------------|
| PBF coverage | 17.83(12.54) | 25.88(18.87) | 45.15 |
| ESF coverage | 61.77(36.87) | 70.99(33.37) | 14.93 |
| Income per capita | 455.44(195.21) | 624.18(253.11) | 37.05 |
| Poverty rate | 27.49(18.18) | 11.37(13.65) | -58.64 |
| Illiteracy rate | 16.16(9.95) | 12.09(8.23) | -25.19 |
| Piped water | 78.81(21.67) | 92.53(13.37%) | 17.41 |
| Physicians/hab | 0.71(0.66) | 0.80(0.69) | 12.68 |
| Private care coverage | 6.15(8.96) | 10.73(11.62) | 74.47 |
| Hospitalization Rates | 4.98(4.47) | 3.56(4.32) | -28.51 |
| Maternal Mortality Ratio | 60.21(314.15) | 57.89(308.19) | -3.85 |

Table 2. Fixed-effect models for adjusted associations between Average BFP Coverage of the last 1,2,5,10 and 11 years - divided in quartiles - and Maternal Mortality Ratio in the municipalities selected (n.2548) for the quality of vital information in Brazil 2004-2014.

| Variables | Average BFP coverage 1 year | | Average BFP coverage 2 year | | Average BFP coverage 5 year | | Average BFP coverage 10 year | | Average BFP coverage 11 year | |
|-----------------------|-----------------------------|-------------|-----------------------------|-------------|-----------------------------|-------------|------------------------------|-------------|------------------------------|-------------|
| | RR | 95% CI | RR | 95% CI | RR | 95% CI | RR | 95% CI | RR | 95% CI |
| BFP Low | 1 | — | 1 | — | 1 | — | 1 | — | 1 | — |
| BFP Intermediate | 0.94 | (0.85,1.05) | 0.99 | (0.89,1.11) | 0.91 | (0.83,0.99) | 0.87 | (0.80,0.95) | 0.88 | (0.81,0.95) |
| BFP High | 1.01 | (0.88,1.16) | 0.99 | (0.87,1.13) | 0.87 | (0.77,0.99) | 0.84 | (0.75,0.96) | 0.84 | (0.75,0.96) |
| BFP Consolidated | 0.94 | (0.77,1.15) | 1.03 | (0.85,1.24) | 0.85 | (0.72,1.00) | 0.82 | (0.69,0.97) | 0.83 | (0.71,0.99) |
| FHP Baseline | 1 | — | 1 | — | 1 | — | 1 | — | 1 | — |
| FHP Low | 0.97 | (0.90,1.06) | 0.97 | (0.89,1.06) | 0.99 | (0.91,1.08) | 0.99 | (0.91,1.08) | 0.99 | (0.91,1.08) |
| FHP Intermediate | 0.97 | (0.86,1.10) | 0.96 | (0.84,1.09) | 1 | (0.88,1.14) | 0.99 | (0.87,1.13) | 0.99 | (0.86,1.13) |
| FHP High | 0.93 | (0.79,1.08) | 0.91 | (0.78,1.07) | 0.95 | (0.81,1.12) | 0.94 | (0.79,1.11) | 0.93 | (0.79,1.10) |
| Income per capita | 0.84 | (0.72,0.98) | 0.84 | (0.72,0.98) | 0.85 | (0.72,0.99) | 0.85 | (0.72,0.99) | 0.85 | (0.72,0.99) |
| Poverty rate | 1.01 | (0.91,1.12) | 0.99 | (0.89,1.09) | 0.97 | (0.88,1.08) | 0.98 | (0.88,1.09) | 0.98 | (0.89,1.09) |
| Illiteracy rate | 0.96 | (0.81,1.13) | 0.96 | (0.81,1.13) | 0.95 | (0.81,1.12) | 0.95 | (0.81,1.13) | 0.95 | (0.81,1.13) |
| Piped Water | 1.04 | (0.93,1.16) | 1.04 | (0.93,1.16) | 1.04 | (0.93,1.16) | 1.04 | (0.93,1.16) | 1.04 | (0.93,1.16) |
| Physicians/inhab | 1.01 | (0.91,1.11) | 1.01 | (0.91,1.11) | 1.00 | (0.91,1.11) | 1.00 | (0.91,1.10) | 1.00 | (0.91,1.10) |
| Private care coverage | 0.99 | (0.84,1.17) | 0.99 | (0.84,1.17) | 0.99 | (0.84,1.17) | 0.99 | (0.84,1.17) | 0.99 | (0.84,1.17) |
| Hospitalization rates | 0.91 | (0.71,1.15) | 0.91 | (0.71,1.16) | 0.91 | (0.72,1.16) | 0.91 | (0.72,1.16) | 0.91 | (0.72,1.16) |
| Year* | - | | - | | - | | - | | - | |
| N. of observations | 17,501 | | 17,501 | | 17,501 | | 17,501 | | 17,501 | |

*The variable year has been used as a categorical dummy variable in the model and its coefficient are shown in the appendix

Table 3: Fixed effect regression models for associations between Average BFP Coverage of the last 1,2,5,10 and 11 years - divided in quartiles - and Maternal Mortality Ratio in women <30 years in the municipalities selected (n.2548) for the quality of vital information in Brazil 2004-2014.

| Variables | Average BFP coverage 1 year | | Average BFP coverage 2 year | | Average BFP coverage 5 year | | Average BFP coverage 10 year | | Average BFP coverage 11 year | |
|----------------------------------------------|-----------------------------|-------------|-----------------------------|-------------|-----------------------------|-------------|------------------------------|-------------|------------------------------|-------------|
| | RR | 95% CI | RR | 95% CI | RR | 95% CI | RR | 95% CI | RR | 95% CI |
| Under-30 maternal mortality | | | | | | | | | | |
| BFP Low | 1 | — | 1 | — | 1 | — | 1 | — | 1 | — |
| BFP Intermediate | 0.86 | (0.74,0.98) | 0.94 | (0.82,1.08) | 1.01 | (0.89,1.14) | 0.88 | (0.79,0.98) | 0.88 | (0.79,0.99) |
| BFP High | 0.92 | (0.78,1.10) | 0.94 | (0.79,1.12) | 0.93 | (0.79,1.09) | 0.82 | (0.69,0.96) | 0.81 | (0.69,0.96) |
| BFP Consolidated | 0.81 | (0.62,1.05) | 0.89 | (0.69,1.14) | 0.93 | (0.75,1.15) | 0.75 | (0.60,0.94) | 0.77 | (0.67,0.96) |
| Number of observations | 13,288 | | 13,288 | | 13,288 | | 13,288 | | 13,288 | |
| Under-5 mortality rate | | | | | | | | | | |
| BFP Low | 1 | — | | | | | | | | |
| BFP Intermediate | 1.01 | (0.99,1.03) | 1.01 | (0.99,1.03) | 0.99 | (0.97,1.01) | 0.99 | (0.97,1.00) | 0.99 | (0.97,1.00) |
| BFP High | 1.00 | (0.97,1.02) | 0.99 | (0.97,1.02) | 0.96 | (0.94,0.98) | 0.96 | (0.94,0.98) | 0.96 | (0.93,0.98) |
| BFP Consolidated | 0.95 | (0.92,0.99) | 0.93 | (0.90,0.96) | 0.92 | (0.90,0.95) | 0.91 | (0.88,0.94) | 0.91 | (0.88,0.94) |
| Number of observations | 27,973 | | 27,973 | | 27,973 | | 27,973 | | 27,973 | |
| Under-5 mortality rate from Accidents | | | | | | | | | | |
| BFP Low | 1 | — | 1 | — | 1 | — | 1 | — | 1 | — |
| BFP Intermediate | 1.18 | (1.00,1.39) | 1.13 | (0.96,1.33) | 1 | (0.86,1.17) | 0.88 | (0.76,1.02) | 0.88 | (0.76,1.02) |
| BFP High | 1.02 | (0.82,1.26) | 1.11 | (0.90,1.37) | 1.12 | (0.91,1.38) | 0.95 | (0.77,1.17) | 0.92 | (0.74,1.14) |
| BFP Consolidated | 0.99 | (0.72,1.38) | 1.17 | (0.86,1.59) | 1.28 | (0.97,1.69) | 1.07 | (0.81,1.43) | 1.06 | (0.80,1.41) |
| Number of observations | 12,067 | | 12,067 | | 12,067 | | 12,067 | | 12,067 | |

*The variable year has been used as a categorical dummy in the model and its coefficient are shown in the appendix.

Table 4 Fixed-effect models for adjusted associations between Average BFP Coverage of the last 11 years and percentage of pregnant women with no prenatal visits at the moment of delivery in the municipalities selected (n=2548) for the quality of vital information in Brazil 2004-2014.

| | Proportion of pregnant women with no prenatal visits at the moment of delivery | | Proportion of deliveries in hospital | | Hospital case-fatality rate for delivery | |
|-------------------|--------------------------------------------------------------------------------|-------------|--------------------------------------|-------------|------------------------------------------|-------------|
| | Average BFP cov 11 year | | Average BFP cov 11 year | | Average BFP cov 11 year | |
| | RR | CI | RR | CI | RR | CI |
| BFP Low | 1 | – | 1 | – | 1 | – |
| BFP Intermediate | 0.92 | (0.89,0.95) | 1.04 | (1.03,1.05) | 0.83 | (0.76,0.90) |
| BFP High | 0.88 | (0.84,0.92) | 1.04 | (1.03,1.05) | 0.79 | (0.70,0.90) |
| BFP Consolidated | 0.73 | (0.69,0.77) | 1.05 | (1.04,1.07) | 0.78 | (0.66,0.94) |
| N of observations | 27,445 | | 28,028 | | 16,683 | |

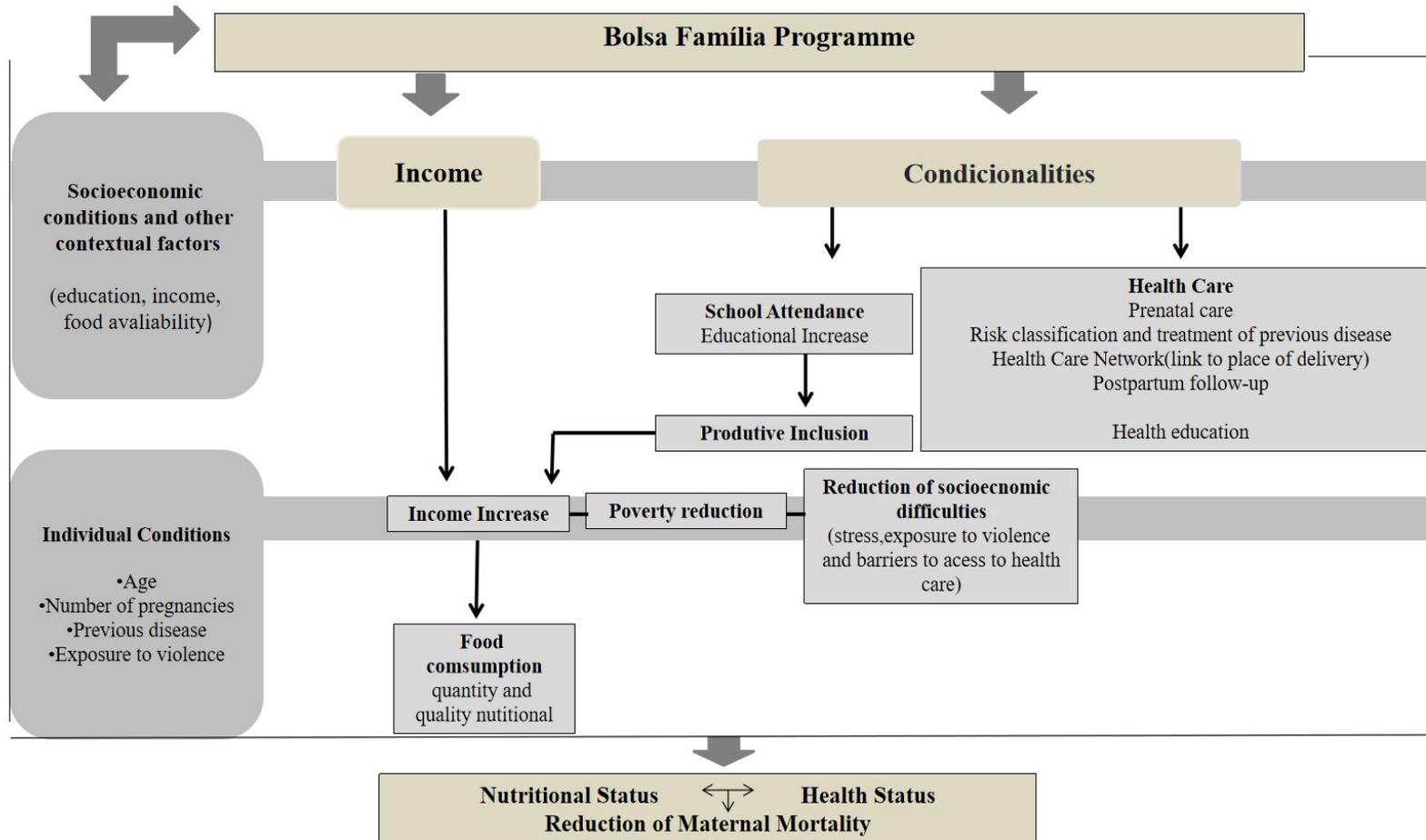


Figure 1: Mechanisms linking the Bolsa Família Programme to reduction of maternal mortality

SUPPLEMENTARY MATERIAL

Supplement to: Long-term impact of a conditional cash transfer programme on maternal mortality: a nationwide analysis of Brazilian longitudinal data

DURATION EFFECT OF THE BOLSA FAMILIA COVERAGE FOR THE COMPLETE RANGE OF YEARS OF THE STUDY

As described in the main text, in order to evaluate BFP duration effects we used the average municipal coverage of the last n years (from 1 to the maximum allowed by the study period, 11), an indicator which captures the intensity of the intervention coverage along the previous years.^{1,2} Each average BFP municipal coverage of the last n years was categorized in quartiles representing the level of implementation, low (1st quartile), intermediate (2nd), high (3rd) and consolidated (4th), as in previous studies.² This coverage indicator was categorized as well, for comparability reasons with BFP and other studies,^{1,2} in quartiles. Table A1 show BFP coefficients (expressed as rate ratios) for all 11 possible years of duration coverage in the study period. While there are fluctuations and not always clear dose-response associations with BFP coverage in some years - when the mortality fluctuations shown above occur - the estimates from the initial and final years of the period are showing a more clear duration effect.

MATERNAL MORTALITY EVOLUTION IN BRAZIL AND THE TIME VARIABLE IN THE MODEL

The time variable has been included in the regression model as a dummy variable, using as a baseline the first year of the study period. The choice of using a dummy variable instead of a continuous (or dichotomous as the other covariates) variable was due to the influence of events which hit only in specific and isolated years almost all municipalities, for example the H1N1 outbreak in 2009³ and the increased activities to improve the reporting of maternal deaths, including compulsory investigations into deaths of women of reproductive age, with the increase of maternal mortality committees to all 27 Brazilian states in the year 2009 and 2010 (Figure A1).^{3,4} Below there are trends to maternal mortality along the period of the study based on information of DATASUS to all Brazilian municipalities, selected municipalities with adequate information, publications about the 30 years of National Health⁵ and information by World Health Organization (WHO).⁶

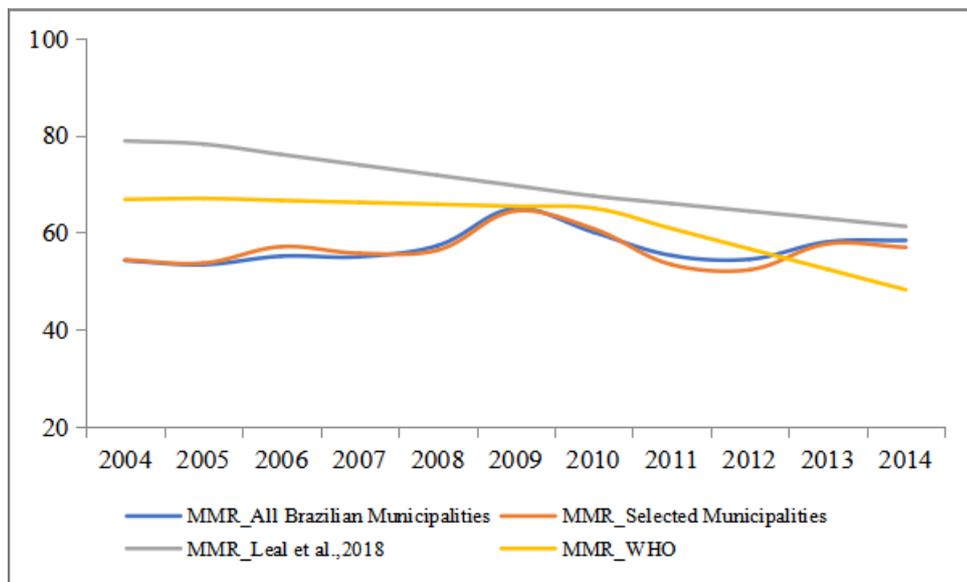


Figure A1. Maternal mortality ratios along the period under study (2004-2014), Brazil.

In Table A2 we show the outputs of the same models of Table 2 in the main text, but with the values of the time dummy variable for all years. As expected, the models were able to adjust for the peak in Maternal Mortality of the years 2008 and 2009 with time variable coefficients highly positive during the period.

Table A2. Fixed-effect models for adjusted associations between Average BFP Coverage of the last 1,2,5,10 and 11 years - divided in quartiles - and Maternal Mortality Ratio in the municipalities selected (n.2,548) for the quality of vital information in Brazil 2004-2014.

| | Average BFP cov 1 year | | Average BFP cov 2 year | | Average BFP cov 5 year | | Average BFP cov 10 year | | Average BFP cov 11 year | |
|------------------------|------------------------|-------------|------------------------|-------------|------------------------|-------------|-------------------------|--------------|-------------------------|-------------|
| | RR | IC | RR | IC | RR | IC | RR | IC | RR | IC |
| BFPcov 1q | 1.00 | – | 1.00 | – | 1.00 | – | 1.00 | – | 1.00 | – |
| BFP cov 2q | 0.94 | (0.85,1.05) | 0.99 | (0.89,1.11) | 0.91 | (0.83,0.99) | 0.87 | (0.80, 0.95) | 0.88 | (0.81,0.95) |
| BFP cov 3q | 1.01 | (0.88,1.16) | 0.99 | (0.87,1.13) | 0.87 | (0.77,0.99) | 0.84 | (0.75,0.96) | 0.84 | (0.75,0.96) |
| BFP cov 4q | 0.94 | (0.77,1.15) | 1.03 | (0.85,1.24) | 0,85 | (0.72,1.00) | 0.82 | (0.69,0.97) | 0.83 | (0.71,0.99) |
| FHP cov 1q | 1.00 | – | 1.00 | – | 1.00 | – | 1.00 | – | 1.00 | – |
| FHP cov 2q | 0.97 | (0.90,1.06) | 0.97 | (0.89,1.06) | 0.99 | (0.91,1.08) | 0.99 | (0.91,1.08) | 0.99 | (0.91,1.08) |
| FHP cov 3q | 0.97 | (0.86,1.10) | 0.96 | (0.84,1.09) | 1.00 | (0.88,1.14) | 0.99 | (0.87,1.13) | 0.99 | (0.86,1.13) |
| FHP cov 4q | 0.93 | (0.79,1.08) | 0.91 | (0.78,1.07) | 0.95 | (0.81,1.12) | 0.94 | (0.79,1.11) | 0.93 | (0.79,1.10) |
| Income percapita | 0.84 | (0.72,0.98) | 0.84 | (0.72,0.98) | 0.85 | (0.72,0.99) | 0.85 | (0.72,0.99) | 0.85 | (0.72,0.99) |
| Poverty rate | 1.01 | (0.91,1.12) | 0.99 | (0.89,1.09) | 0.97 | (0.88,1.08) | 0.98 | (0.88,1.09) | 0.98 | (0.89,1.09) |
| Illiteracy rate | 0.96 | (0.81,1.13) | 0.96 | (0.81,1.13) | 0.95 | (0.81,1.12) | 0.95 | (0.81,1.13) | 0.95 | (0.81,1.13) |
| Piped Water | 1.04 | (0.93,1.16) | 1.04 | (0.93,1.16) | 1.04 | (0.93,1.16) | 1.04 | (0.93,1.16) | 1.04 | (0.93,1.16) |
| Phisicians/hab | 1.01 | (0.91,1.11) | 1.01 | (0.91,1.11) | 1.00 | (0.91,1.11) | 1.00 | (0.91,1.10) | 1.00 | (0.91,1.10) |
| Private care coverage | 0.99 | (0.84,1.17) | 0.99 | (0.84,1.17) | 0.99 | (0.84,1.17) | 0.99 | (0.84,1.17) | 0.99 | (0.84,1.17) |
| Hospitalization rates | 0.91 | (0.71,1.15) | 0.91 | (0.71,1.16) | 0.91 | (0.72,1.16) | 0.91 | (0.72,1.16) | 0.91 | (0.72,1.16) |
| Year 2005 | 1.00 | (0.90,1.11) | 0.99 | (0.89,1.11) | 1.01 | (0.91,1.12) | 1.01 | (0.91,1.13) | 1.01 | (0.91,1.13) |
| Year 2006 | 1.08 | (0.96,1.21) | 1.06 | (0.94,1.20) | 1.12 | (1.00,1.25) | 1.12 | (1.00,1.25) | 1.12 | (1.00,1.25) |
| Year 2007 | 1.06 | (0.94,1.19) | 1.05 | (0.92,1.19) | 1.12 | (0.98,1.26) | 1.13 | (1.00,1.28) | 1.13 | (1.00,1.28) |
| Year 2008 | 1.08 | (0.96,1.22) | 1.07 | (0.95,1.22) | 1.15 | (1.01,1.32) | 1.18 | (1.03,1.34) | 1.18 | (1.03,1.34) |
| Year 2009 | 1.25 | (1.10,1.42) | 1.24 | (1.09,1.42) | 1.33 | (1.16,1.53) | 1.37 | (1.19,1.57) | 1.37 | (1.19,1.57) |
| Year 2010 | 1.18 | (1.04,1.35) | 1.17 | (1.02,1.34) | 1.26 | (1.09,1.44) | 1.30 | (1.13,1.50) | 1.30 | (1.13,1.50) |
| Year 2011 | 1.04 | (0.91,1.18) | 1.03 | (0.90,1.18) | 1.10 | (0.96,1.27) | 1.16 | (1.00,1.34) | 1.15 | (1.00,1.33) |
| Year 2012 | 1.01 | (0.89,1.16) | 1.00 | (0.88,1.15) | 1.08 | (0.94,1.24) | 1.17 | (1.00,1.36) | 1.16 | (0.99,1.36) |
| Year 2013 | 1.12 | (0.98,1.27) | 1.11 | (0.96,1.27) | 1.20 | (1.04,1.38) | 1.29 | (1.10,1.51) | 1.28 | (1.09,1.50) |
| Year 2014 | 1.10 | (0.97,1.25) | 1.09 | (0.97,1.25) | 1.08 | (0.94,1.24) | 1.17 | (1.00,1.36) | 1.16 | (0.99,1.36) |
| Number of observations | 17501 | | 17501 | | 17501 | | 17501 | | 17501 | |

NEGATIVE BINOMIAL REGRESSION MODELS WITH FIXED EFFECT SPECIFICATIONS IN IMPACT EVALUATIONS

Negative binomial (NB) regression models are used when the outcome to be analysed is a count data and the Poisson model assumption that the mean is equal to the variance does not hold, usually because the data are *overdispersed*.⁷ The NB regression can be used with longitudinal or panel data, where the same unit of analysis has repeated observations over a period of time.⁸In this case, in addition to the disturbance or error term, panel data models include a second term to control for unobserved time-invariant characteristics of the unit of

analysis, or panel. According to how this term is estimated, the models can be distinguished into fixed-effects or random-effects models. From a statistical point of view, the choice between fixed-effects and random-effects models is based on the Hausman specification test.⁷ In impact evaluations fixed-effects (FE) models are usually preferred because they permit correlations between the unobserved time-invariant term and the explanatory variables.⁷ In our case the time-invariant term could represent unobserved characteristics of the municipality such as geographical, historical, socio-cultural or socio-economic characteristics that did not change during the period of the study. In fixed effects models, but not in random ones, those characteristics could be correlated with the treatment variables, such as the BFP or FHP coverage. If for example these interventions were implemented with priority in remote and poor areas with higher mortality rates, and variables linked to those characteristics were not included in the model, the estimates of the intervention effects could suffer from selection bias. Fixed effects models allow controlling for this selection bias because the fixed effect term of the equation represents these unobserved time-invariant characteristics of the panel.⁹

The Regression Model

The regression model used in the equation can be shown as:

$$\log(MMR_{it}) = \alpha_i + \beta_{q1-4} BFP_{q1-4n\ it} + \beta_k x_{kit} + \beta_t t_i + \varepsilon_{it}$$

Where:

t refers to the year (from 2004 to 2014) and i refers to an individual municipality;

MMR_{it} is the Maternal Mortality Ratio in municipality i in year t ;

$BFP_{q1-4n\ it}$ is the average municipal BFP coverage of the last n years categorized in quartiles and introduced in the regression as dummy variable in municipality i in year t with a coefficient of β_{q1} (lower quartile, the baseline coverage, per definition always equal to 1), β_{q2} (2nd quartile, defined as low municipal coverage), β_{q3} (3rd quartile, defined as intermediate municipal coverage), β_{q4} (4th quartile, defined as high municipal coverage).

x_{kit} refers to each covariate (k) for municipality i in year t with coefficient β_k ;

t_i refers to the time-variable expressed as dummy with coefficient β_t in year t

α_i is the fixed effect (municipality-level time-invariant effect) error term (not estimated);

ε_{it} is the idiosyncratic error term for municipality i in year t (not estimated);

Using an off-set model we obtain a rate ratio (RR). For example, in the model that consider the BFP duration of 10 years, a value of RR 0.84 for BFP high municipal coverage refers to a ratio between the mortality rates of the lowest and the highest quartile of the average municipal BFP coverage of the last 10 years and is thus interpreted as an associated 16% reduction in maternal mortality. Because this is a fixed-effect longitudinal regression, we only associate this to changes within the municipality (i.e. changes in within-municipality mortality and within-municipality BFP coverage). Between-municipality effects (i.e. difference between municipalities) are not estimated.

SENSITIVITY ANALYSES

A wide range of sensitivity analyses was performed to test the robustness of our findings.

a. Lag Effects

Lag effects are often used to show how exposure in previous years could affect the outcomes in later years and is based on the modelling of the association between exposure variable of the previous $i-n$ years with the outcome variables of the i year. While this is a powerful tool for analytic evaluations, unless the outcome has specific periods of latency (for example an infectious disease), for public intervention evaluations it is difficult to assume an a priori specific lag effect. A lag analysis was excluded as the main method to evaluate the BFP long-term effects for two reasons: one associated with statistical issues and the other to theoretical aspects.

Regarding the statistical issue, in our case, the main drawback of the lag approach is that it reduces of n years the period of the study. As a matter of fact we cannot include in the study period years before 2004 because cash transfer programs such as *Bolsa Escola*, *Bolsa Alimentacao* and *Vale gas* – among others- were attending the majority of the families who received, from 2004, BFP, but no information on the coverage of these programs is available. The lost of study years in our lag analyses (dropping the number of observations from 17501 up to 2220) could explain the loss of stability and statistical significance of the estimates shown in Table A3.

Table A3. Fixed-effect models for adjusted associations between lag BFP Coverage - divided in quartiles - and Maternal Mortality Ratio in the municipalities selected (n.2548) for the quality of vital information in Brazil 2004-2014.

| | Average 1 year BFP coverage | | | | Average 2 year BFP coverage | | | |
|------------------------|-----------------------------|-------------|--------|-------------|-----------------------------|-------------|--------|-------------|
| | 7y Lag | | 8y Lag | | 7y Lag | | 8y Lag | |
| | RR | IC95% | RR | IC95% | RR | IC95% | RR | IC95% |
| BFP Quartile 1 | 1.00 | - | 1.00 | - | 1.00 | - | 1.00 | - |
| BFP Quartile 2 | 1.05 | (0.89,1.23) | 1.03 | (0.86,1.25) | 0.97 | (0.80,0.98) | 0.96 | (0.82,1.00) |
| BFP Quartile 3 | 0.92 | (0.73,1.15) | 1.01 | (0.77,1.33) | 0.97 | (0.72,0.93) | 0.91 | (0.76,0.97) |
| BFP Quartile 4 | 0.96 | (0.68,1.35) | 0.94 | (0.62,1.41) | 1.02 | (0.70,1.01) | 0.98 | (0.75,1.05) |
| Number of observations | 17501 | | 17501 | | 17501 | | 17501 | |

From a theoretical point of view the lag analysis assumes that a $i-n$ year exposure has an exact corresponding effect on the i year outcome, which is hard to justify for a complex intervention such as BFP and a composite outcome such as maternal mortality. A duration analysis, which consider BFP exposure in the model not only as the coverage of the i year but as the result of the consolidation of BFP coverage of the previous n years ¹ could be more adequate to evaluate long-term effects of articulated poverty-relief interventions such as cash transfer programmes.

b. Poisson vs Negative Binomial models

Poisson models were fitter as sensitivity analyses providing similar estimates (Table 4s). Negative binomial models were preferred because they better fit overdispersed count data, as explained above, and because had slightly lower Akaike Information Criteria (AIC), while maintaining almost identical effect estimates (Table A4).

Table A4. Fixed-effect models for adjusted associations between lag BFP Coverage - divided in quartiles - and Maternal Mortality Ratio in the municipalities selected (n.2548) for the quality of vital information in Brazil 2004-2014.

| | Average BFP cov 1 year | | Average BFP cov 2 year | | Average BFP cov 5 year | | Average BFP cov 10 year | | Average BFP cov 11 year | |
|------------------------|---------------------------|-------------|---------------------------|-------------|---------------------------|-------------|----------------------------|-------------|----------------------------|--------------|
| | RR | 95% CI | RR | 95% CI | RR | 95% CI | RR | 95% CI | RR | 95% CI |
| Poisson | | | | | | | | | | |
| BFP quart 1 | 1,00 | - | 1,00 | - | 1,00 | - | 1,00 | - | 1,00 | - |
| BFP quart 2 | 0.94 | (0.85,1.05) | 0.99 | (0.89,1.10) | 0.91 | (0.82,0.99) | 0.87 | (0.80,0.95) | 0.88 | (0.81, 0.95) |
| BFP quart 3 | 1.01 | (0.87,1.12) | 0.99 | (0.77,0.99) | 0.87 | (0.75,0.96) | 0.85 | (0.75,0.96) | 0.84 | (0.87,1.16) |
| BFP quart 4 | 0.92 | (0.76,1.14) | 1.02 | (0.84,1.24) | 0.85 | (0.72,1.00) | 0.82 | (0.70,0.97) | 0.84 | (0.71,0.99) |
| Number of observations | 17501 | | 17501 | | 17501 | | 17501 | | 17501 | |
| AIC | 16259.97 | | 16263.67 | | 16258.11 | | 16252.46 | | 16253.54 | |
| Neg Binomial | | | | | | | | | | |
| BFP quart 1 | 1,00 | - | 1,00 | - | 1,00 | - | 1,00 | - | 1,00 | - |
| BFP quart 2 | 0.94 | (0.89,1.11) | 0.99 | (0.82,0.99) | 0.91 | (0.80,0.95) | 0.87 | (0.81,0.95) | 0.88 | (0.85,1.05) |
| BFP quart 3 | 1.01 | (0.88,1.16) | 0.99 | (0.87,1.12) | 0.87 | (0.77,0.99) | 0.84 | (0.75,0.96) | 0.84 | (0.75,0.96) |
| BFP quart 4 | 0.94 | (0.85,1.24) | 1.02 | (0.72,1.00) | 0.85 | (0.69,0.97) | 0.82 | (0.71,0.99) | 0.82 | (0.77,1.15) |
| Number of observations | 17501 | | 17501 | | 17501 | | 17501 | | 17501 | |
| AIC | 16259.25 | | 16262.72 | | 16257.40 | | 16252.66 | | 16252.74 | |

c. Different Categorizations

To verify if the choice of the number of categories – different from the one chosen based on previous studies ² - affected the results, we fitted the same models with different categorizations of BFP coverage obtaining similar findings (Table A5).

Table A5. Fixed-effect Poisson and Negative Binomial models for adjusted associations between lag BFP Coverage - divided in quartiles- and Maternal Mortality Ratio in the municipalities selected (n.2548) for the quality of vital information in Brazil 2004-2014.

| | Average BFP cov 1 year | | Average BFP cov 2 year | | Average BFP cov 5 year | | Average BFP cov 10 year | | Average BFP cov 11 year | |
|------------------------|------------------------|--------------|------------------------|-------------|------------------------|-------------|-------------------------|--------------|-------------------------|-------------|
| | RR | 95% CI | RR | 95% CI | RR | 95% CI | RR | 95% CI | RR | 95% CI |
| BFP Quartile 1 | 1.00 | | 1.00 | | 1.00 | | 1.00 | | 1.00 | |
| BFP Quartile 2 | 0.94 | (0.85,1.05) | 0.99 | (0.89,1.11) | 0.91 | (0.82,0.99) | 0.87 | (0.80,0.95) | 0.88 | (0.81,0.95) |
| BFP Quartile 3 | 1.01 | (0.87,1.12) | 0.99 | (0.77,0.99) | 0.87 | (0.75,0.96) | 0.84 | (0.75,0.96) | 0.84 | (0.88,1.16) |
| BFP Quartile 4 | 0.94 | 0.77,1.15) | 1.02 | (0.85,1.24) | 0.85 | (0.72,1.00) | 0.82 | (0.69,0.97) | 0.82 | (0.71,0.99) |
| Number of observations | 17501 | | 17501 | | 17501 | | 17501 | | 17501 | |
| BFP Quintile 1 | 1.00 | | 1.00 | | 1.00 | | 1.00 | | 1.00 | |
| BFP Quintile 2 | 0.94 | (0.84,1.05) | 0.99 | (0.90,1.10) | 0.95 | (0.87,1.04) | 0.84 | (0.77, 0.92) | 0.85 | (0.78,0.92) |
| BFP Quintile 3 | 1.01 | (0.88,1.15) | 0.92 | (0.81,1.04) | 0.87 | (0.77,0.99) | 0.82 | (0.72,0.94) | 0.85 | (0.75,0.96) |
| BFP Quintile 4 | 0.99 | (0.84,1.14) | 0.98 | (0.80,1.08) | 0.92 | (0.62,0.65) | 0.73 | (0.65,0.89) | 0.76 | (0.84,1.17) |
| BFP Quintile 5 | 0.96 | (0.77,1.19) | 0.95 | (0.78,1.17) | 0.90 | (0.74,1.09) | 0.69 | (0.56,0.84) | 0.73 | (0.59,0.89) |
| Number of observations | 17501 | | 17501 | | 17501 | | 17501 | | 17501 | |
| BFP Sextile 1 | 1.00 | | 1.00 | | 1.00 | | 1.00 | | 1.00 | |
| BFP Sextile2 | 1.02 | (0.92,1.12) | 0.95 | (0.86,1.05) | 0.96 | (0.88,1.05) | 0.87 | (0.79,0.96) | 0.87 | (0.79,0.96) |
| BFP Sextile 3 | 1.00 | (0.88,1.15) | 0.94 | (0.82,1.07) | 0.87 | (0.76,0.98) | 0.84 | (0.74,0.96) | 0.82 | (0.72,0.94) |
| BFP Sextile 4 | 1.06 | (0.91, 1.22) | 0.96 | (0.82,1.11) | 0.85 | (0.72,0.98) | 0.80 | (0.68,0.94) | 0.78 | (0.67,0.92) |
| BFP Sextile 5 | 1.12 | (0.93,1.35) | 0.88 | (0.74,1.04) | 0.85 | (0.72,1.01) | 0.80 | (0.66,0.97) | 0.78 | (0.64,0.95) |
| BFP Sextile 6 | 1.02 | (0.82,1.31) | 0.86 | (0.69,1.07) | 0.87 | (0.70,1.08) | 0.72 | (0.56,0.91) | 0.71 | (0.56,0.90) |
| Number of observations | 17501 | | 17501 | | 17501 | | 17501 | | 17501 | |

d. Estimating the percentage of maternal deaths from vulnerable segments of the population

As explained in the previous studies,² impact evaluations with ecologic design can not test if the individuals exposed to the intervention are the ones which are responsible for the improvements in health outcomes we measure in the municipality. Despite this being an important limitation for the majority of these studies, for specific targeted interventions – such

as poverty-relief programs – and specific poverty-associated mortalities – such as maternal mortality¹⁰- we can reasonably assume that almost all mortality improvements in the municipality are coming from the poorest individuals, that have also been exposed to the targeted intervention.

As a matter of fact, if we consider the unit of analysis of an ecological study, for example, a municipality, divided into two different population groups with different mortality rates (MR), with MR_p being the MR of the poorest part of the population, and MR_r being the MR of the rest of the population, the Rate Ratio (RR) is: $RR = MR_p / MR_r$.

If we consider the deaths from the poorest group (D_p) over the population of the poorest group (P_p) and the deaths from the rest of the population (D_r) over the rest of the population (P_r), We can obtain the total deaths in the county (D_{tot}) and the total population (P_{tot}) from the following equations:

$$MR_p = RR \times MR_r$$

$$D_p / P_p = RR \times D_r / P_r$$

$$D_p = RR \times (D_{tot} - D_p) \times P_p / P_r$$

$$D_p \times (1 + RR \times P_p / P_r) = RR \times P_p \times D_{tot} / P_r$$

$$D_p = RR \times P_p \times D_{tot} / [P_p \times (RR-1) + P_{tot}]$$

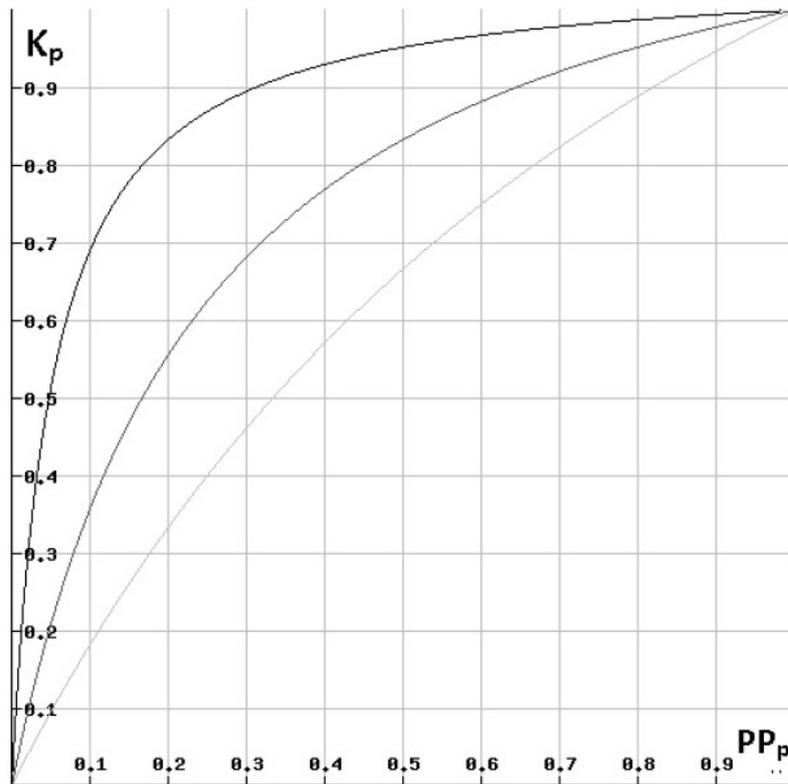
$$D_p = K_p \times D_{tot}$$

K_p represents the proportion of deaths that come from the poorest segment of the county's population, and depends on the Mortality Rate Ratio between the two population groups and the proportion of poor people over the total population of the county (PP_p) according to the following equation:

$$K_p = RR \times PP_p / [PP_p \times (RR-1) + 1]$$

Considering different values of Mortality Rate Ratios, the proportion of deaths that come from the poorest part of the population has a curvilinear relationship with the proportion of poor people in the county (Figure 2s). If we consider an under-five mortality rate ratio (RR) of 2.3,7 in a county with 30% poor people the proportion of under-five deaths attributable to them will be 50%. In the case of segments of the population in extreme poverty the RR, and consequently the proportion of deaths attributable to them, will be considerably higher. The RR for specific causes,⁸ especially poverty-related causes such as maternal mortality, can be

so high that the deaths attributable to extremely poor people reach almost the totality of the deaths for this specific cause in the county, as shown in the figure.



Light grey: RR=2; Dark grey: RR=5; Black: RR=20

Figure A2: Proportion of deaths coming from the poorest part of the population (K_p) as function of the proportion of poor people in the county (PP_p) and according to different values of mortality rate ratio (RR).

References

1. Rasella, D., Harhay, M. O., Pamponet, M. L., Aquino, R. & Barreto, M. L. Impact of primary health care on mortality from heart and cerebrovascular diseases in Brazil: a nationwide analysis of longitudinal data. *BMJ* **349**, g4014 (2014).
2. Rasella, D., Aquino, R., Santos, C. A. T., Paes-Sousa, R. & Barreto, M. L. Effect of a conditional cash transfer programme on childhood mortality: a nationwide analysis of Brazilian municipalities. *Lancet Lond. Engl.* **382**, 57–64 (2013).
3. Brasil. Ministério da Saúde. Secretaria de Vigilância em Saúde. Departamento de Vigilância de Doenças e Agravos não Transmissíveis e Promoção da Saúde. Saúde Brasil 2017 : uma análise da situação de saúde e os desafios para o alcance dos objetivos de desenvolvimento sustentável [recurso eletrônico] / Ministério da Saúde, Secretaria de Vigilância em Saúde, Departamento de Vigilância de Doenças e Agravos não Transmissíveis e Promoção da Saúde. – Brasília : Ministério da Saúde, 2018. 426 p. : il.
4. Victora, C. G., Aquino, E. M., do Carmo Leal, M., Monteiro, C. A., Barros, F. C., & Szwarzwald, C. L. (2011). Maternal and child health in Brazil: progress and challenges. *The Lancet*, *377*(9780), 1863-1876.
5. Leal, Maria do Carmo, et al. "Saúde reprodutiva, materna, neonatal e infantil nos 30 anos do Sistema Único de Saúde (SUS)." *Ciência & Saúde Coletiva* *23* (2018): 1915-1928.
6. World Health Organization. Trends in maternal mortality: 1990-2015: estimates from WHO, UNICEF, UNFPA, World Bank Group and the United Nations Population Division: executive summary. No. WHO/RHR/15.23. World Health Organization, 2015.
7. Hilbe, J. M. Negative Binomial Regression by Joseph M. Hilbe. *Cambridge Core* (2011). doi:10.1017/CBO9780511973420
8. Wooldridge, J. M. *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. (South-Western Pub, 2012).
9. Khandker, S. R., Koolwal, G. B. & Samad, H. A. *Handbook on impact evaluation: quantitative methods and practices*. (World Bank, 2010).
10. Ronsmans, C. & Graham, W. J. Maternal mortality: who, when, where, and why. *The Lancet* **368**, 1189–1200 (2006).

4.2 ARTIGO 2: The Effects of Brazilian Cash Transfers on Maternal Mortality using the 100 Million Brazilian Cohort: A population-based linkage study

Submissão em: Lancet Global Health (Fator de Impacto em 2019 – 21,597)

4.2.1 Abstract

Background

Conditional Cash Transfers (CCTs) have been consistently associated with improvements in the determinants of maternal death, but there have been negligible investigations into the final effects on maternal mortality. This study investigates the impact of the world's largest conditional cash transfer (CCT) programme on maternal mortality in Brazil.

Methods

We conducted a longitudinal population-based study of women of reproductive age (10-49 years old) who had at least one live birth, using data from Brazilian National Health and administrative databases linked to the 100 Million Brazilian Cohort for the period 2004 to 2015. We utilized propensity score kernel weighting to control for socio-demographic and economic confounders in the association between BFP receipt and overall maternal mortality, stratified by different subgroups. We also analysed the effect of the time of BFP receipt.

Findings

We included 6,677,273 women aged between 10 and 49, 4,056 of whom had died from a maternal-related cause. BFP beneficiaries had an 18% lower risk of maternal death (OR_{adj} : 0.82, 95%CI=0.73-0.96). Increased BFP exposure (1 to 4, 5-9 or ≥ 9 years) was associated with a higher reduction of maternal deaths (OR: 0.85; 95%CI: 0.75-0.97; OR:0.70;95%CI:0.60-0.82,OR: 0.69 95%CI:0.53-0.88, respectively). The BFP also has led to substantial increases in prenatal appointments and inter-birth intervals, and had the greatest impact on the most vulnerable groups.

Interpretation

These findings highlight the possible long-term effect of CCTs and their potential value for the reduction of maternal mortality. Increasing coverage of poverty-alleviating programmes is necessary to improve the living conditions of poor women in Brazil, and an essential measure to achieve the Sustainable Development Goal.

Keywords: Maternal mortality; cash transfer; social determination; 100 Million Cohort

4.2.2 Introduction

Many women from low and middle-income countries (LMICs) experience pregnancy-related complications,¹ with an increased risk of death. The majority of these could be prevented through proper, timely access to good quality care.² In Brazil, the maternal mortality rate remains at a high level (59.7 /100,000 live births in 2015), with a modest improvement in the last decade.³

Conditional Cash Transfers (CCT) have been proposed as a promising strategy to promote maternal and child health.⁴ Although CCTs have been associated with improvements in the social determinants of maternal health, such as access to health care, skilled attendance at birth, delivery at a health facility, and vaccination,^{5,6} there is limited and inconclusive evidence of their impact on maternal mortality. A study of the Mexican CCT *Oportunidades* found an 11% reduction in maternal mortality⁷, and another study of the Indian CCT showed no significant association⁸. On the other hand, overall assessments of CCTs focus mainly on short-term impacts.⁹ In relation to maternal death, the longest period of time analysed in previous studies is 5 years,⁷ making it difficult to visualize the long-term impact of CCTs. Lastly, all existing studies on the effect of CCTs on maternal mortality are ecological, using aggregated-level data.

The Brazilian CCT, the *Bolsa Familia* programme (BFP), is one of the oldest and largest CCTs in the world, with more than 40 million people in beneficiary families, which corresponds to near-perfect coverage of the country's most impoverished families (estimates from January 2021).¹⁰ The BFP has been associated with several health outcomes, such as improvements in the treatment of tuberculosis,¹¹ and a reduction in infant mortality,^{12,13} the incidence of leprosy,¹⁴ suicide rates.¹⁵ Drawing on a large, longitudinal populational-based study using linked data from national health and social administrative databases (The 100 Million Brazilian Cohort), we investigated the effect of the Brazilian CCT (BFP) on maternal mortality. We hypothesize that the BFP may be associated with decreased maternal mortality, since the provision of cash payments to poor households, preferentially to women, in compliance with health-related conditionalities, can improve family income, and affect its determinants, improving the use of health care services.^{6,8} Therefore, this study assesses the effect of the BFP on maternal mortality.

4.2.3 Methods

We conducted a population-based cohort study with linked Brazilian, administrative data from The 100 Million Brazilian Cohort - a retrospective dynamic cohort which results from the linkage of national social and health databases.¹⁶ The cohort baseline includes records from over 114 million individuals, and is managed by the *Centro de Integração de Dados e Conhecimentos para Saúde* at the Oswaldo Cruz Foundation (Cidacs, Fiocruz-Bahia).¹⁶ The cohort baseline comprises the first records of individuals and their families in the Unified Registry for Social programmes “Cadastro Unico”, an administrative system with detailed information on poorest people in Brazil (families with a monthly income equal to or below three minimum wages ~750 USD) (Supplementary material).¹⁷

Our study population consisted of women of a reproductive age (10-49 years old), registered on the cohort baseline, who had at least one live birth between January 1st, 2004 and December 31st, 2015 in their last gestation in the cohort.

Linkage Process

In the first linkage stage, we identified all women who had at least one live birth, by connecting the live birth information system (SINASC) with the 100 Million Cohort baseline. Taking this linkage into account, we assume that women who had a stillborn infant, or abortion, could not be captured in this study (Figure 1). In the second stage, to identify maternal death records and causes of death in the cohort, we used mortality data (SIM). These stages were conducted by using the woman’s name and age at the time of delivery, date of birth, and the municipality of residence at the time of delivery as the linkage attributes.

All linkage steps were performed by similarity, through the CIDACS-RL-Record Linkage, which is an innovative tool developed to connect large-scale administrative datasets.¹⁸⁻²⁰ Analysis of the linkage accuracy included manual verification and assessing the receiver operating characteristic (ROC) curve (Supplementary Figure S1).

The linkage between the 100 Million Cohort baseline and the BFP payroll database was performed deterministically, since there is a matching key between the two databases – the social identification number (NIS).

Exposure

The BFP is a CCT programme that aims to reduce poverty by providing a monthly benefit and breaking the intergenerational poverty of its beneficiaries through health and education conditionalities.²¹ BFP beneficiaries receive basic, variable benefits, with values that vary over time, according to extreme poverty (families with a monthly per capita income of up to BRL 89.00) and poverty cut-off points (families with a monthly per capita income of up to BRL 178.00). The basic benefit is currently BRL 89.00 for extremely poor families. Variable benefits of BRL 41.00 are allocated to families with children, pregnant/puerperal women, or adolescents. BFP recipient families are required to fulfil education (a minimum of 85% school attendance) and health conditionalities (health care appointments and a vaccination schedule).²²

Since the BFP was implemented in 2004, women registered on CadÚnico before 2004 were considered the first to benefit from social programmes on 1st January, 2004. We have considered those exposed to the BFP as women with records of live births who started receiving the BFP before or during pregnancy, and did not stop receiving the benefit until childbirth, or before death. Women who had not received the benefit at any time, or until childbirth, were considered not exposed. The women who stopped receiving the benefit at some point before childbirth were excluded from the analysis.

Outcome

Our main study outcome was maternal death, according to the International Classification of Diseases – ICD-10: code XV, except for deaths before childbirth (not included in the SINASC linkage) and after puerperium (O96 and O97). As in the calculation of the maternal ratio, conditions classified in other chapters of the ICD were also included (A34, F53, M83.0, B20 to B24, D39.2, E23.0).²³

Statistical analysis

The effect of the PBF on maternal mortality was estimated based on kernel matching weighting, which is a propensity score-based method (PS). The PS can be characterized as the conditional probability of receiving treatment (being a PBF beneficiary, or not), given the observable characteristics.²⁴ The following covariates were considered to estimate the PS: self-declared race/skin colour, level of education, age, parity (number of childbirths in the cohort), location of the household, region, household density, type of water supply, waste disposal system, garbage disposal, and year of application.

A combination of kernel matching to estimate the effect of the treatment on the treated (ATT) and weighted logistic regressions was considered the analysis strategy. Kernel matching establishes a non-parametric relation between PS and the outcome maternal mortality selecting observations of non-beneficiaries (non-BFP) who were similar to the set of treated groups (BFP beneficiaries).²⁵ There are weighting schemes for all of the untreated group (non-BFP), established by the distance between each individual from the control group and the participant observation for which the counterfactual condition is estimated.²⁴ We then performed weighted logistic regression, with 95% confidence between PBF receipt and maternal death. In order to control for proximate determinants of maternal mortality that could influence this relationship,^{6,26} we also adjusted multivariate models for other covariates not used to estimate the PS: prenatal care (none, 1-3, 4-6, or 7 or more appointments), type of delivery (vaginal or caesarean), gestational period (< 22; 22-27; 28-31; 32-36; 37-41; ≥ 42 weeks), and multiple pregnancy (“yes” or “no”). We compared the differences in the distribution of PS covariates between beneficiaries and non-beneficiaries, using the percentage to assess the common support area before and after kernel weighting.

In addition, to assess the robustness of the propensity score approach, we also conducted an alternate analysis using the same framework analysis of the propensity score, to estimate the ATT through the probability of treatment weighting (IPTW), estimating the weights for BFP beneficiaries (weight=1) and non-beneficiaries (weight= $E(ps)/(1-E(ps))$).²⁷ We also performed an analysis using conventional, multivariate regression models with confounders.

In order to evaluate exposure to the BFP, according to benefit duration (mean=7.00 years), we estimated the kernel matching and weighted logistic regressions, considering years of BFP receipt until delivery (1-4 years, 5-8 years, or ≥ 9 years). In addition, since the exposure time may differ according to the woman's age, we calculated an indicator considering the years of exposure of the BFP, divided by the woman's age on delivery, multiplied by 100, resulting in a proxy of the percentage of the life of women exposed to PBF until delivery (mean=30.44%), classified as <30%, 30 to 70%, and $\geq 70\%$.

To elucidate the possible mechanisms involved in the relation between BFP exposure and maternal mortality, we conducted the same analysis by groups of sociodemographic markers, such as race/colour (white or black/mixed group), area of residence (rural or urban) and Municipal Human Development Index (MHDI) (high or very high, medium, low, or very low), only excluding the stratification variables from the PS calculation. We also investigated the association between BFP and maternal mortality by the average Family Health Program

(FHP) municipal coverage, classified in a previous study ($\leq 30\%$, 30-70%, or $\geq 70\%$),¹³ and conducted unweighted logistic regression, exploring the relationship of the BFP recipient with prenatal care (<4 or >4 appointments), and the inter-birth interval (<24, ≥ 24 months, or one live birth in the cohort).

The maternal mortality rate was measured by the number of maternal deaths over the number of women who had at least one live birth, in order to provide a closer approximation of the risk in the cohort.²⁸

Sensitivity analyses

The following sensitivity analyses were performed to assess the robustness of the results: (A) To investigate possible biases in the kernel weighting procedure, we estimated the effect of the BFP using the IPTW, and unweighted, multivariate logistic regression (Table 2, and Supplement Table S2). (B) In order to verify if different definitions of BFP exposure affect the results, we tested other classifications for non-exposure and exposure, considering the period of pregnancy covered by exposure (Supplementary material, Tables S3 and S4). (C) In order to test if the BFP effect increased according to each year of receipt, we estimated kernel matching and weighted logistic regressions for each year of duration of BFP receipt in the study period (Supplement Table S5).

All analyses were performed using STATA version 15.0. This study was approved by the research ethics committees of the Federal University of Bahia (application number: 1023107). Data was stored on secure servers on the Cidacs Big Data Integrated Platform (<https://cidacs.bahia.fiocruz.br/plataforma-de-dados/>). No personally identifiable information was included in the dataset used for analysis.

4.2.4 Results

Following definition of BFP exposure, we included 6,677,273 women aged between 10 and 49 who had at least one live birth, and 4,056 of these suffered a maternal death. 1,264,037 (18.93%) and 5,413,236 (81.07%) were BFP beneficiaries and non-beneficiaries, respectively (Figure 1). The characteristics of the population excluded of the analysis because the definition of BFP exposure (women who stopped receiving the benefit at some point before childbirth) are described in supplementary Table S1.

At baseline, BFP beneficiaries were more likely to be younger, mixed or black, have a lower level of education, reside in rural areas, and in worse household conditions (Table 1). For the correct group balance, we performed propensity score kernel weighting. Compared with baseline characteristics, the two groups became very similar after kernel weighting (Table 1).

Lower maternal mortality rates were observed among BFP beneficiaries following kernel weighting balancing (60.63 and 71.59 per 100,000 parturients, among beneficiaries and non-beneficiaries respectively). The same occurred with the IPTW balance (61.41 and 70.67). However, at unweighted rates, beneficiaries were slightly higher (61.41 and 57.91). BFP beneficiaries had a 16% less chance of maternal death than non-beneficiaries (OR=0.84, 95%CI=0.73-0.96) (Table 2). Even following adjustment for proximal characteristics of pregnancy, an effect of BFP on maternal mortality was observed (OR_{adj}: 0.82, 95%CI=0.73-0.96). Results from the IPTW procedure (OR_{adj}:0.84, 95%CI:0.74-0.96) and unweighted, multivariate logistic regression models (OR_{adj}:0.89, 95%CI:0.81-0.98) analysis consistently showed similar associations (Table 2).

Increased time of BFP exposure (1 to 4, 5-9 or ≥ 9 years) was associated with a reduction in maternal mortality, expressed as kernel weighted ORs of 0.85 (95%CI: 0.75-0.97), 0.70 (95%CI:0.60-0.82) and 0.69 (95%CI:0.53-0.88), respectively. The results were consistent when considering the years of exposure by the woman's age on delivery, an indication of the woman's lifetime exposed to the programme ($\leq 30\%$, 30-70%, or $\geq 70\%$). The higher the percentage of the woman's lifetime exposed to the BFP on delivery, the greater the chances were of reducing maternal death (OR: 0.92, 95%, CI:0.77-1.08; OR:0.52, 95%CI:0.39-0.70 and OR:0.46, 95%CI:0.24-0.85, respectively) (Figure 2).

The BFP was more strongly associated with maternal mortality among the most vulnerable groups, although the CI overlapped. A higher protective effect of the BFP was observed among black (OR:0.79, CI95%:0.69-0.93), rural women (OR:0.69, CI95%:0.53-0.92) and those who live in less developed municipalities (low or very low MDHI OR:0.62, CI95%:0.53-0.92) (Figure 2).

Analysing the association of the BFP with determinants of maternal mortality, based on crude logistic regression (Table 3), BFP beneficiaries were more likely to attend four or more prenatal appointments (OR:1.43, CI95%:1.42-1.44) and had a longer inter-birth interval than non-beneficiaries (OR:1.39, CI95%:1.39-1.40). Similar results were observed in the stratified analysis by FHP municipal coverage. The BFP was statistically associated with the reduction of maternal mortality in women living in municipalities with high coverage ($\geq 70\%$ =

OR: 0.76; CI95%:0.64-0.92; 30-70% = OR: 0.98; CI95%:0.78-1.22; $\leq 30\%$ = OR:1.04; CI95%:0.78-1.39) (Figure 3).

Sensitivity analysis

We obtained similar point estimates for the association between receiving the BFP and lowered maternal mortality in all of the sensitivity analyses performed, and after repeating the analyses for different exposure classifications (Table 2 and Supplement Tables S3 and S4). In comparison with those women who had not received BFP at any time, kernel weighted regression models estimated a 44% lower maternal mortality (OR=0.56, 95%CI=0.42, 0.75) (Supplement Table S3). Considering the BFP beneficiaries who started receiving the BFP, 22 weeks (foetal viability proxy), 6 or 9 months before childbirth as exposed, the results were extremely similar to each other, and to those found in the main analysis (OR:0.83, CI95%: 0.72-0.95; OR: 0.82, CI95%:0.71-0.94; OR:0.83 (0.72-0.96, respectively) (Supplementary Table S4). In relation to exposure time, there was a noticeable dose-response pattern for each year until the 8th year of exposure, confirming the increase in association over time found in the primary analysis (Supplementary material, Table S4).

4.2.5 Discussion

Our findings showed that the BFP was associated with a reduction in maternal mortality among the poorest Brazilian women. This association remained strong after adjustment for health care, pregnancy and delivery characteristics, achieving an 18% decrease in the chance of maternal mortality among BFP beneficiaries. Increasing the time of exposure to the BFP, the point estimates were stronger, with a dose-response gradient in the measured association. The BFP was also associated with increases in prenatal appointments and the inter-birth interval, and this measured association was stronger among the most vulnerable groups. All of the sensitivity tests consistently showed similar results. These findings highlight the possible long-term effect of CCTs, and their potential value for the reduction of maternal mortality.

Several studies, many based on rigorous experimental designs, have shown that CCT programmes have had a positive impact on the socio-determinants of maternal health, such as nutritional status, immunisation coverage, the promotion of healthy behaviour, and use of health care services during pregnancy, delivery, and postpartum.^{5,8,29-32} However, limited

studies evaluated the effect of CCT on maternal mortality with controversial results. An ecological study conducted in Mexico reported an 11% decrease in maternal mortality, associated with higher coverage levels of the CCT Oportunidades,⁷ while an investigation in India showed an increase in the percentage of births delivered in health facilities to be associated with being a beneficiary of the Indian CCT (Janani Suraksha Yojana -JSY), but no effect on maternal mortality was found.⁸ The short period of the analysis after the implementation of JSY (only 2 years) could be a limitation, since more time between the implementation and support of health services may be necessary to impact maternal death among beneficiaries. To the best of our knowledge, our study is the first using individual-level data for an extended period of time (12 years), showing that a large-scale cash transfer programme reduces maternal mortality.

The BFP can affect maternal mortality through different mechanisms. Firstly, the income transferred to women can have a more immediate effect, with the allocation of money for the purchase of food, use of health services and locomotion, particularly if it is coupled with shifts in intrahousehold power, or autonomy favouring women.³³⁻³⁸ Secondly, by fulfilling conditionalities, the BFP can affect the use of health services, reducing barriers, and increasing the monitoring and treatment of comorbidities, referrals to high-risk prenatal care, and adequate assistance while giving birth. The BFP increased prenatal care and the inter-birth interval, lending additional support for our hypothesis that the BFP can impact maternal mortality through the effect of determinants of maternal mortality. A systematic review found that cash transfers can increase contraceptive use and birth intervals, reducing unwanted pregnancies, despite concluding that further studies are still needed, in order to elucidate these issues.³⁹ Health conditionalities appear to be an essential factor by which the BFP affects maternal mortality, since, in our study, a strong association of the BFP and maternal mortality was found in municipalities with higher FHP coverage.

CCTs are designed to have both short- and long-term effects on their beneficiaries' lives.⁹ Our study provides evidence that the association between the BFP and lower maternal mortality was more prominent according to the increased duration of the benefits. Studies have shown that the longer the exposure time to a CCT programme, the higher the engagement in utilization of health services,⁴⁰ and increased time in education.^{41,42} The effect of the CCT permeates the increase in education, which is strongly related to better health outcomes.^{9,43} In addition, previous evidence concludes that higher BFP exposure promotes self-esteem, empowerment among women, and increases their decision-making power.^{9,33}

Over time, the reduction of adverse maternal outcomes depends on joint efforts that ensure access to quality health services and lower social inequalities.⁹

Another important finding of our study is that the effect of the BFP was observed among the most vulnerable sociodemographic groups (black women, women who live in rural areas, and less developed municipalities), suggesting a potential contribution of the BFP on reducing social inequalities.⁴⁴ This result is consistent with previous findings of the CCT Oportunidades, which had a greater effect in districts with a higher level of marginalization, achieving a 22% reduction in maternal mortality in these areas.⁷ A plausible explanation is that a high focalization of CCTs contributes to a high decrease in susceptibilities among the most vulnerable beneficiaries. For example, black women are disproportionately affected by poverty and maternal morbidities.^{45,46} Many of these morbidities, such as hypertension and gestational diabetes, can be controlled with adequate access to health care through conditionalities, and receipt of the benefit, reducing access barriers and unmet needs.⁴⁷ In addition, the most vulnerable women are more dependent on publicly provided and funded services^{47,48} and the Family Health Programme was also prioritised within the more impoverished areas. The role of the Family Health Programme in the reduction of social inequalities has been well documented in literature.^{47,49-51} Despite differences in the nature of the two public policies (social and health policies), it seems plausible that the mechanisms underlying the effects are synergic.

Strengths and limitations of the study

The 100 Million Brazilian Cohort is a powerful resource of study for low- and middle-income countries, including approximately half of the Brazilian population.^{14,16} Evaluations of the effects of large-scale CCT programmes in different settings where CCTs are implemented are rarely possible, mainly due to the lack of data. With wide coverage of the poor and extremely poor population, when data exists, it makes studies possible, to explore the effect of social policies on different poverty-related health outcomes, including maternal mortality. Our study is the first using individual-level data, and with a long follow-up time, providing unprecedented power to evaluate this association. The sample size also makes it possible to stratify the analysis by different social groups. Furthermore, this study has shown that regular, timely data gathering at the individual level is essential to monitor and evaluate national health policies that may impact maternal mortality.

As with any observational study using secondary data, this research has some limitations. Unmeasured confounders are an important limitation that may incur a bias. Although we were able to control the sociodemographic confounders, residual confounding is

possible since data on other factors related to maternal mortality, including access to health care at the time of delivery, distance to services, or the skills and preparedness of health professionals, and pre-existing comorbidities, were not available in the routinely collected datasets linked to this cohort. We have tried to minimise this by using different analytical approaches to estimate the associations of the BFP programme with maternal mortality. Furthermore, we performed sensitivity-analyses and subgroup analysis, to handle uncontrolled confounding. A further limitation of this investigation is the possible underreporting of maternal deaths.⁵² However, it is improbable that this underestimation has influenced the results, since it is unlikely to occur any differently in beneficiary and non-beneficiary groups. Furthermore, coverage of the Brazilian Maternal Mortality Enquiry Committees is increasing, improving the surveillance of deaths of women of a childbearing age and, consequently, death records.⁵² On the other hand, our study is restricted to women who had live births, therefore women who had abortions and stillborn are not captured. This may reduce the comparability of our findings with the general literature and the more classic definition of maternal death.

Conclusion

In conclusion, the results of our study show that a conditional cash transfer programme, with the potential to act upon important social determinants of health, can substantially reduce maternal mortality in Brazil, which is a large, middle-income country. We have provided new evidence that continual exposure to the BFP is more strongly associated with a reduction in maternal mortality, suggesting a long-term effect of CCTs. In the context of the COVID-19 pandemic and political instability, affecting health care provision in Brazil, a country with considerable mortality among pregnant and postpartum women,⁵³⁻⁵⁶ we should consider intensifying efforts to maintain and implement appropriate social policies, in conjunction with the improvement of the quality of prenatal and obstetric care, in the post-COVID-19 recovery period.

4.2.6 References

1. Organization WH. Maternal mortality: levels and trends 2000 to 2017. *Geneva: World Health Organization* 2019.
2. Thaddeus S, Maine D. Too far to walk: maternal mortality in context. *Social science & medicine (1982)* 1994; **38**(8): 1091-1110.

3. Leal MdC, Szwarcwald CL, Almeida PVB, et al. Saúde reprodutiva, materna, neonatal e infantil nos 30 anos do Sistema Único de Saúde (SUS). *Ciência & Saúde Coletiva* 2018; **23**: 1915-28.
4. Fiszbein A, Schady NR. Conditional cash transfers: reducing present and future poverty: World Bank Publications; 2009.
5. Glassman A, Duran D, Fleisher L, et al. Impact of conditional cash transfers on maternal and newborn health. *J Health Popul Nutr* 2013; **31**(4 Suppl 2): 48-66.
6. Kusuma D, Cohen J, McConnell M, Berman P. Can cash transfers improve determinants of maternal mortality? Evidence from the household and community programs in Indonesia. *Social science & medicine (1982)* 2016; **163**: 10-20.
7. Araujo MC, Suárez P. Programa de desarrollo humano Oportunidades: Evolución y desafíos. *Banco Interamericano de Desarrollo Recuperado de <https://publications.iadb.org/bitstream/handle/11319/6012/Oportunidades>* 2013.
8. Lim SS, Dandona L, Hoisington JA, James SL, Hogan MC, Gakidou E. India's Janani Suraksha Yojana, a conditional cash transfer programme to increase births in health facilities: an impact evaluation. *Lancet (London, England)* 2010; **375**(9730): 2009-23.
9. Molina Millan T, Barham TCJ, Macours K, Maluccio JA, Stampini M. Long-term impacts of conditional cash transfers in Latin America: Review of the evidence. 2016.
10. Brasil. Painel de Monitoramento Social - VISDATA In: SAGI, editor.; 2021.
11. Oliosi JGN, Reis-Santos B, Locatelli RL, et al. Effect of the Bolsa Familia Programme on the outcome of tuberculosis treatment: a prospective cohort study. *The Lancet global health* 2019; **7**(2): e219-e26.
12. Paes-Sousa R, Santos LM, Miazaki É S. Effects of a conditional cash transfer programme on child nutrition in Brazil. *Bulletin of the World Health Organization* 2011; **89**(7): 496-503.
13. Rasella D, Aquino R, Santos CA, Paes-Sousa R, Barreto ML. Effect of a conditional cash transfer programme on childhood mortality: a nationwide analysis of Brazilian municipalities. *Lancet (London, England)* 2013; **382**(9886): 57-64.
14. Pescarini JM, Williamson E, Nery JS, et al. Effect of a conditional cash transfer programme on leprosy treatment adherence and cure in patients from the nationwide 100 Million Brazilian Cohort: a quasi-experimental study. *The Lancet Infectious diseases* 2020; **20**(5): 618-27.
15. Alves FJO, Machado DB, Barreto ML. Effect of the Brazilian cash transfer programme on suicide rates: a longitudinal analysis of the Brazilian municipalities. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology* 2019; **54**(5): 599-606.
16. Barreto ML, Ichihara MY, de Araujo Almeida B, et al. The Center for Data and Knowledge Integration for Health (CIDACS): An Experience of Linking Health and Social Data in Brazil. *International Journal of Population Data Science* 2019; **4**(2).
17. Brasil. CadÚnico. 2021. <https://www.gov.br/cidadania/pt-br>.
18. Almeida D, Gorender D, Ichihara MY, et al. Examining the quality of record linkage process using nationwide Brazilian administrative databases to build a large birth cohort. *BMC Med Inform Decis Mak* 2020; **20**(1): 173-.
19. Barbosa GCG, Ali MS, Araujo B, et al. CIDACS-RL: a novel indexing search and scoring-based record linkage system for huge datasets with high accuracy and scalability. *BMC Med Inform Decis Mak* 2020; **20**(1): 289.
20. Pita R, Pinto C, Sena S, et al. On the Accuracy and Scalability of Probabilistic Data Linkage Over the Brazilian 114 Million Cohort. *IEEE Journal of Biomedical and Health Informatics* 2018; **22**(2): 346-53.

21. Brasil. Decreto nº 5.209, de 17 de setembro de 2004. Regulamenta a Lei nº 10.836, de 9 de janeiro de 2004, que cria o Programa Bolsa Família, e dá outras providências. *Diário Oficial da União* 2004.
22. Brasil. Bolsa Família In: MSS., editor.; 2020.
23. WHO. International statistical classification of diseases and related health problems: tenth revision. In: Organization WH, editor. 2 ed. Geneva; 2004.
24. Rosenbaum PR, Rubin DB. Reducing Bias in Observational Studies Using Subclassification on the Propensity Score. *Journal of the American Statistical Association* 1984; **79**(387): 516-24.
25. Ho DE, Imai K, King G, Stuart EA. Matching as nonparametric preprocessing for reducing model dependence in parametric causal inference. *Political analysis* 2007; **15**(3): 199-236.
26. Say L, Chou D, Gemmill A, et al. Global causes of maternal death: a WHO systematic analysis. *The Lancet Global health* 2014; **2**(6): e323-33.
27. Austin PC. The use of propensity score methods with survival or time-to-event outcomes: reporting measures of effect similar to those used in randomized experiments. *Stat Med* 2014; **33**(7): 1242-58.
28. Kingdom U. Indicator 3.1.1. Maternal mortality ratio. <https://sdgdata.gov.uk/3-1-1/#:~:text=Maternal%20mortality%20in%20the%20UK,the%20risk%20associated%20with%20pregnancy> (accessed 26 May 2021).
29. Lanre-Abass BA. Poverty and maternal mortality in Nigeria: towards a more viable ethics of modern medical practice. *Int J Equity Health* 2008; **7**: 11-.
30. Edmond KM, Foshanji AI, Naziri M, et al. Conditional cash transfers to improve use of health facilities by mothers and newborns in conflict affected countries, a prospective population based intervention study from Afghanistan. *BMC pregnancy and childbirth* 2019; **19**(1): 193.
31. de Brauw A, Peterman A. Can conditional cash transfers improve maternal health care? Evidence from El Salvador's Comunidades Solidarias Rurales program. *Health economics* 2020; **29**(6): 700-15.
32. Zhou H, Wu Y, Liu C, et al. Conditional cash transfers, uptake of maternal and child health services, and health outcomes in western rural China. *BMC Public Health* 2020; **20**(1): 870.
33. de Brauw A, Gilligan DO, Hoddinott J, Roy S. The Impact of Bolsa Família on Women's Decision-Making Power. *World Development* 2014; **59**: 487-504.
34. Duarte GB, Sampaio B, Sampaio Y. Programa Bolsa Família: impacto das transferências sobre os gastos com alimentos em famílias rurais. *Revista de Economia e Sociologia Rural* 2009; **47**: 903-18.
35. Ferrario MN. The impacts on family consumption of the Bolsa Família subsidy programme. *CEPAL Review* 2014; **2014**(112): 147-63.
36. Martins APB, Monteiro CA. Impact of the Bolsa Família program on food availability of low-income Brazilian families: a quasi experimental study. *BMC Public Health* 2016; **16**(1): 827-.
37. SPERANDIO N, RODRIGUES CT, FRANCESCHINI SdCC, PRIORE SE. Impact of the Bolsa Família Program on energy, macronutrient, and micronutrient intakes: Study of the Northeast and Southeast. *Revista de Nutrição* 2016; **29**: 833-44.
38. Coelho PL, Melo ASSdA. Impacto do Programa Bolsa Família sobre a qualidade da dieta das famílias de Pernambuco no Brasil. *Ciência & Saúde Coletiva* 2017; **22**: 393-402.
39. Khan ME, Hazra A, Kant A, Ali M. Conditional and Unconditional Cash Transfers to Improve Use of Contraception in Low and Middle Income Countries: A Systematic Review. *Studies in family planning* 2016; **47**(4): 371-83.

40. Sosa-Rubí SG, Walker D, Serván E, Bautista-Arredondo S. Learning effect of a conditional cash transfer programme on poor rural women's selection of delivery care in Mexico. *Health policy and planning* 2011; **26**(6): 496-507.
41. Molina Millán T, Macours K, Maluccio JA, Tejerina L. Experimental long-term effects of early-childhood and school-age exposure to a conditional cash transfer program. *Journal of Development Economics* 2020; **143**: 102385.
42. Millán TM, Barham T, Macours K, Maluccio JA, Stampini M. Long-Term Impacts of Conditional Cash Transfers: Review of the Evidence. *The World Bank Research Observer* 2019; **34**(1): 119-59.
43. Jones H. More Education, Better Jobs? A Critical Review of CCTs and Brazil's Bolsa Família Programme for Long-Term Poverty Reduction. *Social Policy and Society* 2016; **15**(3): 465-78.
44. Veras Soares F, Soares S, Medeiros M, Osorio R. Cash transfer programmes in Brazil: impacts on inequality and poverty: International Policy Centre for Inclusive Growth, 2006.
45. Martins AL. Mortalidade materna de mulheres negras no Brasil. *Cadernos de Saúde Pública* 2006; **22**: 2473-9.
46. Tucker MJ, Berg CJ, Callaghan WM, Hsia J. The Black-White disparity in pregnancy-related mortality from 5 conditions: differences in prevalence and case-fatality rates. *American journal of public health* 2007; **97**(2): 247-51.
47. Hone T, Rasella D, Barreto ML, Majeed A, Millett C. Association between expansion of primary healthcare and racial inequalities in mortality amenable to primary care in Brazil: A national longitudinal analysis. *PLOS Medicine* 2017; **14**(5): e1002306.
48. Paixão M, Carvano LM. Relatório Anual das Desigualdades Raciais no Brasil; 2007-2008. Rio de Janeiro 2008.
49. Andrade MV, Noronha KVMdS, Queiroz Barbosa AC, et al. Family health strategy and equity in prenatal care: a population based cross-sectional study in Minas Gerais, Brazil. *Int J Equity Health* 2017; **16**(1): 24.
50. Oliveira BLCAd, Cardoso LFC, Dominice RdO, et al. A influência da Estratégia Saúde da Família no uso de serviços de saúde por adultos hipertensos no Brasil. *Revista Brasileira de Epidemiologia* 2020; **23**.
51. Guimarães RM. [Does the inverse theory hypothesis apply to primary health care? Evidence from 5 564 Brazilian municipalities; Se aplica la hipótesis de la equidad inversa a la atención primaria de salud? Pruebas obtenidas en 5 564 municipios brasileños]. *Revista panamericana de salud publica = Pan American journal of public health* 2018; **42**: e128.
52. Szwarcwald CL, Escalante JJC, Rabello Neto DdL, Souza Junior PRBd, Victora CG. Estimación da razão de mortalidade materna no Brasil, 2008-2011. *Cadernos de Saúde Pública* 2014; **30**: S71-S83.
53. Amorim MMR, Soligo Takemoto ML, Fonseca EBD. Maternal deaths with coronavirus disease 2019: a different outcome from low- to middle-resource countries? *American journal of obstetrics and gynecology* 2020; **223**(2): 298-9.
54. Takemoto MLS, Menezes MO, Andreucci CB, et al. The tragedy of COVID-19 in Brazil: 124 maternal deaths and counting. *International journal of gynaecology and obstetrics: the official organ of the International Federation of Gynaecology and Obstetrics* 2020; **151**(1): 154-6.
55. Nakamura-Pereira M, Amorim MMR, Pacagnella RC, et al. COVID-19 and Maternal Death in Brazil: An Invisible Tragedy. *Revista brasileira de ginecologia e obstetricia : revista da Federacao Brasileira das Sociedades de Ginecologia e Obstetricia* 2020; **42**(8): 445-7.
56. Souza ASR, Amorim MMR. Maternal mortality by COVID-19 in Brazil. *Revista Brasileira de Saúde Materno Infantil* 2021; **21**: 253-6.

4.2.7 Tables and figures

Table 1: Description of non-beneficiaries (non-BFP) and beneficiaries of the Bolsa Família Programme (BFP) before and after kernel weighting, 2004 to 2015 (N=6,677, 273)

| Socioeconomic and demographical Variables | Before Kernel Weighting | | | After Kernel Weighting | | |
|--------------------------------------------|-------------------------|--------------------|------------------------|------------------------|--------------------|------------------------|
| | Non-BFP n= 1,264,037 | BFP n=5,413,236 | Diff (BFP- Non BFP) | Non-BFP n=1,017,154 | BFP n=4,731,624 | Diff (BFP- Non BFP) |
| Sociodemographic | | | | | | |
| Race/Colour | | | | | | |
| White | 36.19 | 26.15 | -10.04 | 26.39 | 26.49 | 0.10 |
| Asian | 0.47 | 0.35 | -0.12 | 0.31 | 0.34 | 0.03 |
| Black | 7.36 | 8.78 | 1.42 | 8.56 | 8.74 | 0.18 |
| Mixed/brown | 55.69 | 63.69 | 8 | 64.04 | 63.57 | -0.47 |
| Indigenous | 0.29 | 1.03 | 0.74 | 0.70 | 0.80 | 0.1 |
| <i>Missing data*</i> | 9.35 | 5.76 | | | | |
| Education | | | | | | |
| High school/College (>=8 years) | 69.64 | 58.88 | -10.76 | 57.82 | 58.78 | 0.96 |
| Elementary/Middle school (4-7 years) | 24.21 | 32.86 | 8.65 | 33.68 | 33.02 | -0.66 |
| Elementary school or illiterate (<3 years) | 6.15 | 8.26 | 2.11 | 8.50 | 8.20 | -0.3 |
| <i>Missing data*</i> | 1.98 | 2.26 | | | | |
| Age Groups | | | | | | |
| 10-19 years old | 14.09 | 23.24 | 9.15 | 23.47 | 23.66 | 0.19 |
| 20-34 years old | 75.89 | 69.32 | -6.57 | 69.45 | 68.88 | -0.57 |
| >=35 years old | 10.02 | 7.44 | -2.58 | 7.08 | 7.46 | 0.38 |
| <i>Missing data*</i> | 0 | 0.0 | | | | |
| Parity | | | | | | |
| 1 child in the cohort | 39.74 | 44.35 | 4.61 | 45.46 | 44.21 | -1.25 |
| 2-3 children in the cohort | 57.80 | 49.66 | -8.14 | 48.90 | 49.87 | 0.97 |
| >3 children in the cohort | 2.46 | 5.99 | 3.53 | 5.64 | 5.92 | 0.28 |
| <i>Missing data*</i> | 0 | 0.0 | | | | |
| Household | | | | | | |
| Density | | | | | | |
| <=2 per room | 79.30 | 53.22 | -26.08 | 53.21 | 53.33 | 0.12 |
| >2 per room | 20.70 | 46.78 | 26.08 | 46.79 | 46.67 | -0.12 |
| <i>Missing data*</i> | 11.63 | 5.10 | | | | |
| Water Supply | | | | | | |
| Public network | 77.51 | 65.42 | -12.09 | 65.64 | 65.98 | 0.34 |
| Well/natural source/other | 22.49 | 34.58 | 12.09 | 34.36 | 34.01 | -0.35 |
| <i>Missing data*</i> | 7.53 | 2.79 | | | | |
| Waste disposal system | | | | | | |
| Public network | 77.51 | 38.72 | -38.79 | 38.28 | 38.81 | 0.53 |
| Septic tank/ditch/other | 22.49 | 61.28 | 38.79 | 61.72 | 61.19 | -0.53 |
| <i>Missing data*</i> | 8.88 | 3.51 | | | | |
| Garbage disposal | | | | | | |
| Public collection system | 51.21 | 68.78 | 17.57 | 69.35 | 69.77 | 0.42 |
| Burned/buried/other | 49.79 | 31.22 | -18.57 | 30.64 | 30.22 | -0.42 |
| <i>Missing data*</i> | 7.53 | 2.79 | | | | |
| Geographical | | | | | | |
| Region | | | | | | |
| South | 14.19 | 8.55 | -5.64 | 8.43 | 8.71 | 0.28 |
| North | 9.78 | 13.21 | 3.43 | 12.99 | 12.74 | -0.25 |
| Northeast | 30.69 | 42.87 | 12.18 | 42.80 | 42.86 | 0.06 |
| Southeast | 35.10 | 29.29 | -5.81 | 29.66 | 29.68 | 0.02 |
| Center-West | 10.24 | 6.08 | -4.16 | 6.12 | 6.01 | -0.11 |
| <i>Missing data*</i> | 0 | 0.0 | | | | |

| | | | | | | |
|-----------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| Location of household | | | | | | |
| Urban | 81.56 | 71.74 | -9.82 | 72.15 | 72.40 | 0.25 |
| Rural | 18.44 | 28.26 | 9.82 | 27.85 | 27.60 | -0.25 |
| Missing data* | 5.56 | 2.06 | | | | |
| Year | | | | | | |
| 2004 | 7.85 | 10.26 | 2.41 | 10.39 | 10.55 | 0.16 |
| 2005 | 7.12 | 7.92 | 0.8 | 7.53 | 7.85 | 0.32 |
| 2006 | 26.84 | 45.62 | 18.78 | 46.44 | 46.69 | 0.25 |
| 2007 | 11.18 | 13.71 | 2.53 | 14.64 | 14.44 | -0.2 |
| 2008 | 5.37 | 5.53 | 0.16 | 6.06 | 5.84 | -0.22 |
| 2009 | 4.33 | 4.85 | 0.52 | 5.22 | 5.09 | -0.13 |
| 2010 | 6.12 | 4.36 | -1.76 | 3.59 | 3.50 | -0.09 |
| 2011 | 5.18 | 2.51 | -2.67 | 1.56 | 1.58 | 0.02 |
| 2012 | 10.41 | 2.79 | -7.62 | 2.61 | 2.54 | -0.07 |
| 2013 | 7.44 | 1.61 | -5.83 | 1.17 | 1.16 | -0.01 |
| 2014 | 6.09 | 0.72 | -5.37 | 0.67 | 0.65 | -0.02 |
| 2015 | 2.07 | 0.12 | -1.95 | 0.12 | 0.11 | -0.01 |
| Missing data* | 0 | 0.0 | | | | |

*`Missing data - percentage was not included when counting the categories

Table 2: Kernel weighted regression and other strategies for associations between BFP receipt and maternal death. 100 Million Brazilian Cohort, 2004-2015.

| | Kernel Weighting | | | | IPTW | | | | Unweighted Logistic Regression | | | |
|-----------|------------------------|------------------------|---------------------|--------------------------|------------------------|------------------------|---------------------|--------------------------|--------------------------------|------------------------|---------------------|--------------------------|
| | Weighted Rates | | OR(95%IC) | | Weighted Rates | | OR(95%IC) | | Rates | | OR(95%IC) | |
| | Non BFP | BFP | OR | Adjusted OR ₁ | Non BFP | BFP | OR | Adjusted OR ₁ | Non BFP | BFP | OR ₂ | Adjusted OR ₁ |
| Rates /OR | 71.59 (62.87-81.53) | 60.63 (58.46-62.89) | 0.84 (0.73-0.96) | 0.82 (0.71-0.93) | 70.67 (62.48-79.92) | 61.41 (59.35-63.53) | 0.87 (0.76-0.98) | 0.84 (0.74-0.96) | 57.91 (53.86-62.26) | 61.41 (59.35-63.56) | 0.91 (0.83-1.00) | 0.89 (0.81-0.98) |
| n | 1,017,154 | 4,731,624 | 5,748,917 | 5,542,230 | 1,020,639 | 5,413,236 | 6,433,875 | 6,175,248 | 1,264,037 | 5,413,236 | 5,879,995 | 5,665,567 |

₁ Adjusted by prenatal care, gestational age, type of delivery, and multiple pregnancy

₂ Multivariate logistic regression adjusted by PS variables

Table 3. Logistic regression for associations between BFP participation, prenatal care appointments and interpregnancy intervals. 100 Million Brazilian Cohort, 2004-2015.

| Variable | Non BF(%) | BF(%) | Crude OR(CI95%) |
|-----------------------------------|------------------|--------------|------------------------|
| Prenatal care appointments | | | |
| <4 | 11.24 | 8.12 | 1.00 |
| >=4 | 88.76 | 91.88 | 1.43 (1.42-1.44) |
| N | 1,253,179 | 5,365,994 | 6,619,173 |
| Interpregnancy Interval | | | |
| <24 months | 40.33 | 32.69 | 1.00 |
| >=24 months | 59.67 | 67.31 | 1.39 (1.39-1.40) |
| N | 1,264,037 | 5,413,256 | 6,677,273 |

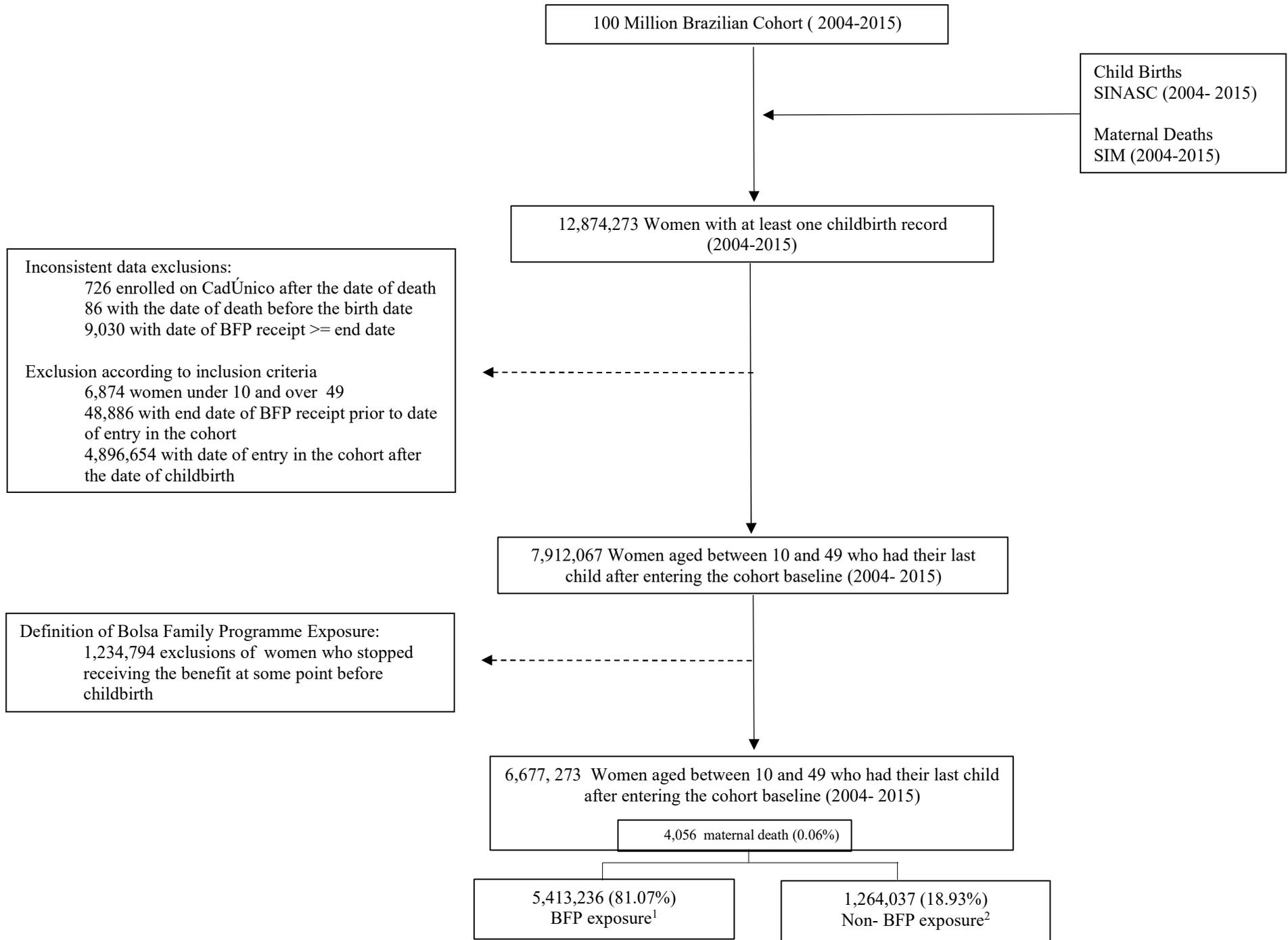


Figure 1: Flowchart

¹ women who started receiving the PBF before or during pregnancy and did not stop receiving the benefit until childbirth, or before death

² women who have not received the benefit at any time, or until childbirth

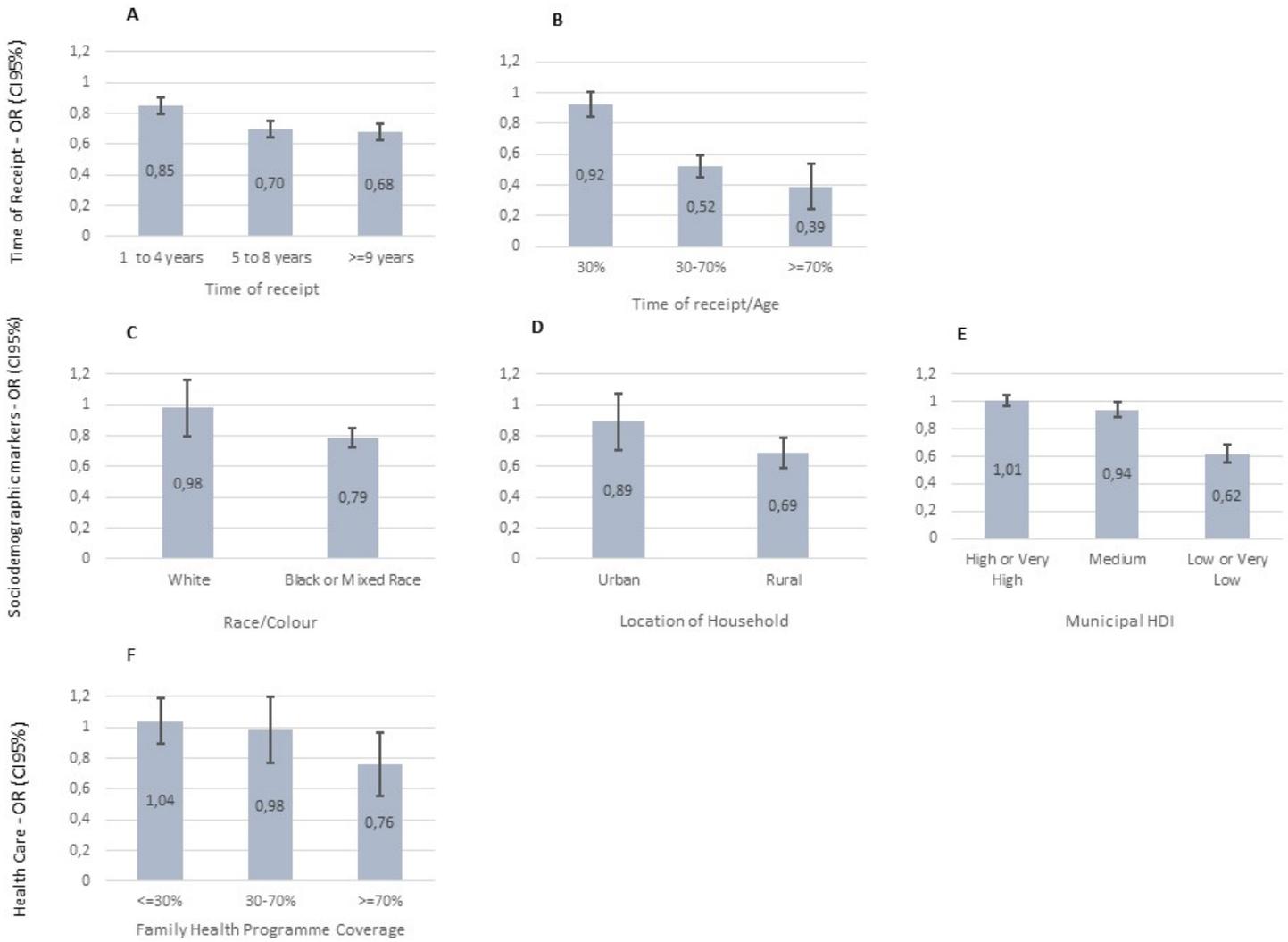


Figure 2: Kernel weighted logistic regression for associations between BFP receipt and maternal death by Time of receipt, Sociodemographic markers and Family Health Programme Coverage

A: BFP receipt and maternal death by Time of exposure (1-4, 5-8, >=9 years of BFP receipt) B: BFP receipt and maternal death by BFP Participation by years of life until delivery - years of receipt divided by years of life until delivery (30%, 30-70% and >=70%)
 C: BFP receipt and maternal death by Race/Colour (White or Black /Mixed race) D: : BFP receipt and maternal death by Location of household (rural and urban)
 E: BFP receipt and maternal death by Municipal HDI F: BFP receipt and maternal death by Family Health Programme Coverage (<=30%, 30-70% and >=70%)

Supplementary material

Supplement to: The Effects of Brazilian Cash Transfer on Maternal Mortality using the 100 Million Brazilian Cohort: A population-based linkage study 2004-2015

THE 100 MILLION BRAZILIAN COHORT

The *100 Million Brazilian Cohort* baseline is an open cohort using data linkage built by the Centre of Data and Knowledge Integration for Health (CIDACS/FIOCRUZ)^{1,2}. The cohort is based on the notion of a “cohort baseline” with information of over 114 million individuals that were registered during 2001 and 2015 in the Brazilian National Registry for Social Programs – Cadastro Unico (CadÚnico). The eligibility criteria for CadÚnico registration includes a monthly family income per capita of half the minimum salary in Brazil (e.g. 778 reais in 2015) or a total family income (monthly) of up to three minimum salaries (Brasil, 2015). It contains information about housing conditions, income and demographic characteristics, and socioeconomic information of all the members of a family registered. For those selected to receive BFP, information on PBF receipts was obtained through the linkage of the baseline of the cohort with the BFP Payroll Database (2004-2015), which contains information on sociodemographic characteristics (i.e., date of birth and family income), start and length of receiving the BFP.

Bolsa Família Program (BFP)

The Brazilian cash transfer programme, BFP, is the flagship and the largest socioeconomic programme implemented in 2004 by Brazilian government. It forms part of the Brazilian Initiative to eradicate extreme poverty. It has three aims: income guarantee for immediate relief of extreme poverty; access to public services (improving education, health, and citizenship of families); and productive inclusion to increase the capacity and job opportunities and income generation among the poorest families (Brasil, 2020). The implementation of BFP has allowed 22.2 million Brazilians to overcome extreme poverty.

Everyone who participates in BFP is registered in the CadÚnico. BFP is available throughout Brazil, in all regions. It is estimated to have over 90% coverage among eligible people in the country. BFP beneficiaries receive basic, variable benefits, with values that vary over time, according to extreme poverty (families with a monthly per capita income of up to BRL 89.00) and poverty cut-off points (families with a monthly per capita income of up to BRL 178.00). The basic benefit is currently BRL 89.00 for extremely poor families. Variable benefits of BRL 41.00 are allocated to families with children, pregnant/puerperal women, or adolescents (Brasil, 2020). The BFP uses educational and health-related conditionalities to

promote behavioural change. The conditionalities are the requirement that all children must attend a minimum of 85% school days and that woman and children must attend health care appointments. These conditionalities are based on the idea that making benefits conditional upon ‘positive’ behaviours can further increase the chance of families breaking out of the cycle of poverty through increased education or improved health. For instance, increasing school attendance and consequently improving educational levels can also lead to improving the quality of social networks, i.e. making friends at school rather than on the streets, and to reducing opportunities for certain types of crime and risky behaviour.

To our study, we have considered those exposed to the BFP as women with records of live births who started receiving the BFP before or during pregnancy, and did not stop receiving the benefit until childbirth, or before death. Women who had not received the benefit at any time, or until childbirth, were considered not exposed. The women who stopped receiving the benefit at some point before childbirth were excluded from the analysis. The characteristics of the population excluded of the analysis because the definition of BFP exposure (women who stopped receiving the benefit at some point before childbirth) are described in supplementary Table S1.

Table S1: Description of women excluded in main analysis after definition of Bolsa Família Programme (BFP) Exposure

| Socioeconomic and demographic variables | Population after definition of BFP exposure ¹ | | | Excluded women after definition of BFP exposure ² |
|--------------------------------------------|----------------------------------------------------------|--------------------|-----------------------|--------------------------------------------------------------|
| | Non-BFP n= 1,264,037 | BFP n=5,413,236 | Total n=6,677, 273 | Total N=1,234,794 |
| Sociodemographic | | | | |
| Race/Colour | | | | |
| White | 36.19 | 26.15 | 27.98 | 40.13 |
| Asian | 0.47 | 0.35 | 0.37 | 0.30 |
| Black | 7.36 | 8.78 | 8.52 | 6.90 |
| Mixed/brown | 55.69 | 63.69 | 62.23 | 52.31 |
| Indigenous | 0.29 | 1.03 | 0.90 | 0.34 |
| <i>Missing data*</i> | 9.35 | 5.76 | 5.23 | 5.53 |
| Education | | | | |
| High school/College (≥8 years) | 69.64 | 58.88 | 60.92 | 78.24 |
| Elementary/Middle school (4-7 years) | 24.21 | 32.86 | 31.22 | 19.23 |
| Elementary school or illiterate (<3 years) | 6.15 | 8.26 | 7.86 | 2.53 |
| <i>Missing data*</i> | 1.98 | 2.26 | 2.21 | 1.57 |
| Age Groups | | | | |
| 10-19 years old | 14.09 | 23.24 | 21.51 | 22.19 |
| 20-34 years old | 75.89 | 69.32 | 70.57 | 70.53 |
| ≥35 years old | 10.02 | 7.44 | 7.92 | 7.28 |
| <i>Missing data*</i> | 0.0 | 0.0 | | 0.0 |
| Parity | | | | |

| | | | | |
|----------------------------|-------|-------|-------|-------|
| 1 child in the cohort | 39.74 | 44.35 | 43.48 | 34.24 |
| 2-3 children in the cohort | 57.80 | 49.66 | 51.20 | 62.85 |
| >3 children in the cohort | 2.46 | 5.99 | 5.32 | 2.91 |
| <i>Missing data*</i> | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 |
| Household | | | | |
| Density | | | | |
| <=2 per room | 79.30 | 53.22 | 57.88 | 58.29 |
| >2 per room | 20.70 | 46.78 | 42.12 | 41.71 |
| <i>Missing data*</i> | 11.63 | 5.10 | 6.33 | 5.37 |
| Water Supply | | | | |
| Public network | 77.51 | 65.42 | 67.62 | 76.60 |
| Well/natural source/other | 22.49 | 34.58 | 32.38 | 23.40 |
| <i>Missing data*</i> | 7.53 | 2.79 | 3.69 | 3.28 |
| Waste disposal system | | | | |
| Public network | 77.51 | 38.72 | 40.97 | 51.34 |
| Septic tank/ditch/other | 22.49 | 61.28 | 59.02 | 48.65 |
| <i>Missing data*</i> | 8.88 | 3.51 | 4.52 | 3.46 |
| Garbage disposal | | | | |
| Public collection system | 51.21 | 68.78 | 71.19 | 81.97 |
| Burned/buried/other | 49.79 | 31.22 | 28.81 | 18.03 |
| <i>Missing data*</i> | 7.53 | 2.79 | 3.69 | 3.28 |
| Geographical | | | | |
| Region | | | | |
| South | 14.19 | 8.55 | 9.61 | 16.47 |
| North | 9.78 | 13.21 | 12.56 | 8.73 |
| Northeast | 30.69 | 42.87 | 40.57 | 22.09 |
| Southeast | 35.10 | 29.29 | 30.39 | 43.46 |
| Center-West | 10.24 | 6.08 | 6.86 | 9.23 |
| <i>Missing data*</i> | 0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 |
| Location of household | | | | |
| Urban | 81.56 | 71.74 | 73.55 | 82.69 |
| Rural | 18.44 | 28.26 | 26.45 | 17.31 |
| <i>Missing data*</i> | 5.56 | 2.06 | 2.72 | 2.75 |
| Year | | | | |
| 2004 | 7.85 | 10.26 | 9.80 | 10.26 |
| 2005 | 7.12 | 7.92 | 7.76 | 8.97 |
| 2006 | 26.84 | 45.62 | 42.06 | 53.97 |
| 2007 | 11.18 | 13.71 | 13.23 | 12.66 |
| 2008 | 5.37 | 5.53 | 5.50 | 4.10 |
| 2009 | 4.33 | 4.85 | 4.75 | 3.15 |
| 2010 | 6.12 | 4.36 | 4.70 | 2.96 |
| 2011 | 5.18 | 2.51 | 3.02 | 1.63 |
| 2012 | 10.41 | 2.79 | 4.23 | 1.21 |
| 2013 | 7.44 | 1.61 | 2.71 | 0.62 |
| 2014 | 6.09 | 0.72 | 1.73 | 0.31 |
| 2015 | 2.07 | 0.12 | 0.49 | 0.14 |
| <i>Missing data*</i> | 0 | 0.0 | 0.0 | 0 |

¹Population of main analysis: BFP- women who started receiving the BFP before or during pregnancy, and did not stop receiving the benefit until childbirth, or before death. Non-BFP: Women who had not received the benefit at any time, or until childbirth,

² Excluded women- women who stopped receiving the benefit at some point before childbirth

PROPENSITY SCORE AND KERNEL WEIGHTING

Propensity Score estimations

We estimated the probability of receiving BFP benefit given the baseline covariates using multiple logistic regressions. Covariates included the following covariates were considered to estimate the PS: self-declared race/skin colour (white, mixed-brown, black, indigenous or yellow), level of education (≤ 3 years, 4-7 years, or ≥ 8 years of schooling), age (10-19 years; 20-34 years; ≥ 35 years), parity (number of childbirth in the cohort: 1; 2-3 and ≥ 3 children), place of household (urban/rural), region (North, Northeast, Southeast, South and Centre East), household density (≤ 2 inhabitants per room; or > 2 inhabitants per room), water supply (public network or well, natural, source and other), waste disposal system (public network or septic tank, ditch and other), garbage disposal (public collection system or burned, buried and other) and year of application.

Kernel Matching/Weighting

Kernel Matching establishes a non-parametric relation between PS and the outcome-maternal mortality, selecting observations of non-beneficiaries (non-BFP) who were similar the set of treated groups (BFP beneficiaries) according observable characteristics (PS) (Ho *et al.*, 2007). There is a Weighting schemes for all untreated group (non-BFP) and the weights depends on the distance between each individual from the control group and the participant observation for which the counterfactual is estimated (Rosenbaum e Rubin, 1984). The basic idea behind kernel estimation is giving different weight to observations with a different distance.

We estimated the Average treatment effect on the treated (ATT) by Kernel Matching (Table S2).

Table S2 Kernel Weighting ATT of maternal mortality for BFP receipt from 2004-2015.

| | Kernel Weighting |
|-----|-------------------------------------|
| | ATT* (95%CI) |
| ATT | -0.0001096 (-0.0002052, -0.0000139) |
| N | 5,757,188 |

*Average treatment effect on the treated (ATT) estimated using Kernel Matching (PS variables:).

SENSITIVITY ANALYSES

We performed some sensitivity analyses to test the robustness of our findings.

a. Inverse Probability of the Treatment Weighting (IPTW)

We used the same framework of analysis of the Kernel Weighting to estimate the effect of the treatment on the treated (ATT) using weights. First, we estimated the propensity score (ps) of receiving the BFP given the sociodemographic covariates of the cohort baseline. Second, we estimated the weights for BFP beneficiary (weight=1) and for non-BFP beneficiary families (weight= $E(ps)/(1-E(ps))$). We estimated Logistic Regression using inverse probability of treatment weighting (IPTW). We compared the differences in the distribution of PS covariates between beneficiary and non-beneficiary using the percentual to assess balance of potential confounders before and after IPTW (Table S3). We have results very similar to the Kernel Approach (Table 2- Main document).

Table S3 Description of non-beneficiaries (non-BFP) and beneficiaries of the Bolsa Família Programme (BFP) of CadÚnico registration, 2004 to 2015

| Socioeconomic and demographical Variables | Before IPTW | | | After IPTW | | |
|--------------------------------------------|------------------------|--------------------|--------------------------|------------------------|--------------------|--------------------------|
| | Non-BFP n=1,264,037 | BFP n=5,413,236 | Diff (BFP-Non BFP) | Non-BFP n=1,020,639 | BFP n=5,413,236 | Diff (BFP-Non BFP) |
| Sociodemographic | | | | | | |
| Race/Color | | | | | | |
| White | 36.19 | 26.15 | -10.04 | 26.33 | 26.52 | 0.19 |
| yellow | 0.47 | 0.35 | -0.12 | 0 | 0 | 0 |
| black | 7.36 | 8.78 | 1.42 | 9.04 | 8.90 | -0.14 |
| pardo | 55.69 | 63.69 | 8 | 64.63 | 64.58 | -0.05 |
| Indigenous | 0.29 | 1.03 | 0.74 | 0 | 0 | 0 |
| Schooling | | | | | | |
| High school/College (≥8 years) | 69.64 | 58.88 | -10.76 | 54.81 | 58.88 | 4.07 |
| Elementary/Middle school (4-7 years) | 24.21 | 32.86 | 8.65 | 35.59 | 32.86 | -2.73 |
| Elementary school or Illiterate (<3 years) | 6.15 | 8.26 | 2.11 | 9.59 | 8.26 | -1.33 |
| Age Groups | | | | | | |
| 10-19 years | 14.09 | 23.24 | 9.15 | 22.42 | 23.24 | 0.82 |
| 20-34 years | 75.89 | 69.32 | -6.57 | 70.19 | 69.32 | -0.87 |
| ≥35 years | 10.02 | 7.44 | -2.58 | 7.39 | 7.44 | 0.05 |
| Parity | | | | | | |
| 1 children in the cohort | 39.74 | 44.35 | 4.61 | 44.35 | 44.35 | 0 |
| 2-3 children in the cohort | 57.80 | 49.66 | -8.14 | 49.66 | 49.66 | 0 |
| >3 children in the cohort | 2.46 | 5.99 | 3.53 | 5.99 | 5.99 | 0 |
| Household | | | | | | |
| Density | | | | | | |
| ≤2 per room | 79.30 | 53.22 | -26.08 | 53.56 | 53.22 | -0.34 |
| >2 per room | 20.70 | 46.78 | 26.08 | 46.44 | 46.78 | 0.34 |
| Water Supply | | | | | | |
| Public network | 77.51 | 65.42 | -12.09 | 65.36 | 65.42 | 0.06 |

| | | | | | | |
|---------------------------|-------|-------|--------|-------|-------|-------|
| Well/natural source/other | 22.49 | 34.58 | 12.09 | 34.64 | 34.58 | -0.06 |
| Waste disposal system | | | | | | |
| Public network | 77.51 | 38.72 | -38.79 | 38.71 | 38.72 | 0.01 |
| Septic tank/dtch/other | 22.49 | 61.28 | 38.79 | 61.29 | 61.28 | -0.01 |
| Missing | 8.88 | 3.51 | | | 3.51 | 3.51 |
| Garbage disposal | | | | | | |
| Public collection system | 51.21 | 68.78 | 17.57 | 69.39 | 68.78 | -0.61 |
| Burned/burried/other | 49.79 | 31.22 | -18.57 | 30.61 | 31.22 | 0.61 |
| Geographical | | | | | | |
| Region | | | | | | |
| South | 14.19 | 8.55 | -5.64 | 8.43 | 8.55 | 0.12 |
| North | 9.78 | 13.21 | 3.43 | 13.52 | 13.21 | -0.31 |
| Northwest | 30.69 | 42.87 | 12.18 | 41.19 | 42.87 | 1.68 |
| Southwest | 35.10 | 29.29 | -5.81 | 30.22 | 29.29 | -0.93 |
| Midle East | 10.24 | 6.08 | -4.16 | 6.64 | 6.08 | -0.56 |
| Place of household | | | | | | |
| Urban | 81.56 | 71.74 | -9.82 | 72.07 | 71.74 | -0.33 |
| Rural | 18.44 | 28.26 | 9.82 | 27.93 | 28.26 | 0.33 |
| Year | | | | | | |
| 2004 | 7.85 | 10.26 | 2.41 | 11.00 | 10.26 | -0.74 |
| 2005 | 7.12 | 7.92 | 0.8 | 7.70 | 7.92 | 0.22 |
| 2006 | 26.84 | 45.62 | 18.78 | 44.19 | 45.62 | 1.43 |
| 2007 | 11.18 | 13.71 | 2.53 | 15.55 | 13.71 | -1.84 |
| 2008 | 5.37 | 5.53 | 0.16 | 6.41 | 5.53 | -0.88 |
| 2009 | 4.33 | 4.85 | 0.52 | 5.28 | 4.85 | -0.43 |
| 2010 | 6.12 | 4.36 | -1.76 | 3.65 | 4.36 | 0.71 |
| 2011 | 5.18 | 2.51 | -2.67 | 1.56 | 2.51 | 0.95 |
| 2012 | 10.41 | 2.79 | -7.62 | 2.61 | 2.79 | 0.18 |
| 2013 | 7.44 | 1.61 | -5.83 | 1.21 | 1.61 | 0.4 |
| 2014 | 6.09 | 0.72 | -5.37 | 0.71 | 0.72 | 0.01 |
| 2015 | 2.07 | 0.12 | -1.95 | 0.13 | 0.12 | -0.01 |

b. Different definitions of exposition

In order to verify that different definitions of BFP exposure affect the results, we fitted the same Kernel Weighting procedure with different exposure definitions, obtaining similar findings (Table S4 e S5). In the main strategy (main document), we considered as exposed those BFP beneficiarie's women with records of children born alive who started receiving the PBF before or during pregnancy and did not stop receiving the benefit before the outcome or until childbirth. Unlike our main exposure, we consider as unexposed only those who did not receive the BFP any time in the entire cohort (Table S4). The results are similar to the main definition of no exposed (women who have not received the benefit at any time or until childbirth will be considered as not exposed) (Table S4).

We also verified other definitions considering the period of pregnancy that was covered by the exposure. Thus we considered as exposed those BFP beneficiarie's women with records of children born alive who started receiving the PBF, 22 weeks (fetal viability proxy), 6 or 9 months before childbirth. The results were similar to those found with the main analysis (Table S5).

Table S4. Kernel Weighted Regression for associations between BFP receipt¹ and Maternal Death . 100 Million Brazilian Cohort, 2004-2015.

| Kernel Weighting | | | | Unweighted estimates | | | |
|-----------------------------------------------------|---------------------------------------|-------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|---------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| Kernel Weighted Rates by 100,000 SINASC parturients | | Kernel Weighted Logistic Regression | | Rates by 100,000 SINASC parturients | | Unweighted Logistic Regression | |
| Non BFP | BFP | OR(95%CI) | Adjusted OR(95%CI) ² | Non BFP(95%IC) | BFP(95%IC) | OR(95%CI) ³ | Adjusted OR(95%CI) ² |
| 62.56 (56.58-69.10) n=609,049 | 61.41 (59.35-63.53) n=4,720,036 | 0.56 (0.42, 0.75) n=5,185,459 | 0.58 (0.44 , 0.78) n=4,992,866 | 107.19 (81.04-141.75) n=465423 | 60.47 (58.29-62.72) n=4,720,036 | 0.79 (0.69 , 0.90) n=5,204,589 | 0.82 (0.71 , 0.95) n=5,011,102 |

¹ Exposed: BFP beneficiarie's women with records of children born alive who started receiving the PBF before or during pregnancy and did not stop receiving the benefit before the outcome or until childbirth; Not Exposed: not receive the BFP any time in the entire cohort

² Adjusted by prenatal care, gestacional age, type of delivery and multiple pregnancy

³ Multivariate Logistic Regression adjusted by PS variables

Table S5. Kernel Weighted Regression for associations between duration of BFP receipt and Maternal Death over year . 100 Million Brazilian Cohort, 2004-2015.

| | 22 weeks before childbirth | 6 month before childbirth | 9 months before childbirth |
|----|----------------------------|---------------------------|----------------------------|
| | OR (95%CI) | OR (95%CI) | OR (95%CI) |
| OR | 0.83(0.72-0.95) | 0.82(0.71-0.94) | 0.83(0.72-0.96) |
| N | 5,498,605 | 5,459,798 | 5,325,764 |

¹ Exposed: BFP beneficiarie's women with records of children born alive who started receiving the PBF 22 weeks (fetal viability proxy), 6 or 9 months before childbirth; Not Exposed: women who have not received the benefit at any time or until childbirth

c. Duration effect of the Bolsa Familia receipt for the each year of the study

As described in the main text, in order to evaluate BFP duration effects, we used stratified analyzes considering the years of BFP receipt until the delivery (1-4 years, 5-8 years or ≥ 9 years). To test if the BFP effect increasing according the duration of receipts, we estimated Kernel Matching and Weighted Logistic Regressions for each year of duration of BFP receipts in the study period. There are a clear dose-response associations with BFP and maternal mortality until the 8th year of exposition, confirming the increase in association over time found in the main analysis (Table S5).

Table S5. Kernel Weighted Regression for associations between duration of BFP receipt¹ and Maternal Death over year . 100 Million Brazilian Cohort, 2004-2015.

| | 1year | 2year | 3year | 4year | 5year | 6year | 7year | 8year | 9year | 10year | 11year |
|--------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| OR | 0.80 | 0.78 | 0.74 | 0.70 | 0.67 | 0.62 | 0.60 | 0.56 | 0.57 | 0.57 | 0.34 |
| CI95% | 0.70-0.93 | 0.68-0.91 | 0.64-0.87 | 0.59-0.82 | 0.56-0.80 | 0.52-0.76 | 0.49-0.73 | 0.45-0.70 | 0.43-0.76 | 0.33-0.98 | 0.10-1.13 |
| n | 5,186,550 | 4,056,807 | 3,466,353 | 3,458,245 | 2,914,401 | 2,334,259 | 1,778,948 | 1,216,999 | 646,838 | 196,083 | 93,616 |

¹Exposed: BFP beneficiary women with records of children born alive who started receiving the PBF for 1, 2,3,4,5,6,7,8,9,10 or 11 years before childbirth; Not Exposed: women who have not received the benefit at any time or until childbirth

DATA LINKAGE AND QUALITY ASSESSMENT

a. Procedures used to link mortality data to CadUnico

Individuals who died by maternal mortality in the cohort extracted from the CadUnico were identified by linking the data from the Brazilian Mortality Information System (SIM) with the CadUnico dataset for the period of 15 years from 2000 to 2015. The CadUnico and SIM databases were linked by the Centre for Data and Knowledge Integration for Health (Barreto et al.,2019) , using Record Linkage software developed by the centre. This section provides a detailed description of how this linkage was carried out.

The linkage algorithm used five variables to identify matching records from the two databases (SIM and CadUnico), each of which was recorded in both datasets being linked: the name of the beneficiary, name of the mother, municipality of residence code and date of birth.

The Record Linkage software performed two main steps:

Firstly, the record that corresponds to the data of each CadUnico individual (the larger dataset) was indexed in the Lucene Apache library (Lucene et al.,2005). Lucene Apache has a method of indexing files and performs a search of data in these files. After this initial structuring, the data was saved in an indexed document with an identification number. At the end of the process, a folder with the indexed database was generated.

Secondly, for each death in the SIM dataset, the algorithm searched the indexed database of the CadUnico cohort for a potential match. The variables used to match the individual records were: the beneficiary's name, mother's name, date of birth, municipality of residence, and sex. To perform the linkage, all records must have had the name of the beneficiary. Those records that did not include the name of the beneficiary were excluded. The software performs this search at three levels:

Level 1: A first search is made through all the five selected variables. The mortality data (SIM) found in the CadUnico baseline was saved, generating a list of linked records. A similarity calculation is performed for the linked records generating a score indicating how similar the two linked records are. The similarity calculation is performed by comparing names, dates of birth, states, municipalities, and sex, for the two records (one in each dataset) of the linked individual. This process generates a “weighted average” which is the value of

the similarity score. If the score is equal to or greater than 0.95, the link was accepted (to be a correct link).

Level 2: If the similarity calculation was less than 0.95, a new search was performed (this time including only those matched under the 0.95 score) using a group of four (of the five previous variables) per time in five different combinations. Subsequently, all search results with each group of variables are pooled and the similarity test is performed. Again, if the score is equal to or greater than 0.95, the linked data is accepted.

Level 3: Lastly, if an individual from SIM was not linked to a CadUnico record in the two previous searches, a final search was undertaken. For this search, the name of the beneficiary, name of the mother, municipality of residence code and date of birth were broken into smaller pieces. For example, the date of birth was broken into three smaller categories: day, month and year. Several attempts were performed to try to match the person in both datasets. To obtain confirmation about whether the record linked was actually valid, a distance-editing method based on *Jaro-Winkler* was applied.

To check the entire linked dataset, robust accuracy tests were performed to assess the overall quality of the linkage.

b. Statistical accuracy of the linkage

The quality of the linkage was tested manually and using a Receiver Operating Characteristic (ROC) curve by a team of statisticians working at CIDACS (Almeida et al., 2020). The entire process is described below.

For the manual test, the team took a sample of 10,000 linked pairs (i.e. each pair represents a maternal mortality linked to a CadUnico record). Sampling was stratified by similarity scores to enable assessment of the quality of the linkage for a range of similarity scores. The sampling process was developed in five steps:

Similarity scores generated in the linkage process were divided into five strata;

The number of observations in each was used to decide the stratum range;

- A variable was created for each linked record pair to indicate the stratum of similarity to which the record pair belonged.
- The proportion of records in each similarity stratum was calculated.
- A random sample proportional to the size of the stratum was taken, within each similarity stratum.

In the random sample of 10,000 linked pairs, three of the five pieces of information used for the linkage (name of the beneficiary, mother's name and date of birth) were checked for each pair. Three new variables were created, indicating whether the information in the two databases (CadUnico and SIM) agreed for each of the three variables separately, assigning a value of 1 for agreement and 0 for disagreement for each variable. Records with agreement on all three variables were declared a true match. Records with some disagreement were further investigated. For disagreements in the name fields, these were considered to agree where the names in the two databases contained different letters with similar phonetics. For foreign names or uncommon names, disagreements of up to three digits were accepted (and the agreement variable was reset to 1 indicating agreement). For disagreements in the date of birth field, differences of only one number were accepted.

For remaining disagreements in the name fields, if any of the following occurred:

- The name or name of the mother was completely different in the two databases.
- Three or more different letters in the name in the two databases.
- Completely different surnames in the two databases
- One of the pairs of records did not contain a surname in the two databases.
- The surname contained two or more abbreviations in one of the pairs of records or different surnames.

Then the records were declared to be a false match. For remaining disagreements in the date of birth field, if any of the following occurred:

- At least one of the digits in the year was different, resulting in an age difference of at least 7 (seven) years; or
- At least one digit in the month was different, resulting in a difference of at least 10 (ten) months; or,
- Both month and year were different.

Then the records were declared to be a false match.

Other than these cases, all other records with some disagreement were declared true matches, after manual inspection. At this stage, if any doubt still existed, they were reanalysed using two extra matching variables: sex and municipality.

c.ROC Curve

After the manual verification process, the sensitivity and specificity of the Record Linkage algorithm were estimated for a range of cut-off values (the criteria for declaring a true match using the Record Linkage algorithm), viewing the result of the manual verification as the gold standard classification of the links (Table S5). Using these estimated specificities and sensitivities, ROC curves were constructed to identify the global accuracy (as measured by the area under the curve) of the results obtained by the similarity score (Figure S4).

From the ROC curve, the optimal cut-off point of 0.92 (ROC curve area [Sensitivity/Specificity]: 0.923 [0.983/0.949]) was identified. Using this optimal cut-off to declare matches, 97.8% of the linked pairs were estimated to be true matches, and 2.2% of the linked pairs were estimated to be false matches. An estimated 5% of the true matches were not linked (Figure S1).

Table S6 Accuracy analysis of the linkage between CadUnico and Mortality Information System in a sample of 10,000 record pairs.

| Cut-off point | Specificity; sensitivity | Total matches (%) | True matches (% of linked cases) | False matches (% of linked cases) | Lost Matches (% of true matches) |
|----------------------|---------------------------------|--------------------------|---------------------------------------------|----------------------------------------------|---------------------------------------------|
| ≥0.83 | SP=0.459; S=0.996 | 7551 (75.5) | 4686 (62.1) | 2865 (37.9) | 17 (0.4) |
| ≥0.84 | SP=0.576; S=0.993 | 6916 (69.2) | 4668 (67.5) | 2248 (32.5) | 35 (0.7) |
| ≥0.85 | SP=0.692; S=0.990 | 6290 (62.9) | 4657 (74.0) | 1633 (26.0) | 46 (1.1) |
| ≥0.86 | SP=0.789; S=0.987 | 5759 (57.6) | 4641 (80.6) | 1118 (19.4) | 62 (1.3) |
| ≥0.87 | SP=0.863; S=0.977 | 5322 (53.2) | 4595 (86.3) | 727 (13.7) | 108 (2.3) |
| ≥0.88 | SP=0.908; S=0.973 | 5060 (50.6) | 4575 (90.4) | 485 (9.6) | 128 (2.7) |
| ≥0.89 | SP=0.941; S=0.969 | 4872 (48.7) | 4557 (93.5) | 315 (6.5) | 146 (3.1) |
| ≥0.90 | SP=0.961; S=0.964 | 4741 (47.4) | 4534 (95.6) | 207 (4.4) | 169 (3.6) |
| ≥0.91 | SP=0.974; S=0.956 | 4638 (46.4) | 4498 (97.0) | 140 (3.0) | 205 (4.4) |
| ≥0.92 | SP=0.981; S=0.950 | 4570 (45.7) | 4470 (97.8) | 100 (2.2) | 233 (5.0) |
| ≥0.93 | SP=0.986; S=0.940 | 4495 (45.0) | 4423 (98.4) | 72 (1.6) | 280 (6.0) |
| ≥0.94 | SP=0.989; S=0.919 | 4381 (43.8) | 4323 (98.7) | 58 (1.3) | 380 (8.0) |
| ≥0.95 | SP=0.991; S=0.895 | 4258 (42.6) | 4211 (98.9) | 47 (1.1) | 492 (10.5) |
| ≥0.96 | SP=0.995; S=0.855 | 4049 (40.5) | 4022 (99.3) | 27 (0.7) | 681 (14.5) |
| ≥0.97 | SP=0.998; S=0.750 | 3540 (35.4) | 3527 (99.6) | 13 (0.4) | 1176 (25.0) |
| ≥0.98 | SP=0.998; S=0.603 | 2844 (28.4) | 2835 (99.7) | 9 (0.3) | 1868 (39.7) |

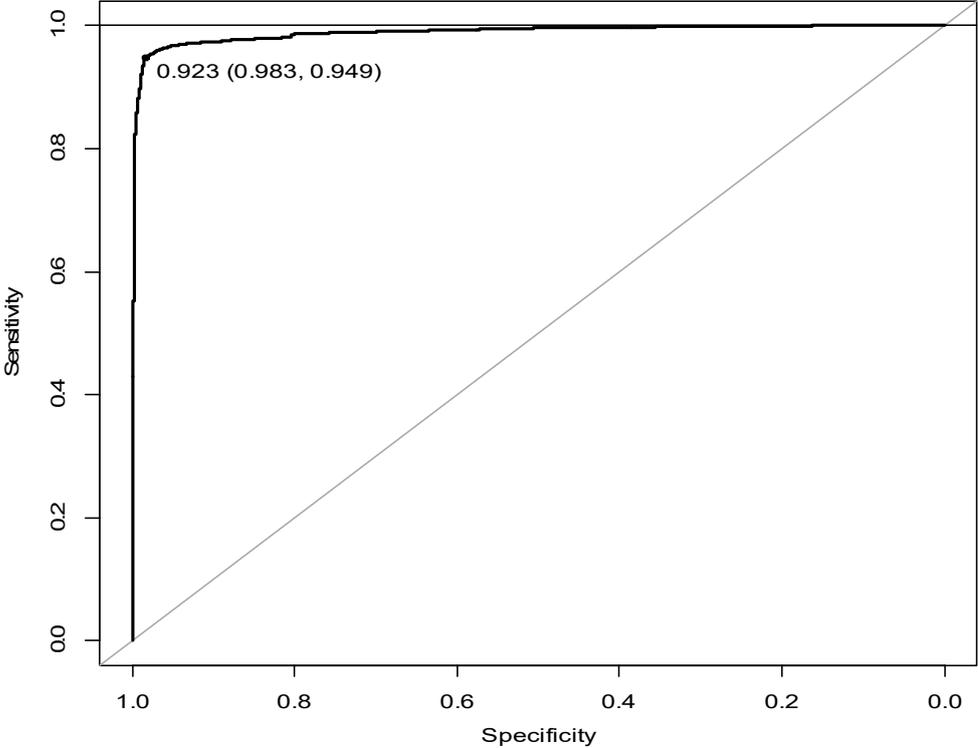


Figure S1: ROC Curve of the linkage between mortality and 100 million Brazilian Cohort from 2001 to 2015.

References

Ali MS, Ichihara MY, Lopes LC, et al. Administrative Data Linkage in Brazil: Potentials for Health Technology Assessment. *Front Pharmacol* 2019;10:984.

Almeida, Daniela et al. Examining the quality of record linkage process using nationwide Brazilian administrative databases to build a large birth cohort. **BMC Medical Informatics and Decision Making**, v. 20, n. 1, p. 1-9, 2020.

Barreto ML, Ichihara MYT, Almeida B de A, et al. The Centre for Data and Knowledge Integration for Health (CIDACS): Linking Health and Social Data in Brazil. 2019.

Brasil. MDS. Bolsa Família [Internet]. Available from: <http://www.mds.gov.br/bolsafamilia>
Ho, D. E. et al. Matching as nonparametric preprocessing for reducing model dependence in parametric causal inference. **Political analysis**, v. 15, n. 3, p. 199-236, 2007. ISSN 1047-1987.

Lucene A. A high-performance, full-featured text search engine library. URL: <http://lucene.apache.org> 2005;

Rosenbaum, P. R.; Rubin, D. B. Reducing Bias in Observational Studies Using Subclassification on the Propensity Score. **Journal of the American Statistical Association**, v. 79, n. 387, p. 516-524, 1984/09/01 1984. ISSN 0162-1459. Disponível em: <<https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/01621459.1984.10478078>>

4.3 ARTIGO 3: Caesarean section and maternal mortality according to Robson Groups: A population-based linkage study among the poorest population in Brazil

Submissão em: *The Lancet Global Health* (Fator de Impacto em 2019 – 21,597)

4.3.1 Abstract

Background

Rates of caesarean section (CS) are progressively increasing worldwide and Brazil has one of the highest rates in the world (56%). However, there is still limited knowledge about the extent to which CS without clinical reasons benefits or harms maternal health. We aim to investigate the association between CS and maternal mortality according to Robson Classification.

Methods

We conducted a population-based cohort study in Brazil by linking routine data, departing from 100 million Brazilian Cohort between 2011 and 2015, Brazilian live birth information system (SINASC) and Mortality Information System (SIM). Women with at least one live birth were classified into one of ten Robson groups based on pregnancy and delivery characteristics. We used propensity scores to match CD with vaginal deliveries (1:1) and prelabour CD with unscheduled CD (1:1) and estimated associations with maternal mortality using Cox regression. We also conducted analyzes with deaths more related to CS and excluding deaths that suggest prenatal morbidities.

Results

5,239,086 women were analysed. After propensity score matching, CS were associated with an increasing risk of maternal mortality, even in groups with low expected rates of caesarean: Overall (HR= 1.95 IC95% 1.77-2.15); Robson 1-4 (HR= 1.99 IC95% 1.63-2.43), Robson 6-10 (HR= 2.69 IC95% 2.29-3.16) . There was no statistically significant difference in mortality risk in groups 5 (HR= 1.02 IC95% 0.74-1.42). The mortality risk was markedly lower excluding causes attributed to antenatal morbidities and substantially higher for thromboembolism death, which reinforces the control for indication bias and suggests the independent risk of these mode of delivery for maternal mortality.

Conclusion

The present study suggests that the overuse of CS is a risk factor of maternal mortality as compared with vaginal delivery.

Key Words: Maternal mortality, Caesarean Section, Robson classification

4.3.2 Introduction

Rates of caesarean section (CS) are progressively increasing worldwide,^{1,2} particularly in developing countries. Brazil has one of the highest caesarean rates in the world (56%),² which is much higher than the WHO's guidelines recommendations (5-15%).³ It is likely that the majority of these CS performed in Brazil are for non-clinical indications.⁴⁻⁶

While CS are effective interventions for protecting maternal health when performed for well-defined clinical reasons,¹ this mode of delivery may expose women to significant complications, as any surgical procedure is not risk-free. Increased risk of blood transfusion, uterine rupture, abnormal placentation, ectopic pregnancy, stillbirth, preterm birth, iatrogenic fistula, and maternal mortality,⁷ have been reported as associated with CS. Furthermore, it is also known that higher rates of CS with no appropriate medical indication does not necessarily result in lower maternal morbidity and mortality.¹

Previous studies have explored the association of CS with maternal mortality, but definitive evidence is still lacking since the majority of the published literature has major limitations, such as bias-related with the CS indication.⁷⁻⁹ Additionally, many of these publications were made before 1990 and did not keep up with improvements in anaesthetic and surgical techniques such as thromboembolic prevention, antibiotic prophylaxis, and blood conservation that can minimize the risk of complications and maternal mortality.⁸ The individual data are generally small, especially in LMICs (low and middle-income countries), providing imprecise estimates given maternal death is a rare event.⁹ In Brazil, only one case-control study from the Birth in Brazil performed the adequate control for indication bias, by excluding causes of deaths due to antenatal morbidity. However, the study is still limited to a few Brazilian states and has only 73 cases.⁹

The Robson classification for caesarean section is a system that classifies women into 10 groups based on their obstetric characteristics (parity, previous CS, gestational age, onset of labour, fetal presentation, and number of fetuses).^{10,11} Robson Groups have been a useful global standard to monitor and compare CS rates, in which are expected a low level of clinical needs and low CS rates in groups of women with term, cephalic presentation and singleton fetus (groups 1-4). On the other hand, higher levels of needs and higher CS rates are expected

in women with previous CS (group 5) and those with twins, breech, other abnormal presentation and preterm birth (group 6-10).¹²

Understanding the relationship between CS and maternal mortality in a country with one of the highest CS rates in the world has the potential to inform novel strategies and research for optimizing CS, especially among LMICs. The use of Robson Criteria allows us to evaluate this association in groups of women in which are expected lower rates and lower level of needs of CS, compared with those groups with higher levels of needs. Taking advantage of one large longitudinal populational-based study using linked data from nationwide health and administrative databases, linked in The 100 Million Brazilian Cohort, we aim to investigate the association between CS and maternal mortality according to Robson Classification.

4.3.3 Methods

Study design and population

We conducted a population-based cohort study including all women from the 100 Million Brazilian cohort with at least one recorded live birth delivery, using the 100 Million Brazilian Cohort (a subset of Cadastro Único (CadÚnico) linked with Live Birth Information System (SINASC). To assess the outcome (maternal mortality), we linked the cohort with the deaths registered in the national Mortality Information System (SIM)¹³ from Jan 1, 2011 to Dec 31, 2015.

The 100 Million Brazilian Cohort comprises records of Unified Registry for Social Programmes “Cadastro Unico” (CadÚnico).¹³ CadÚnico is an administrative system with detailed information about people who applied for any governmental social protection assistance. Thus it contains information on the poorer half of the Brazilian population (n=114,008,317). The eligibility criteria for registering for CadÚnico includes: 1. having a monthly family income per capita of up to half the minimum salary in Brazil (e.g. 778 reais in 2015 - approximately 155 US\$), or 2. having a total monthly family income of up to three times the minimum salary.¹⁴ CadÚnico contains socioeconomic information on housing conditions, income, and demographic characteristics of all registered family members. Brazilian live birth information system (SINASC) gathers information on births reported across the country, including the name of the mother, place of residence, age, marital status, education, obstetric history (previous CS or vaginal deliveries), pregnancy characteristics

(length of gestation, type of delivery, fetal presentation) of women with a live birth, and characteristics of the neonate (twins and other multiples, birth weight, presence of congenital anomalies), and the number of previous pregnancies.¹⁵ The Mortality Information System is coded using the International Classification of Diseases, 10th revision (ICS-10) and includes information on the deceased (name, place of residence, age, marital status, education, date, and cause of death).

Linkage process

The linkage process used the name of the women and her mother's name, name of the mother of childbirth, maternal age at delivery, date of birth, and the municipality of residence of the woman at the time of the live birth. Missing or implausible names and duplicates were excluded. The linkage was performed with CIDACS-RL-Record Linkage, a novel record-linkage tool developed to link large-scale administrative datasets.^{16,17} Linkage procedures were conducted at CIDACS in a strict data protection environment and according to existing ethical and legal rules.¹³

The Record Linkage performed two main steps. Firstly, the record that corresponds to the data of each 100 Million Cohort Baseline (the larger dataset) was indexed in the Lucene Apache library.¹⁸ The indexation strategy allows to search the most similar records from the Indexed Cohort Baseline for each record in SINASC and SIM and submit them to the pairwise comparisons step. Secondly, the linked records were ordered by the scores, and the comparison pair with the highest score is retained as a potential link. The accuracy of the linkage was tested by using a ROC curve. From the ROC curve, the optimal cut-off point of 0.923 [0.983/0.949] was identified to define matches. Of the linked pairs, 97.8% were estimated to be true matches, and only 2.2% were estimated to be false matches. (Figure S1).

Procedures

Our primary study outcome was maternal death evaluated according to ICD-10: codes XV (except those deaths that occurred after the puerperium (O96 and 97) and before delivery (O00-O08)), causes A34, F53, M83.0 (where the death occurred up to 42 days after delivery) and B20-B24, D39.2, E23. Taking into account the link with the SINASC, we consider only women delivering born alive. Therefore, those who had stillborn children, abortions, or died during pregnancy were not included in the analysis.

Aiming to reinforce the control for indication bias, we conducted further analysis excluding maternal deaths more likely to be associated with antenatal morbidities or obstetric conditions, such as hypertensive disorders in pregnancy (O10-O16), diabetes mellitus in pregnancy (O24), some disorders of the placenta (O43-45), and disorders of the membrane and amniotic fluid (O41-O42), as they can influence both the risk of dying and the probability of having a caesarean section.^{9,19,20} On the other hand, we also conducted a separate analysis with deaths more likely CS-related: postpartum haemorrhage (O72), puerperal infection (O85-O86), thromboembolism and other venous complications (O22, O87-O88), amniotic fluid embolism and complications of anaesthesia (O74, O89).

To study the association between maternal mortality and type of delivery, we used Robson Criteria to compare groups of women where low and high CS rates and CS needs are expected. Previous pregnancy, gestational weeks at delivery, number of fetuses, delivery onset (prelabour CS, induced or spontaneous vaginal delivery) and a previous CS were used to create the mutually exclusively Robson groups. Then, we classified each record and grouped it into those with low expected CS rates (1-4 Robson groups: nulliparous or multiparous women at term, with a singleton, cephalic baby and without a previous CD) and a high expected CS rates (6-10 Robson groups: multiple births, preterm births, and non-cephalic births). Women with previous histories of CS was kept separate (5 Robson group). Because subgroups 2b and 4b correspond to prelabour CS and, by definition, there were no vaginal births for comparison, we do not include these subgroups in groups 1 to 4 and conducted further analysis, comparing women in subgroups 2b and 4b (nullipara and multipara with unscheduled CS) with those who had a CS from groups 2a and 4a (prelabour CS).

Statistical analyses

After the linkage, we excluded records with incomplete information on variables needed to apply the Robson classification. To compare maternal mortality between caesarean and vaginal delivery, we used Kaplan-Meier estimates of mortality risk and Cox regression. The maternal mortality rates were estimated by the number of maternal deaths over the number of women who had at least one recorded live birth delivery in the whole cohort. The follow-up time from delivery to 42 days was considered to be a period at risk of maternal mortality.

To minimize confounding, propensity score analysis by matching women who underwent a cesarean delivery with those who underwent a vaginal delivery was performed. Matching was based on risk factors including age group (10-19, 20-35, >35 years), race/color (white, black, Asian, mixed-race, indigenous), marital status (single, married/union, widow, divorced), maternal education (1-3, 4-7, 8-12 and >12 years of study), antenatal care appointments (0, 1-3, 4-6, >7 appointments), and year of delivery (2011, 2012, 2013, 2014, 2015). We estimated the propensity score for each combination of Robson Group and for the matching cohort as a whole, using multiple logistic regression, performing a 1:1 nearest-neighbour algorithm, without replacement, with a calliper of 0.1.²¹ Participants with missing data in any covariates needed for the propensity score were excluded from the main analysis.

In Robson groups 1-4, we generated matched pairs by selecting a vaginal birth for each CS because vaginal birth was more common than CS. In Robson groups 5-10, we selected a CS for each vaginal birth because CS was more common than vaginal birth. Prelabour CD was match with unscheduled CD (1:1). We conducted the same analyses globally by excluding deaths more likely to be associated with antenatal morbidities and by causes more CS-related. We also conducted analysis comparing women who had unscheduled CS prelabour in groups 2b (nulliparous) and 4b (multiparas) with those who had prelabour CS in groups 2a and 4a. To assess the robustness of the propensity score approach, we also conducted an alternate analysis using a conventional Cox proportional hazards model with confounders.

4.3.4 Results

We included 5,239,086 women with at least one live birth with sufficient information (73.31%) to be classified into one of the Robson groups (Figure 1). The proportion of women who had live births via CD varied by Robson group, from 9.38% in group 4a to 100% in groups 2b and 4b (Supplementary S1). Women who had CS delivery were more likely to be older, white, with more years of schooling and more antenatal care visits (Table 1). The group of women excluded from the analyses followed this same pattern (supplementary Table S2). As expected, after Propensity Score matching, women who had CS delivery were very similar regarding baseline characteristics with women delivering a vaginal birth (supplementary Table S3-S6).

Maternal mortality was 45.58 and 21.82 per 100000 following caesarean or vaginal delivery, respectively. The mortality rates varied significantly by Robson groups, with Robson groups 6-10 presenting the highest mortality risk and the largest difference in mortality rates between those who had caesarean (114.43 per 100000 women) than vaginal delivery (44.13 per 100000 women). This was followed by group 1-4, which was 29.23 and 18.09 per 100000 for those who had a caesarean or a vaginal delivery, respectively. In group 5, the mortality rates by vaginal or caesarean delivery were quite similar (Table 2). Excluding deaths that suggest antenatal morbidity, maternal mortality rates follow the same pattern as before, although with lower rates, in all subgroups (Table 2). After PSM, women who had CS were significantly more likely to die of maternal causes, even in groups with low expected rates of caesarean: overall (HR= 1.95 IC95% 1.77-2.15); Robson 1-4 (HR= 1.99 IC95% 1.63-2.43), Robson 6-10 (HR= 2.69 IC95% 2.29-3.16) and Robson Group 5 (HR= 1.02 IC95% 0.74-1.42). Similar analyses were conducted after the exclusion of deaths that suggest antenatal morbidity and provided comparable results. The risk of maternal mortality after caesarean than vaginal delivery follows the same pattern observed in the previous analysis, while in a lower magnitude of rates and HRs (HR=1.60 IC95% 1.44-1.79, HR= 1.64 IC95% 1.32-2.05; HR= 0.92 IC95% 0.65-1.31, HR= 2.09 IC95% 1.74-2.51, for overall and groups 1-4, 5 and 6-10, respectively). The risk of maternal mortality lower in the analysis, excluding deaths that suggest antenatal morbidities, reinforce the control for indication bias (Table 2).

To better understand the association between CS and maternal death, we considered the causes of death more CS-related, with CS having a significantly increased risk of maternal death (HR:1.54 IC95%1.20-1.99). Considering Robson Groups, only in Groups 6-10 the association was significant (HR:2.00 IC95%1.29-3.10). The risk for cause-specific maternal mortality associated with caesarean was further analysed (Figure 2). CS was only statically associated with a significantly increased risk of maternal death from thromboembolism and other venous complications (HR=5.45 IC95%2.87-10.38, HR=3.00 IC95%1.41-6.38 for overall, and groups 1-4, respectively), and the risk estimate was more than two-fold higher as compared with the risk measure in the main analysis. The risk of CS due thromboembolism in Robson group 5 and 6-10 could not be estimated because there were no or few maternal deaths due to these causes in the vaginal delivery subgroup (Figure 2).

In the analysis comparing women who had prelabour CS with unscheduled CS after propensity score matching, singleton term babies born by planned CS to nulliparous women (2b) were more likely to die of maternal causes than those born by unscheduled CS (2a)

(HR=1.75 CI95% 1.23-2.49). In group 4 (multiparous women) ,there was no significant difference in the mortality risk when comparing women who have prelabour CS with those born by unscheduled CS (HR=1.21 CI95% 0.85-1.73) (Table 3). In group 4 (multiparous women) there was no significant difference in the mortality risk when comparing women who have an unscheduled CD with those born by prelabour CS (HR=1.21 CI95% 0.85-1.73) (Table 3). Excluding deaths that suggest antenatal morbidities the risk of maternal mortality by unscheduled CS was lower than in the first analysis for group 2 (HR=1.51 CI95% 1.03-2.22) and shows a protective association for multiparous women, although in both, the first and second analysis they were not statistically significant (Table 3).

4.3.5 Discussion

In this population-based study of more than five million women who had at least one live birth, caesarean delivery was associated with almost two-fold increase in the risk of postpartum maternal death compared with vaginal delivery, after controlling for confounders and potential indication bias. In the stratified analysis by Robson's classification, women who had CS were significantly more likely to die of maternal causes, even in the group with expected low rates and needs for caesarean (Robson 1-4). There was no difference in the risk of maternal death via repeated CS (Robson group 5) compared with those who had a vaginal delivery or prelabour CD compared with unscheduled CD from multiparous women. The mortality risk was markedly lower excluding causes attributed to antenatal morbidities and substantially higher for the specific cause thromboembolism -one of the causes more CS-related, which reinforces the control for indication bias.

The elevated maternal mortality risk associated with caesarean delivery has been spotted in several studies from high-income countries and some LMIC global, regional, and national estimates.⁷⁻⁹ However, few of these studies controlled for potential indication bias that could affect the probability of having CS, given prenatal morbidity can be both an indication for CS and a cause of maternal death. Excluding maternal deaths that could be associated with antenatal morbidities, a French study reported a higher risk of maternal death associated with CS (OR 3.64 95%CI 2.15-6.19).¹⁹ In Canada, women who had planned caesarean, compared with those undergoing planned vaginal delivery, presented a higher risk of severe maternal morbidities, such as haemorrhage, hysterectomy, anaesthetic complications,

cardiac arrest, puerperal infection, venous thromboembolism and others. However, no statistically significant association with maternal mortality was found.²⁰ Findings of previous studies that controlled for indication bias in LMICs are also consistent with our results. In India a hospital-based study reported a three-fold increased risk of maternal mortality with caesarean compared to vaginal delivery.²² Similar results were found in a case-control study in Brasil (OR 2.87, 95% CI 1.63– 5.06). However, despite the adequate control for indication bias, this study involves only 73 selected cases.²³

In our study, the primary strategy used to control for indication bias was the use of Robson's classification, by which we could stratify women deliveries groups of lower and higher expected rates and needs of CS. In Robson groups 1-4, it is expected lower rates and needs of caesarean since they include nulliparous or multiparous women at term, without previous CS.²⁴ The difference observed in maternal deaths between women undergoing CS versus vaginal delivery in these group was consistent with previous studies^{19,20,22,23} and may reflect the excess risk due to the procedure itself rather than the medical indications that led to the procedure.²⁰ Otherwise, we observe an excess of maternal deaths associated with CS among women with a non-cephalic presentation, multiples or preterm births (Robson groups 6-10). Possibly part of this group remains with obstetric complications, and we cannot isolate the independent risk of CS. We did not observe a difference in the risk of maternal mortality following CS after a previous CS. Although it is known that multiple CS is associated with an increased risk of maternal mortality due to complications for the mother such as uterine rupture and abnormal placentation²⁵ the effect of the mode of delivery on maternal mortality in subsequent pregnancies is still limited.⁷ Previous studies have been reported success in around 70% of Vaginal Birth after Caesarean Section (VBAC) and it has been associated with better outcomes than CS. However, large randomized studies are lacking to identify women who are at greatest risk for adverse outcomes following VBAC or elective repeat caesarean, especially in low resources settings where the infrastructure to safely perform the procedure and treat postoperative complications is lacking.²⁵

Despite the improvements in the last years, CS has been reported to be associated with an increased risk of serious complications for the mother, such as a greater maternal length of hospital stay, risk of blood transfusion, surgical complications, admission to ICU, postpartum haemorrhage and infections compared with those delivered vaginally.⁷ Furthermore, socioeconomic conditions and the quality of health services seem to be an important factor in this relation, once maternal deaths following caesarean sections in LMICs could be up to 100

times higher than in high-income countries.⁹ The reduced access to adequate prenatal care, resources to plan elective cesarean sections when necessary and late referral of obstructed labour can aggravate this situation.⁹

Prelabour CS confers a higher risk of mortality compared with unscheduled (emergency) CD in nulliparous, but not in multiparas women in our study. Lower risk of death following planned CS than emergency CS is reported in the literature, although doubts remain whether this association is due to indication bias.⁷ To control for bias due to medical conditions before delivery, our analysis was also conducted by excluding maternal deaths attributed to pre-existing morbidities that could reflect the major risk of maternal death and the indication of caesarean. The same analysis conducted on the sample after excluding these deaths presented a decreased but consistently significant association between caesarean delivery and maternal mortality, reinforcing the idea of an independent risk of caesarean delivery.¹⁹ On the other hand, the higher risk of maternal mortality by thromboembolism after CS represents the complications of surgeries in general, and points for a more likely association with the route of delivery.¹⁹ Although pregnant women are more susceptible to Venous Thromboembolism (VTE) due to factors such as venous stasis and trauma associated with delivery, an increased risk of VTE, including pulmonary embolism and deep vein thrombosis, is greater associated following CS than Vaginal delivery.²⁶ Some previous study has been shown a higher risk of haemorrhage, puerperal infection, amniotic fluid embolism and complications of anaesthesia after CS than vaginal delivery,^{27,28} but in our study, the associations were not significant, maybe due to the small number of deaths of these causes.

Even though higher caesarean rates are not associated with better maternal and child outcomes, rising caesarean section (CS) rates have been observed worldwide. Brazil is among the countries with the highest caesarean rates.²⁹ On the other hand, it is important to note that an important group that needs to caesarean could not to access to them, once the percentage of women who did not have caesarean in groups with major expected rates was more than 30%, with a lower proportion of caesarean among most vulnerable groups, such as black women, with fewer years of schooling. Previous studies showed differences among caesarean rates in private and public health sectors in Brazil, with the greatest rates in areas with a high human development index (HDI) and women in private sectors.^{24,30} This difference in caesarean rates according to the source of payment is clearly marked even among women with high obstetric risks into Robson groups that suggest high needs of CS (98.7% vs 90.3% for 6,7 and 9 Robson Groups; 100% vs 88.6% for Robson Group 8 and 94.9% vs 71.4% in Robson Group

10, for private and public sectors respectively)³⁰ Ensure a CS when medically necessary is a recommendation to adequate health care to reduce maternal mortality (WHO), and since CS entails higher costs than vaginal delivery, CS done routinely without medical indication could represent a drain on resources and have negative implications for health equity.³¹

Strengths and Limitations

Several aspects of this study make this result of particular value. The study sample was identified from a population-based cohort with large sample size and sufficient power to assess the rare outcome of maternal death. By moving beyond the potential control for confounders, the proposed approach provides a novel feature through stratification by Robson classification to control for indication bias, providing detailed information to reinforce the risk of maternal mortality following a caesarean. Another strong point of our study is the matching for possible confounders. The use of PSM focused on creating an approximation of the best counterfactual, which can help to overcome gaps of the trials study.

However, there are some limitations. The proportion of missing data (26.69%) for the Robson group classification could be a limitation for the generalization of our findings. Another limitation is the linkage process that can introduce classification bias due to a linkage error. However, it is probably non-differential and unlikely to introduced bias in the measure of association. The maternal mortality rate in our study is lower than the reported for Brazil as a whole (about 60/100000 live births), but we only assessed the deaths after the delivery and did not include abortion which represents the fourth cause of the maternal-related causes .⁶ Another limitation of this investigation is the possible underreporting of maternal deaths.³² The Brazilian Maternal Mortality Enquiry Committees coverage is increasing, improving the surveillance of deaths of women of childbearing age and, consequently, the death record.³² On the other hand, the existence of residual indication bias is a limiting factor, once we did not take into account all the antenatal morbidities and health care conditions that could have influenced the fatal event. However, these biases are less likely excluding deaths that suggest prenatal morbidity in the Robson Group 1-4, which makes us think that the observed risk of maternal mortality following caesarean section in this group can be independently attributed to the route of childbirth.

4.3.7 Conclusions

The present study suggests that the overuse of CS can be a risk factor of maternal mortality compared with vaginal delivery. Maternal mortality remains high in LMICs and the route of delivery is one of the main modifiable risk factors of maternal death, among several global initiatives to intensify interventions aimed at reducing them. Our result reinforces the importance of enabling better monitoring and management of caesareans, optimising interventions, and enhancing resource allocation for those most in need.

4.3.8 References

1. Betran AP, Torloni MR, Zhang JJ, Gülmezoglu AM. WHO Statement on Caesarean Section Rates. *BJOG : an international journal of obstetrics and gynaecology* 2016; **123**(5): 667-70.
2. Boerma T, Ronsmans C, Melesse DY, et al. Global epidemiology of use of and disparities in caesarean sections. *The Lancet* 2018; **392**(10155): 1341-8.
3. APPROPRIATE TECHNOLOGY FOR BIRTH. *The Lancet* 1985; **326**(8452): 436-7.
4. Hopkins K. Are Brazilian women really choosing to deliver by cesarean? *Social Science & Medicine* 2000; **51**(5): 725-40.
5. Dias MAB, Domingues RMSM, Pereira APE, et al. Trajetória das mulheres na definição pelo parto cesáreo: estudo de caso em duas unidades do sistema de saúde suplementar do estado do Rio de Janeiro. *Ciência & Saúde Coletiva* 2008; **13**: 1521-34.
6. Leal MdC, Szwarcwald CL, Almeida PVB, et al. Saúde reprodutiva, materna, neonatal e infantil nos 30 anos do Sistema Único de Saúde (SUS). *Ciência & Saúde Coletiva* 2018; **23**: 1915-28.
7. Sandall J, Tribe RM, Avery L, et al. Short-term and long-term effects of caesarean section on the health of women and children. *Lancet (London, England)* 2018; **392**(10155): 1349-57.
8. Vadnais M, Sachs B. Maternal Mortality With Cesarean Delivery: A Literature Review. *Seminars in Perinatology* 2006; **30**(5): 242-6.
9. Sobhy S, Arroyo-Manzano D, Murugesu N, et al. Maternal and perinatal mortality and complications associated with caesarean section in low-income and middle-income countries: a systematic review and meta-analysis. *The Lancet* 2019; **393**(10184): 1973-82.
10. Robson MS. Classification of caesarean sections. *Fetal and Maternal Medicine Review* 2001; **12**(1): 23-39.
11. Summary for Policymakers. In: Intergovernmental Panel on Climate C, ed. *Climate Change 2013 – The Physical Science Basis: Working Group I Contribution to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*. Cambridge: Cambridge University Press; 2014: 1-30.
12. Betrán AP, Vindevoghel N, Souza JP, Gülmezoglu AM, Torloni MR. A systematic review of the Robson classification for caesarean section: what works, doesn't work and how to improve it. *PloS one* 2014; **9**(6): e97769.

13. Barreto ML, Ichihara MY, de Araujo Almeida B, et al. The Center for Data and Knowledge Integration for Health (CIDACS): An Experience of Linking Health and Social Data in Brazil. *International Journal of Population Data Science* 2019; **4**(2).
14. Brasil. CadÚnico. 2021. <https://www.gov.br/cidadania/pt-br>.
15. BRASIL. Manual de instruções para o preenchimento da Declaração de Nascido Vivo. In: Departamento de Análise da Situação de Saúde SdVeS, editor. Brasília: Ministério da Saúde; 2011.
16. Almeida D, Gorender D, Ichihara MY, et al. Examining the quality of record linkage process using nationwide Brazilian administrative databases to build a large birth cohort. *BMC Med Inform Decis Mak* 2020; **20**(1): 173-.
17. Barbosa GCG, Ali MS, Araujo B, et al. CIDACS-RL: a novel indexing search and scoring-based record linkage system for huge datasets with high accuracy and scalability. *BMC Med Inform Decis Mak* 2020; **20**(1): 289.
18. Lucene A. A high-performance, full-featured text search engine library. URL: <http://lucene.apache.org> 2005.
19. Deneux-Tharoux C, Carmona E, Bouvier-Colle MH, Bréart G. Postpartum maternal mortality and cesarean delivery. *Obstetrics and gynecology* 2006; **108**(3 Pt 1): 541-8.
20. Liu S, Liston RM, Joseph KS, Heaman M, Sauve R, Kramer MS. Maternal mortality and severe morbidity associated with low-risk planned cesarean delivery versus planned vaginal delivery at term. *CMAJ : Canadian Medical Association journal = journal de l'Association medicale canadienne* 2007; **176**(4): 455-60.
21. Austin MP, Leader L. Maternal stress and obstetric and infant outcomes: epidemiological findings and neuroendocrine mechanisms. *Aust N Z J Obstet Gynaecol* 2000; **40**(3): 331-7.
22. Kamilya G, Seal SL, Mukherji J, Bhattacharyya SK, Hazra A. Maternal mortality and cesarean delivery: an analytical observational study. *The journal of obstetrics and gynaecology research* 2010; **36**(2): 248-53.
23. Esteves-Pereira AP, Deneux-Tharoux C, Nakamura-Pereira M, Saucedo M, Bouvier-Colle MH, Leal Mdo C. Caesarean Delivery and Postpartum Maternal Mortality: A Population-Based Case Control Study in Brazil. *PloS one* 2016; **11**(4): e0153396.
24. Guise JM, Denman MA, Emeis C, et al. Vaginal birth after cesarean: new insights on maternal and neonatal outcomes. *Obstetrics and gynecology* 2010; **115**(6): 1267-78.
25. Eden KB, McDonagh M, Denman MA, et al. New insights on vaginal birth after cesarean: can it be predicted? *Obstetrics and gynecology* 2010; **116**(4): 967-81.
26. Blondon M, Casini A, Hoppe KK, Boehlen F, Righini M, Smith NL. Risks of Venous Thromboembolism After Cesarean Sections: A Meta-Analysis. *CHEST* 2016; **150**(3): 572-96.
27. Liu S, Heaman M, Joseph KS, et al. Risk of maternal postpartum readmission associated with mode of delivery. *Obstetrics and gynecology* 2005; **105**(4): 836-42.
28. Lydon-Rochelle M, Holt VL, Martin DP, Easterling TR. Association between method of delivery and maternal rehospitalization. *Jama* 2000; **283**(18): 2411-6.
29. Wise J. Alarming global rise in caesarean births, figures show. *Bmj* 2018; **363**: k4319.
30. Nakamura-Pereira M, do Carmo Leal M, Esteves-Pereira AP, et al. Use of Robson classification to assess cesarean section rate in Brazil: the role of source of payment for childbirth. *Reproductive health* 2016; **13**(Suppl 3): 128.
31. Gibbons L, Belizán JM, Lauer JA, Betrán AP, Merialdi M, Althabe F. The global numbers and costs of additionally needed and unnecessary caesarean sections performed per year: overuse as a barrier to universal coverage. *World health report* 2010; **30**(1): 1-31.
32. Szwarcwald CL, Escalante JJC, Rabello Neto DdL, Souza Junior PRBd, Victora CG. Estimação da razão de mortalidade materna no Brasil, 2008-2011. *Cadernos de Saúde Pública* 2014; **30**: S71-S83.

4.3.9 Tables and figures

Table 1- Women's sociodemographic characteristics and antenatal care visits by mode of delivery within Robson groupings , 2011 -2015 (n=5,239,086)

| | Robson 1-4 | | | | Robson 5 | | | | Robson 6-10 | | | |
|---------------------------------|------------------|-------|-------------|-------|------------------|-------|-------------|-------|------------------|-------|-------------|-------|
| | Vaginal Delivery | | CS Delivery | | Vaginal Delivery | | CS Delivery | | Vaginal Delivery | | CS Delivery | |
| | N | (%) | N | (%) | N | (%) | N | (%) | N | (%) | N | (%) |
| Age | | | | | | | | | | | | |
| 10-19 | 663467 | 26.53 | 212366 | 27.74 | 18611 | 8.90 | 60134 | 6.45 | 115285 | 30.41 | 81425 | 18.00 |
| 20-35 | 1653237 | 66.10 | 499537 | 65.26 | 165186 | 79.00 | 741833 | 79.61 | 229396 | 60.51 | 310376 | 68.62 |
| >35 | 184427 | 7.37 | 53567 | 7.00 | 25304 | 12.10 | 129911 | 13.94 | 34415 | 9.08 | 60512 | 13.38 |
| Ethnicity | | | | | | | | | | | | |
| White | 605303 | 24.91 | 213061 | 28.58 | 56464 | 27.72 | 304352 | 33.72 | 87823 | 23.90 | 146846 | 33.48 |
| Black | 164344 | 6.76 | 40500 | 5.43 | 14716 | 7.22 | 56944 | 6.31 | 25119 | 6.83 | 28701 | 6.54 |
| Asian | 7158 | 0.29 | 1919 | 0.26 | 524 | 0.26 | 2291 | 0.25 | 1109 | 0.30 | 1252 | 0.29 |
| Mixed race | 1621900 | 66.75 | 487130 | 65.34 | 130193 | 63.91 | 536474 | 59.43 | 246393 | 67.04 | 252895 | 59.25 |
| Indigenous | 30982 | 1.28 | 2881 | 0.39 | 1830 | 0.90 | 2652 | 0.29 | 7069 | 1.92 | 1941 | 0.44 |
| Marital status | | | | | | | | | | | | |
| Single | 1213402 | 49.03 | 341400 | 45.02 | 96420 | 46.57 | 357402 | 38.73 | 189115 | 50.46 | 195157 | 43.54 |
| Married/union | 1241073 | 50.14 | 410984 | 54.19 | 107751 | 52.04 | 548398 | 59.43 | 182495 | 48.70 | 246757 | 55.05 |
| Widow | 4218 | 0.17 | 1133 | 0.15 | 479 | 0.23 | 2262 | 0.25 | 700 | 0.19 | 972 | 0.22 |
| Divorced | 16283 | 0.66 | 4847 | 0.64 | 2387 | 1.15 | 14710 | 1.59 | 2439 | 0.65 | 5361 | 1.20 |
| Schooling | | | | | | | | | | | | |
| None | 25018 | 1.01 | 3963 | 0.52 | 2076 | 1.01 | 3980 | 0.43 | 5121 | 1.37 | 3027 | 0.68 |
| 1 - 3 years | 130674 | 5.30 | 24151 | 3.20 | 13212 | 6.40 | 35767 | 3.89 | 24374 | 6.54 | 19006 | 4.26 |
| 4 - 7 years | 718077 | 29.13 | 160458 | 21.25 | 68920 | 33.41 | 234033 | 25.48 | 120136 | 32.22 | 109114 | 24.45 |
| 8-12 years | 1510347 | 61.27 | 510146 | 67.57 | 116006 | 56.23 | 578218 | 62.96 | 211470 | 56.72 | 281023 | 62.98 |
| ≥ 12 years | 80980 | 3.29 | 56313 | 7.46 | 6075 | 2.94 | 66458 | 7.24 | 11751 | 3.15 | 34015 | 7.62 |
| Antenatal visits | | | | | | | | | | | | |
| 0 | 43311 | 1.74 | 6913 | 0.91 | 5414 | 2.61 | 10632 | 1.15 | 12481 | 3.33 | 6772 | 1.51 |
| 1-6 | 981739 | 39.51 | 226242 | 29.67 | 88836 | 42.85 | 300426 | 32.39 | 129678 | 34.57 | 254833 | 56.74 |
| ≥7 | 1459944 | 58.75 | 529251 | 69.42 | 113053 | 54.54 | 616331 | 66.46 | 232970 | 62.10 | 187533 | 41.75 |
| Year | | | | | | | | | | | | |
| 2011 | 248760 | 9.95 | 77334 | 10.10 | 18422 | 8.81 | 83954 | 9.01 | 38826 | 10.24 | 43912 | 9.71 |
| 2012 | 422747 | 16.90 | 135939 | 17.76 | 33505 | 16.02 | 159590 | 17.13 | 67569 | 17.82 | 84156 | 18.61 |
| 2013 | 534661 | 21.38 | 171059 | 22.35 | 43408 | 20.76 | 205273 | 22.03 | 81860 | 21.59 | 101594 | 22.46 |
| 2014 | 641157 | 25.63 | 198561 | 25.94 | 53677 | 25.67 | 242651 | 26.04 | 95530 | 25.20 | 115289 | 25.49 |
| 2015 | 653806 | 26.14 | 182577 | 23.85 | 60089 | 28.74 | 240410 | 25.80 | 95311 | 25.14 | 107362 | 23.74 |
| Maternal Death | | | | | | | | | | | | |
| Overall | | | | | | | | | | | | |
| No | 2500506 | 99.98 | 765164 | 99.96 | 209026 | 99.96 | 931548 | 99.96 | 378865 | 99.94 | 451599 | 99.84 |
| Yes | 625 | 0.02 | 309 | 0.04 | 75 | 0.04 | 330 | 0.04 | 231 | 0.06 | 714 | 0.16 |
| Excluding potential morbidities | | | | | | | | | | | | |
| No | 2500519 | 99.98 | 765164 | 99.97 | 209026 | 99.97 | 931548 | 99.97 | 378865 | 99.95 | 451599 | 99.90 |
| Yes | 549 | 0.02 | 221 | 0.03 | 67 | 0.03 | 273 | 0.03 | 192 | 0.05 | 453 | 0.10 |

| | | | | | | | | | | | | |
|--------------------------|---------|-------|--------|-------|--------|-------|--------|-------|--------|-------|--------|-------|
| Caesarean_related causes | | | | | | | | | | | | |
| No | 2500968 | 99.99 | 765405 | 99.99 | 209081 | 99.99 | 931792 | 99.99 | 379055 | 99.99 | 452228 | 99.98 |
| Yes | 176 | 0.01 | 68 | 0.01 | 20 | 0.01 | 86 | 0.01 | 41 | 0.01 | 85 | 0.02 |
| Thromboembolism | | | | | | | | | | | | |
| No | 2501117 | 99.99 | 765445 | 99.99 | 209101 | 100 | 931853 | 99.99 | 379090 | 100 | 452283 | 99.99 |
| Yes | 27 | 0.01 | 28 | 0.01 | 0 | 0.00 | 25 | 0.01 | 6 | 0.00 | 30 | 0.01 |
| Puerperal Infection | | | | | | | | | | | | |
| No | 2501076 | 99.99 | 765451 | 99.99 | 209092 | 100 | 931854 | 99.99 | 379081 | 99.99 | 452286 | 99.99 |
| Yes | 68 | 0.01 | 22 | 0.01 | 9 | 0.00 | 24 | 0.01 | 15 | 0.01 | 27 | 0.01 |
| Hemorrhage | | | | | | | | | | | | |
| No | 2501064 | 99.99 | 765457 | 100 | 209091 | 100 | 931849 | 99.99 | 379077 | 99.99 | 452289 | 99.99 |
| Yes | 80 | 0.01 | 9 | 0.00 | 9 | 0.00 | 24 | 0.01 | 15 | 0.01 | 27 | 0.01 |
| Anesthesia | | | | | | | | | | | | |
| No | 2501143 | 100 | 765471 | 100 | 209100 | 100 | 931870 | 100 | 379095 | 100 | 452309 | 100 |
| Yes | 1 | 0.00 | 2 | 0.00 | 1 | 0.00 | 8 | 0.00 | 1 | 0.00 | 4 | 0.00 |

Table 2. Maternal death rates by mode of delivery grouped according to Robson classification overall and excluding possible antenatal morbidities with hazard ratios (HR) estimated before and after propensity score matching

| Robson Group | Maternal Death | | | | Maternal death excluding possible antenatal morbidities | | | |
|----------------|-------------------|-----------|---------------------------|------------------|---------------------------------------------------------|-----------|---------------------------|-----------------|
| | Deaths/100000 PT* | | Propensity score matching | | Deaths/100000 PT* | | Propensity score matching | |
| | Vaginal | Caesarean | HR\$ Before | HR\$ After | Vaginal | Caesarean | HR\$ Before | HR\$ After |
| 1 - 4 | 18.09 | 29.23 | 1.61 (1.41-1.85) | 1.99 (1.63-2.43) | 15.89 | 20.90 | 1.31(1.12-1.54) | 1.64(1.32-2.05) |
| 5 | 25.97 | 25.64 | 0.99 (0.77-1.27) | 1.02 (0.74-1.42) | 23.20 | 21.21 | 0.91(0.70-1.19) | 0.92(0.65-1.31) |
| 6 - 10 | 44.13 | 114.43 | 2.59 (2.23-3.01) | 2.69 (2.29-3.16) | 36.68 | 72.60 | 1.98(1.67-2.34) | 2.09(1.74-2.51) |
| Overall | 21.82 | 45.58 | 2.08 (1.92-2.27) | 1.95(1.77-2.15) | 18.94 | 31.90 | 1.68(1.53-1.85) | 1.60(1.44-1.79) |

* Person Time: Risk up to 42 days postpartum (scale in month)

§Hazard ratio from a Cox regression in which vaginal deliveries are the comparator group

CD: caesarean delivery

Table 3. Maternal mortality in planned caesarean delivery groups 2b and 4b compared with unscheduled caesarean delivery group 2a and 4a, Brazil 2011-2015.

| Robson Groups | Maternal Mortality | Deaths /100000 PT* | | Propensity score matching | |
|---------------|---------------------------------|--------------------|----------------|--------------------------------|-------------------------------|
| | | Pre-labour CD | Unscheduled CD | Before HR ^s (95%CI) | After HR ^s (95%CI) |
| 2 | All causes | 10.92 | 17.69 | 1.62 (1.19-2.20) | 1.75 (1.23-2.49) |
| | Excluding antenatal morbidities | 9.85 | 13.55 | 1.37 (0.98-1.93) | 1.51 (1.03-2.22) |
| 4 | All causes | 24.79 | 25.98 | 1.05 (0.80-1.37) | 1.21 (0.85-1.73) |
| | Excluding antenatal morbidities | 22.55 | 17.88 | 0.79 (0.58-1.08) | 0.98 (0.65-1.46) |

* Person Time: Risk up to 42 days postpartum (scale in month)

^sHazard ratio from a Cox regression in which pre labour caesarean delivery is the comparator group
CD: caesarean delivery

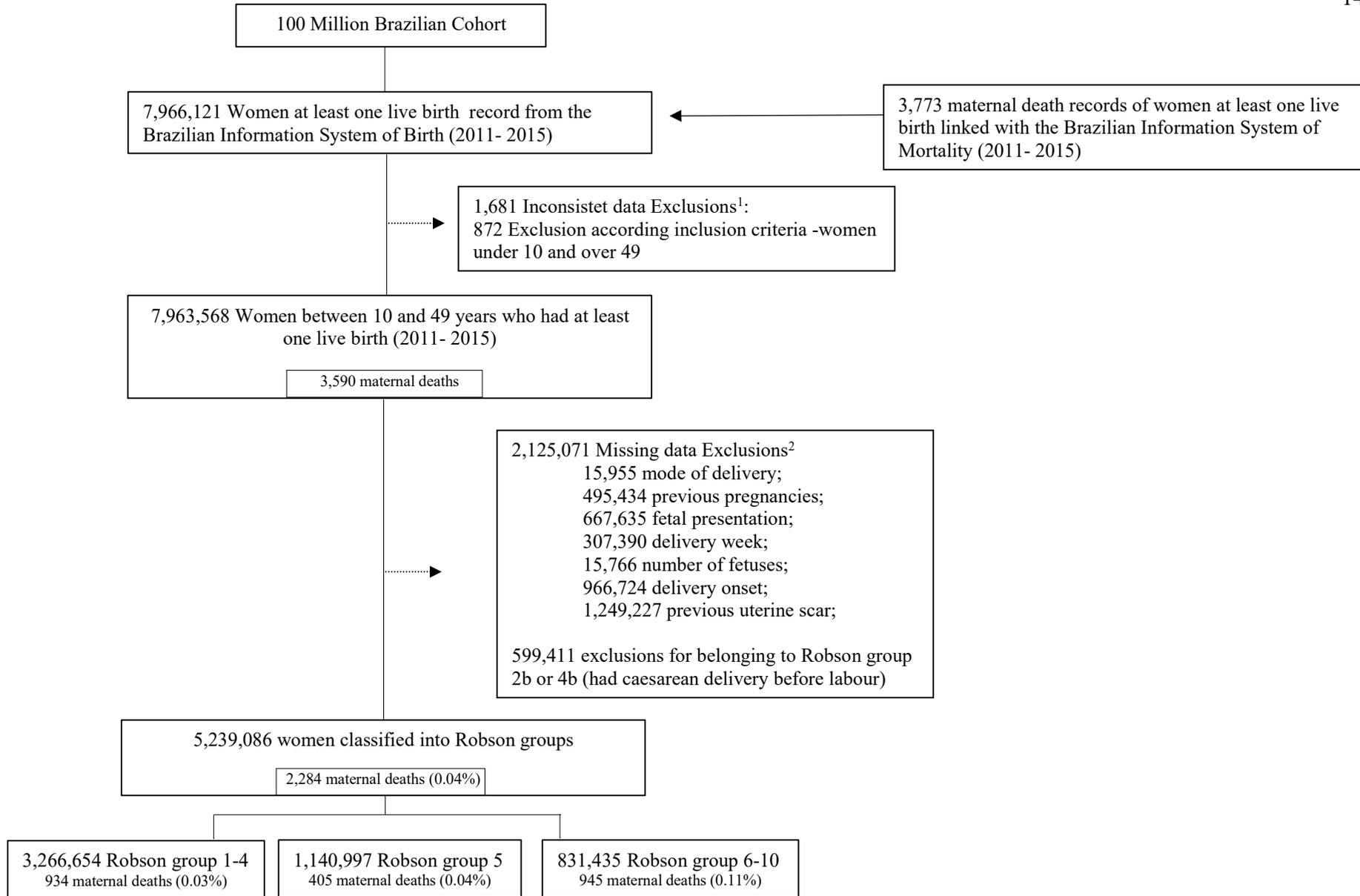


Figure 1: Flowchart description detailing how study population was obtained

¹ Contradictory data, such as enrolled in CadÚnico after the date of death, date of general death prior to the date of birth, male

² Missing total in each variable is not mutually exclusive

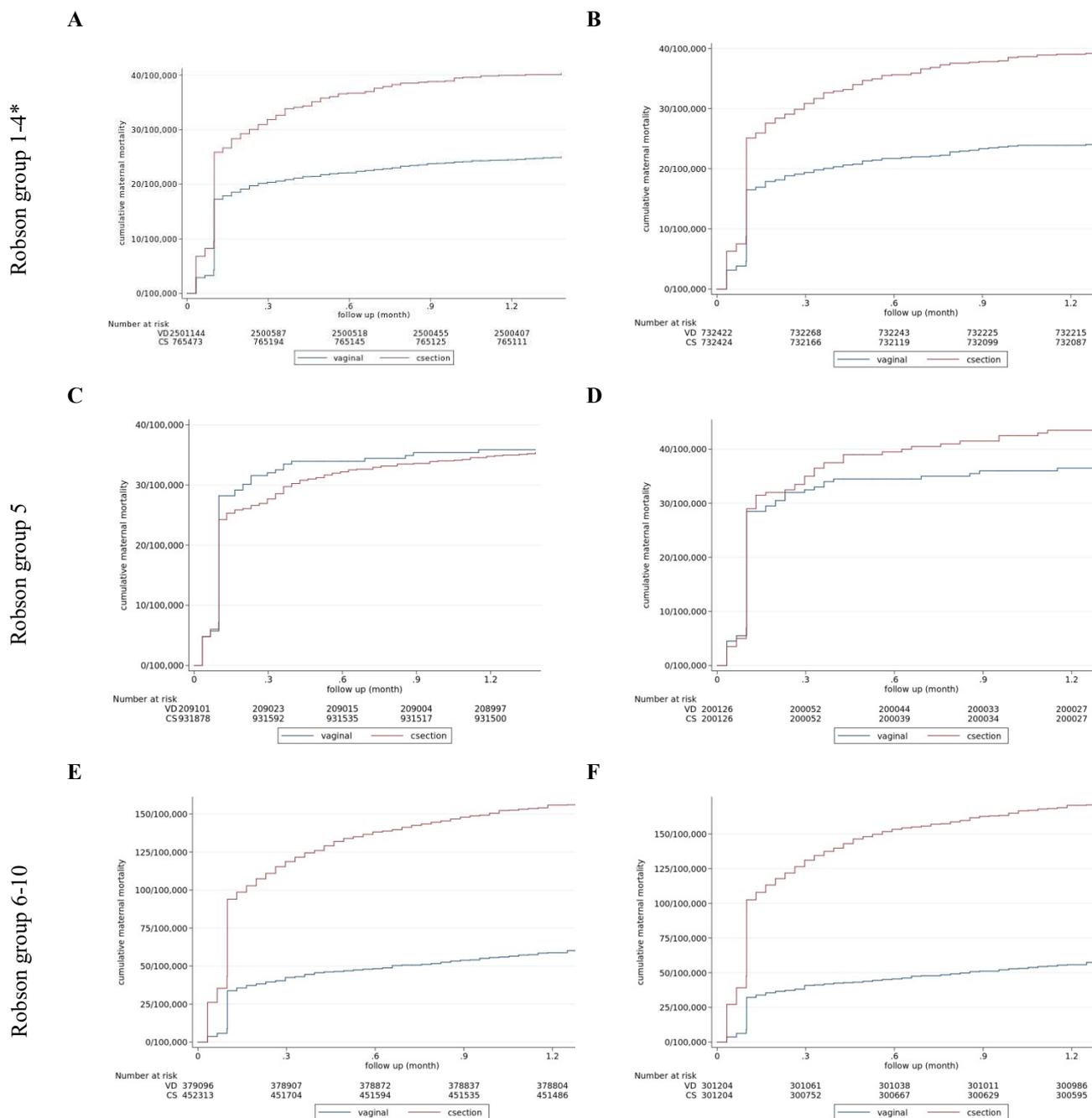


Figure 2: Kaplan-Meier survival curves from maternal mortality for vaginal and caesarean delivery by Robson groupings

*Excluded groups 2b and 4b

- A:** Group 1-4 before propensity score matching
- B:** Group 1-4 after propensity score matching
- C:** Group 5 before propensity score matching
- D:** Group 5 after propensity score matching
- E:** Group 6-10 before propensity score matching
- F:** Group 6-10 after propensity score matching

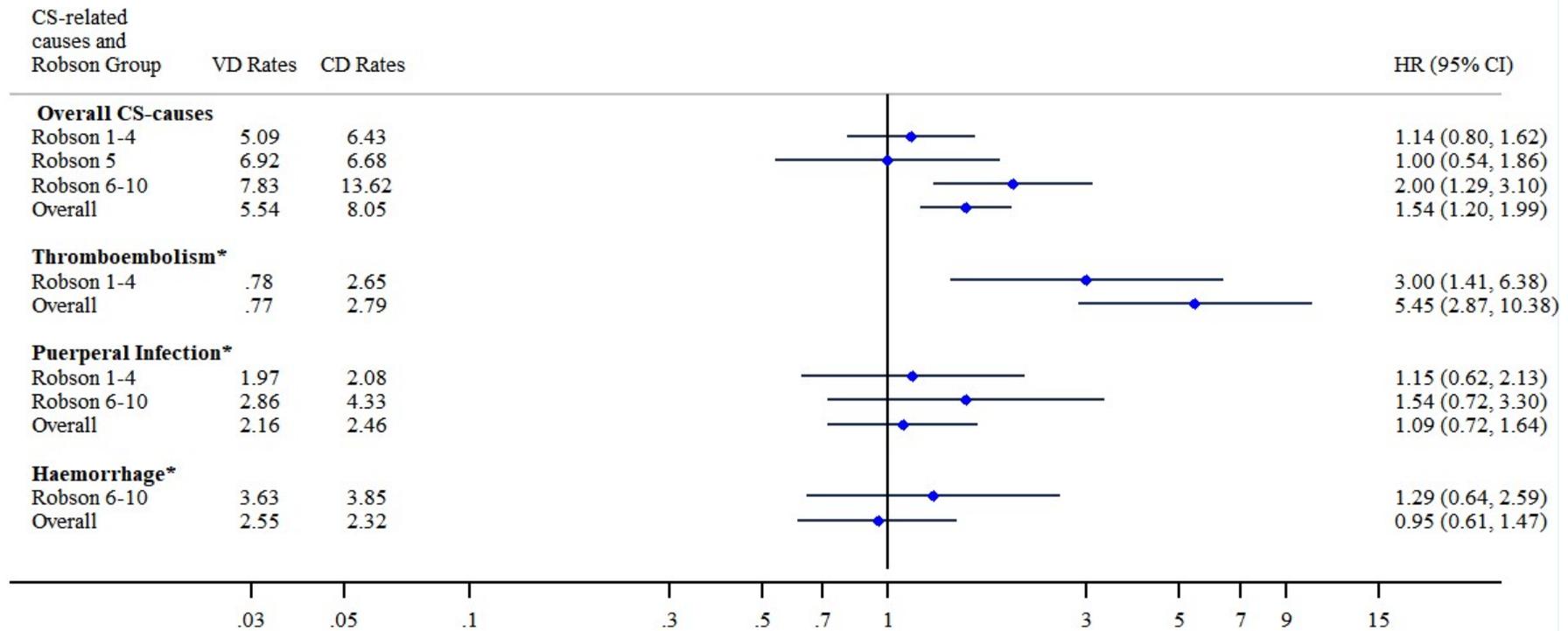


Figure 3: Cause-Specific Mortality more likely Caesarean-related. 2011-2015: Vaginal Delivery (VD) and Caesarean Delivery Rates(CD), Cox Regression (HR) comparing cause-specific maternal mortality between caesarean and vaginal delivery in the matching cohort

* Robson groups not presented for vaginal or caesarean delivery values equal or next to 0

SUPPLEMENTARY MATERIAL

Supplement to: Caesarean section and maternal mortality according to Robson Groups: A population-based linkage study among the poorest population in Brazil

Table S1. Robson Classification and caesarean delivery rate, 2011-2015 (n=5,239,086)

| Robson Classification | Population size | | Caesarean delivery rate | |
|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----------------|-------|-------------------------|-------|
| | N | % | N | % |
| 1 Nulliparous women with a single cephalic pregnancy ≥ 37 weeks gestation in spontaneous labour | 982346 | 16.83 | 394755 | 40.18 |
| 2a Nulliparous women with a single cephalic pregnancy ≥ 37 weeks gestation who had labour induced | 470546 | 8.06 | 101947 | 21.67 |
| 2b Nulliparous women with a single cephalic pregnancy ≥ 37 weeks gestation who had pre labour caesarean delivery | 384746 | 6.59 | 384746 | 100 |
| 3 Multiparous women without a previous uterine scar with a single cephalic pregnancy > 37 weeks gestation in spontaneous labour | 1296826 | 22.21 | 220285 | 16.99 |
| 4a Multiparous women without a previous CD with a single cephalic pregnancy ≥ 37 weeks gestation who had labour induced | 516899 | 8.85 | 48486 | 9.38 |
| 4b Multiparous women without a previous CD with a single cephalic pregnancy ≥ 37 weeks gestation who had pre labour caesarean delivery | 214640 | 3.68 | 214640 | 100 |
| 5 All multiparous women with at least one previous CD with a single cephalic pregnancy ≥ 37 weeks gestation | 1140979 | 19.54 | 931878 | 81.67 |
| 6 All nulliparous women with a single breech pregnancy | 66099 | 1.13 | 57506 | 87.00 |
| 7 All multiparous women with a single breech pregnancy including women with previous CD | 107442 | 1.84 | 87904 | 81.82 |
| 8 All women with multiple pregnancies including women with previous CD | 60119 | 1.03 | 45990 | 76.50 |
| 9 All women with a single pregnancy with a transverse or oblique lie including women with previous CD(s) | 14515 | 0.25 | 14027 | 96.64 |
| 10 All women with a single cephalic pregnancy < 37 weeks gestation including women with previous CD | 583234 | 9.99 | 246886 | 42.33 |

CD: caesarean delivery

Table S2- Sociodemographic characteristics and antenatal care visits of women excluded from the analysis (missing data exclusions) by mode of delivery, 2011 -2015 (n=2,125,071)

| | Vaginal Delivery | | CS Delivery | |
|-------------------------|------------------|-------|-------------|-------|
| | N | (%) | N | (%) |
| Age | | | | |
| 10-19 | 255643 | 27.33 | 231675 | 19.74 |
| 20-35 | 604691 | 64.64 | 823189 | 70.13 |
| >35 | 75088 | 8.03 | 118936 | 10.13 |
| Ethnicity | | | | |
| White | 90641 | 14.15 | 197604 | 23.33 |
| Black | 36243 | 5.66 | 44379 | 5.24 |
| Asian | 1877 | 0.29 | 2789 | 0.33 |
| Mixed race | 504975 | 78.81 | 598935 | 70.72 |
| Indigenous | 7051 | 1.10 | 3233 | 0.38 |
| Marital status | | | | |
| Single | 494485 | 54.22 | 549262 | 47.83 |
| Married/union | 410705 | 45.03 | 586019 | 51.03 |
| Widow | 1678 | 0.18 | 2325 | 0.20 |
| Divorced | 5117 | 0.56 | 10863 | 0.95 |
| Schooling | | | | |
| None | 15223 | 1.69 | 7309 | 0.65 |
| 1 - 3 years | 67482 | 7.50 | 50630 | 4.48 |
| 4 - 7 years | 292245 | 32.48 | 278218 | 24.64 |
| 8-12 years | 486434 | 54.06 | 689925 | 61.09 |
| ≥ 12 years | 38490 | 4.28 | 103231 | 9.14 |
| Antenatal visits | | | | |
| 0 | 65685 | 7.13 | 46034 | 3.96 |
| 1-6 | 417402 | 45.29 | 386258 | 33.24 |
| ≥7 | 438598 | 47.59 | 729872 | 62.80 |
| Year | | | | |
| 2011 | 305498 | 32.66 | 338357 | 28.83 |
| 2012 | 153343 | 16.39 | 199837 | 17.02 |
| 2013 | 159240 | 17.02 | 213588 | 18.20 |
| 2014 | 160884 | 17.20 | 222515 | 18.96 |
| 2015 | 156456 | 16.73 | 199503 | 17.00 |
| Maternal Death | | | | |
| No | 935078 | 99.96 | 1173016 | 99.93 |
| Yes | 344 | 0.04 | 784 | 0.07 |

Table S3. Standardized mean differences (SMD) before and after matching for the matching covariates Robson group 1-4

| | Before matching | | | After matching | | |
|------------------------------|------------------|---------------|-------|------------------|---------------|-------|
| | Vaginal delivery | CD | SMD | Vaginal delivery | CD | SMD |
| | N(%) | N(%) | | N(%) | N(%) | |
| Age | | | | | | |
| 10-19 | 184427 (7.4) | 53567 (7.0) | | 50839 (7.0) | 50844 (7.0) | |
| 20-35 | 1653250 (66.1) | 499537 (65.3) | 0.029 | 203033 (27.8) | 203029 (27.8) | 0.000 |
| >35 | 663467 (26.5) | 212369 (27.7) | | 475701 (65.2) | 475700 (65.2) | |
| Marital status | | | | | | |
| Married/Union | 1241086 (50.1) | 410987 (54.2) | | 397150 (54.2) | 397140 (54.2) | |
| Single/Widow/ Divorced | 1233903 (49.9) | 347380 (45.8) | 0.081 | 335288 (45.8) | 335288 (45.8) | 0.000 |
| Schooling | | | | | | |
| ≤3 anos | 25018 (1.0) | 3963 (0.5) | | 3878 (0.5) | 3878 (0.5) | |
| 4 - 7 years | 848760 (34.4) | 184609 (24.5) | 0.231 | 178861 (24.4) | 178852 (24.4) | 0.000 |
| ≥8 years | 1591331 (64.6) | 566462 (75.0) | | 549699 (75.1) | 549698 (75.1) | |
| Race/Colour | | | | | | |
| White | 605315 (24.9) | 213064 (28.6) | | 209313 (28.7) | 209311 (28.7) | |
| Black | 164344 (6.8) | 40500 (5.4) | | 39595 (5.4) | 39592 (5.4) | |
| Asian | 7158 (0.3) | 1919 (0.3) | 0.134 | 1872 (0.3) | 1878 (0.3) | 0.000 |
| Mixed race | 1621901 (66.8) | 487130 (65.3) | | 476025 (65.2) | 476024 (65.2) | |
| Indigenous | 30982 (1.3) | 2881 (0.4) | | 2768 (0.4) | 2768 (0.4) | |
| Year of delivery | | | | | | |
| 2011 | 248760 (9.9) | 77334 (10.1) | | 73930 (10.1) | 73930 (10.1) | |
| 2012 | 422747 (16.9) | 135942 (17.8) | | 130065 (17.8) | 130066 (17.8) | |
| 2013 | 534664 (21.4) | 171059 (22.3) | 0.055 | 163792 (22.4) | 163789 (22.4) | 0.000 |
| 2014 | 641167 (25.6) | 198561 (25.9) | | 190440 (26.0) | 190430 (26.0) | |
| 2015 | 653806 (26.1) | 182577 (23.9) | | 174211 (23.8) | 174213 (23.8) | |
| Prenatal appointments | | | | | | |
| 0 | 43311 (1.7) | 6913 (0.9) | | 6218 (0.9) | 6216 (0.9) | |
| 1-6 | 981739 (39.5) | 226242 (29.7) | 0.227 | 216566 (29.7) | 216566 (29.7) | 0.000 |
| ≥=7 | 1459957 (58.8) | 529254 (69.4) | | 506801 (69.5) | 506791 (69.5) | |

*In Robson groups 1-4 the percentage not matched corresponds to the proportion of CS deliveries where a matching vaginal delivery was not identified

CD: caesarean delivery

Table S4. Standardized mean differences (SMD) before and after matching for the matching covariates Robson group 5

| | Before matching | | | After matching | | |
|------------------------------|------------------|---------------|-------|------------------|---------------|-------|
| | Vaginal delivery | CD | SMD | Vaginal delivery | CD | SMD |
| | N(%) | N(%) | | N(%) | N(%) | |
| Age | | | | | | |
| 10-19 | 18611 (8.9) | 60134 (6.5) | | 156831 (79.1) | 156885 (79.1) | |
| 20-35 | 165186 (79.0) | 741833 (79.6) | 0.102 | 23870 (12.0) | 23837 (12.0) | 0.001 |
| >35 | 25304 (12.1) | 129911 (13.9) | | 17669 (8.9) | 17648 (8.9) | |
| Marital status | | | | | | |
| Married/Union | 107751 (52.0) | 548398 (59.4) | | 104276 (52.1) | 104211 (52.1) | |
| Single/Widow/Divorced | 99286 (48.0) | 374374 (40.6) | 0.149 | 95850 (47.9) | 95915 (47.9) | 0.001 |
| Schooling | | | | | | |
| ≤3 anos | 2076 (1.0) | 3980 (0.4) | | 1939 (1.0) | 1969 (1.0) | |
| 4 - 7 years | 82132 (39.8) | 269800 (29.4) | 0.236 | 79492 (39.7) | 79475 (39.7) | 0.001 |
| ≥8 years | 122081 (59.2) | 644676 (70.2) | | 118695 (59.3) | 118682 (59.3) | |
| Race/Colour | | | | | | |
| White | 56464 (27.7) | 304352 (33.7) | | 55302 (27.9) | 55295 (27.9) | |
| Black | 14716 (7.2) | 56944 (6.3) | | 14238 (7.2) | 14221 (7.2) | |
| Asian | 524 (0.3) | 2291 (0.3) | 0.150 | 507 (0.3) | 499 (0.3) | 0.001 |
| Mixed race | 130193 (63.9) | 536474 (59.4) | | 126698 (63.9) | 126709 (63.9) | |
| Indigenous | 1830 (0.9) | 2652 (0.3) | | 1625 (0.8) | 1646 (0.8) | |
| Year of delivery | | | | | | |
| 2011 | 18422 (8.8) | 83954 (9.0) | | 17572 (8.8) | 17593 (8.8) | |
| 2012 | 33505 (16.0) | 159590 (17.1) | | 32089 (16.0) | 32107 (16.0) | |
| 2013 | 43408 (20.8) | 205273 (22.0) | 0.069 | 41503 (20.7) | 41490 (20.7) | 0.000 |
| 2014 | 53677 (25.7) | 242651 (26.0) | | 51498 (25.7) | 51493 (25.7) | |
| 2015 | 60089 (28.7) | 240410 (25.8) | | 57464 (28.7) | 57443 (28.7) | |
| Prenatal appointments | | | | | | |
| 0 | 5414 (2.6) | 10632 (1.1) | | 5009 (2.5) | 5008 (2.5) | |
| 1-6 | 88836 (42.9) | 300426 (32.4) | 0.255 | 84810 (42.7) | 84815 (42.7) | 0.000 |
| ≥7 | 113053 (54.5) | 616331 (66.5) | | 108606 (54.7) | 108613 (54.7) | |

*In Robson groups 5 the percentage not matched corresponds to the proportion of vaginal deliveries where a matching CS delivery was not identified

CD: caesarean delivery

Table S5. Standardized mean differences (SMD) before and after matching for the matching covariates Robson group 6-10

| | Before matching | | | After matching | | |
|------------------------------|------------------|---------------|-------|------------------|---------------|-------|
| | Vaginal delivery | CD | SMD | Vaginal delivery | CD | SMD |
| | N(%) | N(%) | | N(%) | N(%) | |
| Age | | | | | | |
| 10-19 | 115285 (30.4) | 81425 (18.0) | 0.304 | 55160 (18.8) | 70567 (24.0) | 0.020 |
| 20-35 | 229396 (60.5) | 310376 (68.6) | | 207832 (70.7) | 193457 (65.8) | |
| >35 | 34415 (9.1) | 60512 (13.4) | | 30801(10.5) | 29769 (10.1) | |
| Marital status | | | | | | |
| Married/Union | 182495 (48.7) | 246757 (55.0) | 0.127 | 161727 (53.7) | 151980 (50.5) | 0.065 |
| Single/Widow/Divorced | 192254 (51.3) | 201490(45.0) | | 139477 (46.3) | 149224 (49.5) | |
| Schooling | | | | | | |
| ≤3 anos | 5121 (1.4) | 3027 (0.7) | 0.230 | 3365 (1.1) | 2807 (0.9) | 0.032 |
| 4 - 7 years | 144510 (38.8) | 128120 (28.7) | | 87980 (29.2) | 102711 (34.1) | |
| ≥8 years | 223221 (59.9) | 315038 (70.6) | | 209859 (69.7) | 195686 (65.0) | |
| Race/Colour | | | | | | |
| White | 87823 (23.9) | 146846 (33.5) | 0.247 | 84712 (28.8) | 79024 (26.9) | 0.006 |
| Black | 25119 (6.8) | 28701 (6.5) | | 20490 (7.0) | 20017 (6.8) | |
| Asian | 1109(0.3) | 1252 (0.3) | | 840 (0.3) | 840 (0.3) | |
| Mixed race | 246393 (67.0) | 259895 (59.3) | | 186762 (63.6) | 192059 (65.4) | |
| Indigenous | 7069 (1.9) | 1941(0.4) | | 989 (0.3) | 1853 (0.6) | |
| Year of delivery | | | | | | |
| 2011 | 38826 (10.2) | 43912 (9.7) | 0.042 | 31547 (10.5) | 30734 (10.2) | 0.028 |
| 2012 | 67569 (17.8) | 84156 (18.6) | | 56662 (18.8) | 55753 (18.5) | |
| 2013 | 81860 (21.6) | 101594 (22.5) | | 67504 (22.4) | 66229 (22.0) | |
| 2014 | 95530 (25.2) | 115289 (25.5) | | 71627 (23.8) | 75235 (25.0) | |
| 2015 | 95311 (25.1) | 107362 (23.7) | | 73864 (24.5) | 73253 (24.3) | |
| Prenatal appointments | | | | | | |
| 0 | 12481 (3.3) | 6772 (1.5) | 0.460 | 4914 (1.6) | 6105 (2.0) | 0.030 |
| 1-6 | 232970 (62.1) | 187533 (41.8) | | 170376 (57.1) | 169434 (56.8) | |
| ≥=7 | 129678 (34.6) | 254833 (56.7) | | 123083 (41.3) | 122884 (41.2) | |

*In Robson groups 6-10 the percentage not matched corresponds to the proportion of vaginal deliveries where a matching CS delivery was not identified

CD: caesarean delivery

Table S6. Standardized mean differences (SMD) before and after matching for the matching covariates for the overall population

| | Before matching | | | After matching | | |
|------------------------------|------------------|----------------|-------|------------------|----------------|-------|
| | Vaginal delivery | CD | SMD | Vaginal delivery | CD | SMD |
| | N(%) | N(%) | | N(%) | N(%) | |
| Age | | | | | | |
| 10-19 | 797363 (25.8) | 483190 (17.6) | | 424634 (18.8) | 458339 (20.3) | |
| 20-35 | 2047832 (66.3) | 1970736 (71.7) | 0.211 | 1634507 (72.3) | 160724 (71.1) | 0.038 |
| >35 | 244146 (7.9) | 295124 (10.7) | | 201663 (8.9) | 195225 (8.6) | |
| Marital status | | | | | | |
| Married/Union | 1531332 (50.1) | 1534805 (56.3) | | 656606 (53.1) | 654624 (52.9) | |
| Single/Widow/ Divorced | 1525443 (49.9) | 1189319 (43.7) | 0.125 | 580920 (46.9) | 582902 (47.1) | 0.003 |
| Schooling | | | | | | |
| ≤3 anos | 32215 (1.1) | 12775 (0.5) | | 8632 (0.7) | 9412 (0.8) | |
| 4 - 7 years | 1075402 (35.3) | 693689 (25.6) | 0.228 | 361426 (29.2) | 843785 (68.2) | 0.041 |
| ≥8 years | 1936633 (63.6) | 2005191 (73.9) | | 867468 (70.1) | 843785 (68.2) | |
| Race/Colour | | | | | | |
| White | 749602 (525.0) | 906585 (34.0) | | 692252 (30.6) | 666959 (29.5) | |
| Black | 204179 (6.8) | 160317 (6.0) | | 147874 (6.5) | 144518 (6.4) | |
| Asian | 8791 (0.3) | 7182 (0.3) | 0.221 | 6832 (0.3) | 6296 (0.3) | 0.062 |
| Mixed race | 1998487 (66.6) | 1586379 (59.4) | | 1411612 (62.4) | 1434468 (63.4) | |
| Indigenous | 39881 (1.3) | 8861 (0.3) | | 2234 (0.1) | 8563 (0.4) | |
| Year of delivery | | | | | | |
| 2011 | 306008 (9.9) | 255094 (9.3) | | 122902 (9.9) | 116073 (9.4) | |
| 2012 | 523821 (17.0) | 485436 (17.7) | | 218316 (17.6) | 204923 (16.6) | |
| 2013 | 659932 (21.4) | 616655 (22.4) | 0.051 | 272271 (22.0) | 267344 (21.6) | 0.050 |
| 2014 | 790374 (25.6) | 720559 (26.2) | | 319007 (25.8) | 342792 (27.7) | |
| 2015 | 809206 (26.2) | 671306 (24.4) | | 305030 (24.6) | 342792 (27.7) | |
| Prenatal appointments | | | | | | |
| 0 | 61206 (2.0) | 28682 (1.0) | | 17299 (1.4) | 17772 (1.4) | |
| 1-6 | 1303545 (42.5) | 848754 (31.0) | 0.260 | 474679 (38.6) | 519929 (42.3) | 0.077 |
| ≥=7 | 1702688 (55.5) | 1858563 (67.9) | | 738268 (60.0) | 691192 (56.2) | |
| Robson Groups | | | | | | |
| 1-4* | 2501144 (81.0) | 765473 (35.6) | 1.103 | 732442 (59.2) | 732428 (59.2) | 0.082 |
| 5 | 209101 (6.8) | 931878 (43.3) | | 200105 (16.2) | 168830 (13.6) | |
| 6-10 | 379096 (12.3) | 452313 (21.0) | | 304979 (24.6) | 336268 (27.2) | |

* The percentage not matched corresponds to the proportion of CS deliveries where a matching vaginal delivery was not identified

CD: caesarean delivery

Table S7. Hazard ratios from sensitivity analyses for maternal mortality

| Robson Groups | Primary analysis | Adjusted Cox model* | Finer caliper ^s | Propensity score with interaction terms |
|--------------------|------------------|---------------------|----------------------------|-----------------------------------------|
| | (reference) | | | |
| | HR (95% CI) | HR (95% CI) | HR (95% CI) | HR (95% CI) |
| 1-4 (2a 4a) | 1.99 (1.63-2.43) | 1.78 (1.54-2.05) | 1.62 (1.35-1.96) | 1.72(1.42-2.08) |
| 5 | 1.02 (0.74-1.42) | 1.05 (0.81-1.36) | 1.22 (0.89-1.66) | 0.99 (0.71-1.37) |
| 6-10 | 2.69 (2.29-3.16) | 3.09 (2.63-3.63) | 2.96 (2.50-3.51) | 2.75 (2.31-3.28) |
| Overall | 1.95(1.77-2.15) | 2.07 (1.88-2.29) | 2.22 (1.98-2.49) | 2.18 (1.97-2.41) |

*adjusted by PSM covariates

^s caliper of width 0.05 (it was 0.1 in the primary analyses)

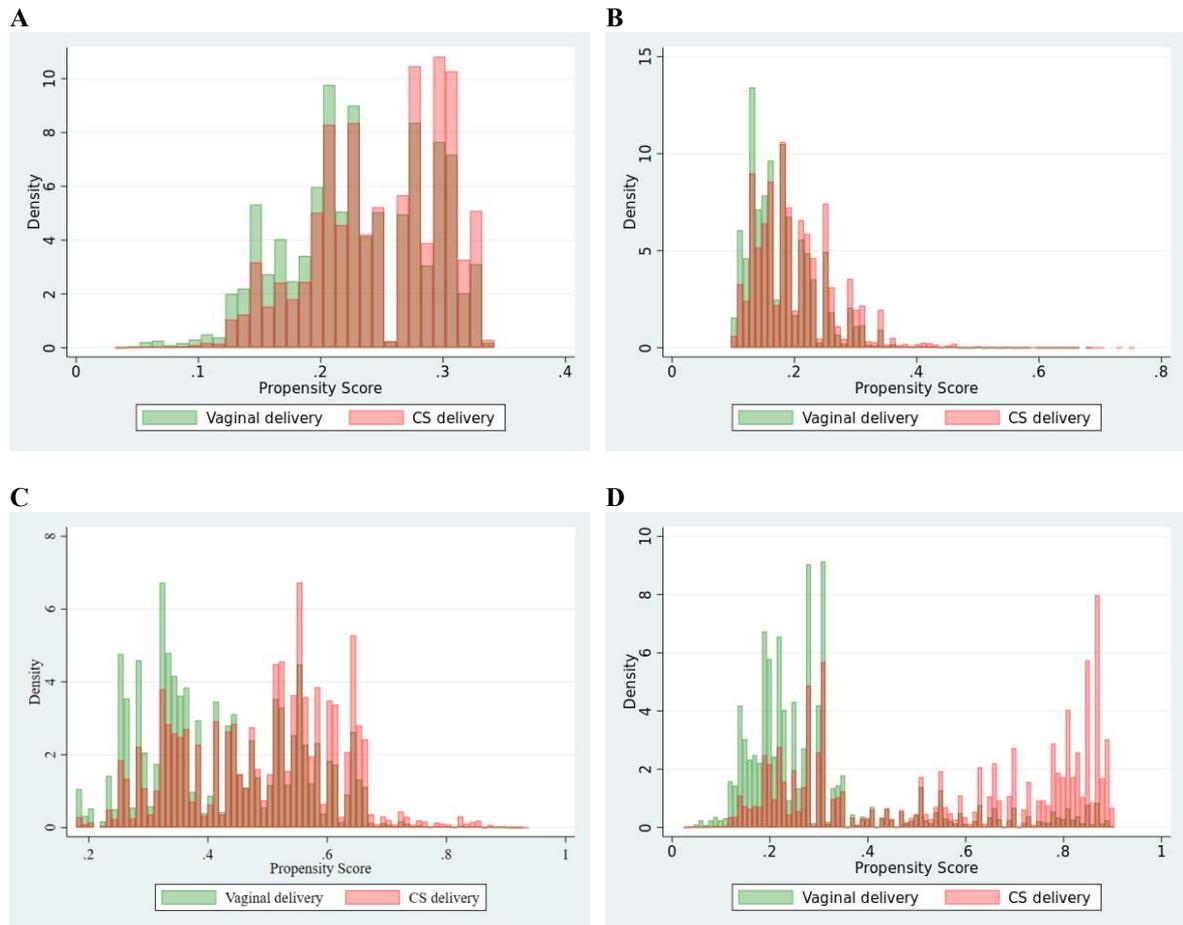


Figure S1: Distribution of propensity scores by mode of delivery:

(A) Robson groups 1-4 (2b and 4b were excluded) (B) Robson group 5 (C) Robson groups 6-10 (D) Overall.

CS: Caesarean section

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A mortalidade materna ainda é um grande problema de saúde pública no Brasil, concentrando altas taxas e estando fortemente relacionada à pobreza, com distribuição heterogênea no território nacional. Nas última décadas, as intervenções sociais, pautadas em políticas públicas de assistência social, e as políticas de saúde têm contribuído para o enfrentamento deste problema e a redução das desigualdades.

Esta tese teve como objetivo avaliar o efeito de uma intervenção de proteção social, o PBF, assim como o papel da cesariana na mortalidade materna. Para a avaliação do PBF foi possível entender o quanto a ampliação da sua cobertura impacta para a redução das razões de mortalidade materna a nível municipal, assim como delinear um estudo quase-experimental confirmatório, a nível individuado. Em um primeiro momento, através de uma análise com dados agregados à nível municipal, nosso estudo mostrou que maiores coberturas do PBF são associadas a menores RMM nos municípios brasileiros, com relação dose-resposta tanto em relação aos níveis de cobertura, quanto aos anos de implantação do programa. Essa associação foi mais forte nas RMM de mães jovens, sugerindo que a exposição ao PBF no início da vida, durante a infância e a adolescência, podem reduzir a mortalidade materna na vida adulta e, consequentemente, ter um efeito intergeracional em seus filhos.

De forma simultânea, foi possível ainda testar esta relação encontrada previamente no nível ecológico, nos dados individuados da Coorte de 100 milhões de brasileiros, confirmando que ser beneficiária do PBF contribui para uma menor chance de mortalidade materna, assim como o recebimento precoce e sustentado ao longo da vida tem maior papel nesta redução. Foi possível ainda visualizar que o PBF possui efeito nos determinantes da mortalidade materna, estando associado à redução da proporção de gestantes sem assistência pré-natal, ao aumento da proporção de partos em estabelecimentos de saúde e à redução da taxa de letalidade hospitalar por causas associadas ao parto. Estes resultados foram também confirmados através da associação do recebimento do PBF ao aumento das consultas pré-natais e do intervalo interpartal das beneficiárias. Além disso, através de dados populacionais de larga escala, foi ainda possível perceber o efeito do PBF na redução de iniquidades em saúde, estando associado à maior redução dos óbitos de mulheres negras, que residem em áreas rurais ou municípios mais pobres.

Um dos principais achados dos nossos estudos é o efeito a longo prazo do PBF, indicando a possibilidade da quebra intergeracional da pobreza, através do emprego de ações sustentadas. Ao longo do tempo, a redução de resultados maternos adversos depende de esforços conjuntos que garantam a redução da pobreza e o acesso a serviços de saúde de qualidade.

O Brasil tem apresentado ampliação da cobertura de serviços de saúde, assim como melhoria da atenção, apesar de ainda apresentar disparidades regionais e populacionais, penalizando as mulheres em situação de maior vulnerabilidade. Em conjunto com a institucionalização do parto, é visível também o crescimento de intervenções não baseadas em evidências, como a epidemia de cesarianas, sendo a maioria delas, possivelmente, sem indicação. O excesso de procedimentos sem indicação médica pode acarretar danos à saúde materna. No nosso estudo, o parto cesáreo foi associado ao aumento de morte materna, em comparação com o parto vaginal, após o controle de fatores de confusão e potenciais vieses de indicação. Na análise estratificada pela classificação de Robson, as mulheres com cesariana tiveram significativamente mais chance de morrer de causas maternas, mesmo no grupo em que são esperadas menores taxas e necessidades de cesárea (Robson 1-4). As mulheres nos grupos 1 a 4 apresentam condições iniciais favoráveis para parto vaginal, de forma que a maioria delas, possivelmente, não tenham tido indicação de uma cesariana, exceto por comorbidades prévias ou no momento do parto. Para tentar reduzir o viés de indicação, também realizamos a mesma análise, extraíndo os óbitos que sugerem comorbidades prévias e os resultados foram similares. Dessa forma, nossos resultados sugerem que há uma contribuição própria da cesariana para o aumento do risco de óbito materno. A cesariana é um dos principais fatores de risco modificáveis da mortalidade materna e as políticas públicas direcionadas à sua redução precisam focar na contenção do número de cesáreas sem indicação e na humanização e qualidade do parto vaginal.

Esta tese traz ainda como contribuição a utilização das bases nacionais de dados em saúde para a produção de informações sobre os fatores de risco da mortalidade materna, bem como para a avaliação de intervenções públicas para a sua redução. Os dados da Coorte de 100 milhões de brasileiros, com o linkage de grandes bases de dados provenientes de diferentes sistemas de informação em saúde, garantiram um poder estatístico sem precedentes para a avaliação de políticas públicas, tendo o potencial de colaborar para o delineamento de estratégias de prevenção para evitar estes óbitos considerados, em sua maioria, evitáveis. Além disso, os dados em painel continuam

sendo uma ferramenta poderosa para a avaliação de intervenções públicas, o que é especialmente importante em países de baixa e média renda, onde o financiamento é limitado. Embora exista heterogeneidade na frequência e abrangência da notificação da mortalidade materna, e subnotificação de casos, principalmente nas áreas mais vulneráveis, os comitês de mortalidade vem sendo considerados um sistema consolidado de vigilância e informação sobre estes óbitos, sendo apontada melhoria das informações maternas no SIM ao longo dos anos.

Por fim, a mais importante contribuição dessa pesquisa foi a geração de evidências do impacto de políticas públicas na mortalidade materna e nos seus determinantes. Sabe-se que a implementação conjunta de políticas sociais e de saúde exigem evidências de impacto consistentes e detalhadas, embora frequentemente tal evidência não exista ou não seja sólida o bastante para justificar a integração destas políticas. No contexto da pandemia de COVID-19 e instabilidade política que afeta a prestação de cuidados de saúde no Brasil, um país com mortalidade considerável entre mulheres grávidas e puérperas, é importante considerar a intensificação dos esforços para manter e implementar políticas sociais adequadas, em conjunto com a melhoria da qualidade da assistência pré-natal e obstétrica. Uma abordagem global para qualidade e igualdade da saúde materna, apoiando a redução de desigualdades e a implementação de cuidados respeitosos e baseados em evidências para todas, é uma necessidade urgente.

REFERÊNCIAS

- ABOUZahr, C., & ROYSTON, E. **Maternal Mortality A Global Factbook**. Geneva: World Health Organization. 1991. Retrieved from http://apps.who.int/iris/bitstream/10665/38317/1/WHO_MCH_MSM_91.3.pdf
- ABOUZahr, C. Safe Motherhood: a brief history of the global movement 1947-2002. **British Medical Bulletin**, 67(1), 13–25. 2003 <http://doi.org/10.1093/bmb/ldg014>
- AGGARWAL, A., A. Pandey, and B. Bhattacharya, Risk Factors for maternal mortality in Dheli Slums: A community-based case-control study. **Indian Journal of Medical Science**. 61(9): p. 517-526. 2007.
- ALMEIDA, Wanessa da Silva de; SZWARCOWALD, Célia Landmann. Adequação das informações de mortalidade e correção dos óbitos informados a partir da Pesquisa de Busca Ativa. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 22, p. 3193-3203, 2017.
- ALLIK, M. et al. Developing a new small-area measure of deprivation using 2001 and 2011 census data from Scotland. **Health and Place**, 2016.
- ALIO, A. P., SALIHU, H. M., NANA, P. N., CLAYTON, H. B., MBAH, A. K., & MARTY, P. J. (2011). Association between intimate partner violence and induced abortion in Cameroon. **International Journal of Gynecology and Obstetrics**, 112(2), 83–87. <http://doi.org/10.1016/j.ijgo.2010>.
- ALVAREZ, J. L., GIL, R., HERNÁNDEZ, V., & GIL, A. (2009). Factors associated with maternal mortality in Sub-Saharan Africa: an ecological study. **BMC Public Health**, 9, 462. <http://doi.org/10.1186/1471-2458-9-462>
- AMZAT, J. The Question of autonomy in maternal health in Africa: A rights-based consideration. **Journal of Bioethical Inquiry**, 12(2), 283–293. 2015. <http://doi.org/10.1007/s11673-015-9607-y>
- AMORIM MMR, TAKEMOTO MLS, FONSECA EB. Maternal deaths with coronavirus disease 2019: a different outcome from low- to middle-resource countries? *Am J Obstet Gynecol*. 2020;10.1016/j.ajog.2020.04.023. <https://doi.org/10.1016/j.ajog.2020.04.023>
- ALVAREZ RPS, S., Threats to safe motherhood in Honduran Miskito communities: Local perceptions of factors that contribute to maternal mortality. **Soc Sci Med**. 69: p.579-586. 2009
- ASPIRE. ASPIRE (Atlas of Social Protection: Indicators of Resilience and Equity): **Coverage of SPL programs by poorest quintile and total population**. World Bank. 2017.
- BARBER, S.L., GERTLER, P.J. Empowering women to obtain high quality care: evidence from an evaluation of Mexico's conditional cash transfer programme. **Health Policy Plan**. Jan;24(1):18-25. 2009. doi: 10.1093/heapol/czn039.

BARRETO ML, ICHIHARA MY, DE ARAUJO ALMEIDA B, et al. The Center for Data and Knowledge Integration for Health (CIDACS): An Experience of Linking Health and Social Data in Brazil. *International Journal of Population Data Science* 2019; 4(2).

BARROS, F.C., Matijasevich, A., Requejo, J.H., et al. Recent trends in maternal, newborn, and child health in Brazil: progress toward millennium development goals 4 and 5. **Am J Public Health**. 2010

BARTHOLO, Leticia; PASSOS, Luana; FONTOURA, Natália de Oliveira. Bolsa Família, Autonomia Feminina e Equidade de Gênero: o que indicam as pesquisas nacionais?. 2017.

BECKER, S. O.; ICHINO, A. Estimation of average treatment effects based on propensity scores. **The Stata Journal**, v. 2, n. 4, p. 358–377, 2002. Disponível em: <https://ageconsearch.umn.edu/bitstream/116022/2/sjart_st0026.pdf>.

BELL, J., S.L. Curtis, and S. Alayon, Trends in delivery care in six countries. **DHS Analytical Studies**. No 7, 2003

BELL, J., Et al., The epidemiology of pregnancy outcome in rural Burkina Faso. **Tropical Medicine and International Health**. 13(Supp.1): p. 31-43. 2008.

BETRAN AP, TORLONI MR, ZHANG JJ, GÜLMEZOGLU AM. WHO Statement on Caesarean Section Rates. *BJOG : an international journal of obstetrics and gynaecology* 2016; 123(5): 667-70.

BLACK, A., N. Fleming, and E. Rome, Pregnancy in adolescents. **Adolesc Med State Art Rev** 23(1): p. 123-38.2012.

BOR, J. et al. Regression discontinuity designs in epidemiology: causal inference without randomized trials. **Epidemiology**, v. 25, n. 5, p. 729-37, Sep 2014. ISSN 1044-3983. Disponível em: <<https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC4162343/pdf/ede-25-729.pdf>>.

BRASIL. Ministério da Saúde. Secretaria Técnica de Políticas de Saúde. Área Técnica de Saúde da Mulher. Manual dos Comitês de Mortalidade Materna. 2. ed. Brasília (DF); 2001.

BRASIL. Ministério da Saúde. Secretaria de Atenção à Saúde. Departamento de Ações Programáticas Estratégicas. **Política nacional de atenção integral à saúde da mulher: princípios e diretrizes**. Brasília (DF): 2004^a.

BRASIL. Decreto nº 5.209, de 17 de setembro de 2004. **Regulamenta a Lei nº 10.836, de 9 de janeiro de 2004, que cria o Programa Bolsa Família, e dá outras providências**: Diário Oficial da União: 3 p. 2004^b.

BRASIL. Ministério da Saúde. Secretaria de Atenção à Saúde. Departamento de Ações Programáticas Estratégicas. Área Técnica de Saúde da Mulher. **Direitos Sexuais e Direitos Reprodutivos: uma prioridade do governo – Brasília: Ministério**

da Saúde, 2005.

BRASIL. Portaria nº 399, de 22 de fevereiro de 2006. **Divulga o Pacto pela Saúde 2006** – Consolidação do SUS e aprova as Diretrizes Operacionais do Referido Pacto. Disponível em:

BRASIL. Ministério da Saúde. Secretaria de Atenção à Saúde. Departamento de Ações Programáticas Estratégicas. **Manual dos comitês de mortalidade materna** / Ministério da Saúde, Secretaria de Atenção à Saúde, Departamento de Ações Programáticas Estratégicas. – 3. ed. – Brasília : Editora do Ministério da Saúde, 2007^a. 104 p. – (Série A. Normas e Manuais Técnicos)

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome. **Avaliação de políticas e programas do MDS: resultados: Bolsa Família e Assistência Social.** / Secretaria de Avaliação e Gestão da Informação – Brasília, DF: MDS; SAGI, 2007^b.

BRASIL. Ministério da Saúde. **Manual dos comitês de mortalidade materna.** Brasília: Ministério da Saúde, 2009^a

BRASIL. Ministério da Saúde. **Guia de vigilância epidemiológica do óbito materno /** Guidance on maternal death surveillance. Secretaria de Vigilância em Saúde, Ministério da Saúde, Brasília—DF. 2009^b.

BRASIL. Ministério da Saúde. Secretaria de Ciência, Tecnologia e Insumos Estratégicos. Departamento de Ciência e Tecnologia. **20 anos de pesquisas sobre aborto no Brasil** / Ministério da Saúde, Secretaria de Ciência, Tecnologia e Insumos Estratégicos, Departamento de Ciência e Tecnologia. – Brasília: Ministério da Saúde, 2009^c.

BRASIL, Ministério do Desenvolvimento Social e Combate a Fome. Cadernos de Estudos Desenvolvimento Social em Debate. – N. 13 / **Síntese das Pesquisas de Avaliação de Programas Sociais do MDS**, Versão atualizada e revisada: 2006 – 2010 - Brasília, DF : Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome; Secretaria de Avaliação e Gestão da Informação, 2010.

BRASIL. **Portaria n 1.459, de 24 de junho de 2011.** Institui no âmbito do Sistema Único de Saúde- SUS-a Rede Cegonha. Disponível em: <http://bvsmms.saude.gov.br/bvs/saudelegis/gm/2011/prt1459_24_06_2011.html> Acesso em: 09/03/2019

BRASIL Ministério da Saúde. **Datasus.** Tabnet. Disponível em <http://www2.datasus.gov.br/DATASUS/index.php>, acesso em novembro de 2018

BRASIL. Ministério da Cidadania, **Bolsa Família** - Benefícios. Disponível em: <<http://mds.gov.br/assuntos/bolsa-familia/o-que-e/beneficios>> Acesso em: 09/03/2019

BRASIL Ministério da Saúde. **Datasus.** Tabnet. Disponível em <http://www2.datasus.gov.br/DATASUS/index.php>, acesso em novembro de 2021^a

BRASIL. Quantidade de Famílias beneficiadas pelo Bolsa Família, Estimativa de Famílias Pobres - Censo IBGE 2010, Percentual de cobertura das Famílias beneficiárias do PBF [<https://aplicacoes.mds.gov.br/sagi/vis/data3/data-explorer.php#>]. Acesso em março de 2021^b.

BROWN, D. et al. All-cause and cause-specific mortality in Scotland 1981-2011 by age, sex and deprivation: A population-based study. **European Journal of Public Health**, v. 29, n. 4, p. 647–655, 2019.

BROWN, D.; LEYLAND, A. H. Scottish mortality rates 2000-2002 by deprivation and small area population mobility. **Social Science and Medicine**, v. 71, n. 11, p. 1951–1957, 2010.

BUOR, D., & BREAM, K. An analysis of the determinants of maternal mortality in Sub-Saharan Africa. **Journal of Women's Health**, 13(8), 926–938. 2004. <http://doi.org/10.1089/jwh.2004.13.926>

CALDERON, I. M. P. et. al. Intervenções benéficas no pré-natal para prevenção da mortalidade materna. **Rev Bras Ginecol Obstet**. 2006; 28(5): 310-5

CAMPBELL, E. E. et al. Socioeconomic status and adverse birth outcomes: a population-based Canadian sample. **J Biosoc Sci**, p. 1-12, Mar 08 2017. ISSN 0021-9320. Disponível em: <<https://www.cambridge.org/core/services/aop-cambridge-core/content/view/77782F1D9D698980991BCDC90DD26878/S0021932017000062a.pdf/div-class-title-socioeconomic-status-and-adverse-birth-outcomes-a-population-based-canadian-sample-div.pdf>>

CAMPBELL, E. E. et al. Socioeconomic Status and Adverse Birth Outcomes: A Population-Based Canadian Sample. **J Biosoc Sci**, v. 50, n. 1, p. 102-113, Jan 2018. ISSN 1469-7599 (Electronic)0021-9320 (Linking). Disponível em: <<http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/28270256>>.

CARDOSO, Luzia Magalhães; SOUZA, Mirian Moura Costantin Félix de; GUIMARAES, Roberto Ubirajara Cavalcante. Morte materna: uma expressão da "questão social". **Serv. Soc. Soc.**, São Paulo, n. 102, p. 244-268, June 2010.

CECCHINI, S.; MADARIAGA, A. **Conditional cash transfer programmes: the recent experience in Latin America and the Caribbean**. Santiago, Chile: United Nations publication, 2011. 208 ISBN 9789211217575.

CEDEPLAR (Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional – UFMG). Sumário Executivo. **Avaliação de impacto do Programa Bolsa Família**. Brasília: MDS; 2007.

CHAGAS, Eda Cristina da Silva, et al. Malária durante a gravidez: efeito sobre o curso da gestação na região amazônica. **Revista Panamericana de Salud Pública**, 2009, 26: 203-208.

CHATURVEDI S, UPADHYAY S, DE COSTA A. Competence of birth attendants at providing emergency obstetric care under India's JSY conditional cash transfer program

for institutional delivery: an assessment using case vignettes in Madhya Pradesh province. **BMC Pregnancy Childbirth**. 2014.

CHATURVEDI S, RANDIVE B, DIWAN V, DE COSTA A. Quality of obstetric referral services in India's JSY cash transfer programme for institutional births: a study from Madhya Pradesh province. **PLoS One**. 2014b

CHAUDHURY N, PARAJULI D. Conditional cash transfers and female schooling: the impact of the female school stipend programme on public school enrolments in Punjab, Pakistan. **Applied Economics**.42: 3565–83, 2010.

CHOE, S. A., KIM, J., KIM, S., PARK, Y., KULLAYA, S. M., & KIM, C. Y. Do antenatal care visits always contribute to facility-based delivery in Tanzania? A study of repeated cross-sectional data. **Health Policy and Planning**, 31(3), 277–284. 2016. <http://doi.org/10.1093/heapol/czv054>

CHOWDHURY, M. E., Botlero, R., Koblinsky, M., Saha, S. K., Dieltiens, G., & Ronsmans, C. (2007). Determinants of reduction in maternal mortality in Matlab, Bangladesh: a 30-year cohort study. **Lancet**, 370(9595), 1320–1328. [http://doi.org/10.1016/S0140-6736\(07\)61573-6](http://doi.org/10.1016/S0140-6736(07)61573-6)

CHOWDHURY ME, AHMED A, KALIM N, KOBLINSKY M. Causes of maternal mortality decline in Matlab, Bangladesh. **J Health Popul Nutr**; 27: 108-23. 2009.

CLARK, S.L., BELFORT, M.A., DILDY, G.A., HERBST, M.A., MEYERS, J.A., HANKINS, G.D., 2008. Maternal death in the 21st century: causes, prevention, and relationship to cesarean delivery. *American Journal of Obstetrics and Gynecology* 199, 1–5.

COELHO, E. A. C.; OLIVEIRA, J. F.; SILVA, C. T. O. Integralidade do cuidado à saúde da mulher: limites da prática profissional. **Esc Anna Nery**, v.13, n. 1, p. 154-160, jan-mar. 2009.

COELHO, Pedro Lima; MELO, Andrea Sales Soares de Azevedo. Impacto do Programa “Bolsa Família” sobre a qualidade da dieta das famílias de Pernambuco no Brasil. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 22, p. 393-402, 2017.

CORREIA, Rafaella Araújo et al . Características epidemiológicas dos óbitos maternos ocorridos em Recife, PE, Brasil (2000-2006). **Rev. bras. enferm.**, Brasília , v. 64, n. 1, p. 91-97, Feb. 2011 .

COSTA, D. M. Considerações sobre o Programa Bolsa Família: implicações para o empoderamento e a autonomia das mulheres. [s.l.]: Ibase, 2008.

CONDE-AGUDELO, A., J. BEKIZÁN, And C. LAMMERS, Maternal-perinatal morbidity and mortality associated with adolescent pregnancy in Latin America: Cross-sectional study. **American Journal of Obstetrics and Gynecology**, (192): p. 342-9. 2005

DA COSTA, R. F. R.; COSTA, G. C. Pobres no campo, ricos na cidade? Uma análise multidimensional da pobreza. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, 2016.

DA SILVA MCM, ASSIS AMO, SANTANA MLP, PINHEIRO SMC, SANTOS NS, BRITO E. Programa Bolsa Família e Segurança Alimentar das Famílias Beneficiárias: Resultados para o Brasil e Regiões. In: **Avaliação de Políticas e Programas do MDS – Resultados**. Volume 2. Brasília: MDS; 2007.

DE BRAUW A, PETERMAN A. Can conditional cash transfers improve maternal health and birth outcomes? Evidence from El Salvador's Comunidades Solidarias Rurales. **International Food Policy Research Institute (IFPRI)**, Washington: 2011

DENEUX-THARAUX, C., CARMONA, E., BOUVIER-COLLE, M.H., BRÉART, G., 2006. Postpartum maternal mortality and cesarean delivery. *Obstetrics & Gynecology* 108, 541–548

DEVRIES, K. M., MAK, J. Y., BACCHUS, L. J., CHILD, J. C., FALDER, G., PETZOLD, M., WATTS, C. H. (2013). Intimate partner violence and incident depressive symptoms and suicide attempts: A systematic review of longitudinal studies. **PLoS Medicine**, 10(5), e1001439. <http://doi.org/10.1371/journal.pmed.1001439>

DIAS MAB, DOMINGUES RMSM, PEREIRA APE, et al. Trajetória das mulheres na definição pelo parto cesáreo: estudo de caso em duas unidades do sistema de saúde suplementar do estado do Rio de Janeiro. *Ciência & Saúde Coletiva* 2008; **13**: 1521-34.

DINIZ, C. S. G. et al. Desigualdades sociodemográficas e na assistência à maternidade entrepuérperas no Sudeste do Brasil segundo cor da pele: dados do inquérito nacional Nascer no Brasil (2011-2012). **Saúde e Sociedade**, v. 25, n. 3, p. 561–572, set. 2016

DIORIO, A., & CRIVELLI-KOVACH, A. (2014). The global and local factors influencing maternal mortality ratios: Barriers and recommendations for success. **Journal of Social Science for Policy Implications Online**, 2(23), 33–60. <http://doi.org/10.15640/10.15640/jsspi.v2n3a3>

DOLATIAN, M. et al. Psychosocial factors in pregnancy and birthweight: Path analysis. **J Obstet Gynaecol Res**, v. 42, n. 7, p. 822-30, Jul 2016. ISSN 1341-8076. Disponível em: < <https://obgyn.onlinelibrary.wiley.com/doi/pdf/10.1111/jog.12991> >.

DOMINGUES RM, Dias MA, NAKAMURA-PEREIRA M, TORRES JA, d'Orsi E, PEREIRA AP, et al. Process of decision-making regarding the mode of birth in Brazil: from the initial preference of women to the final mode of birth. *Cad Saude Publica*. 2014;30 Suppl 1:S101–116.

DOMINGUES, Rosa Maria Soares Madeira; LEAL, Maria do Carmo. Incidência de sífilis congênita e fatores associados à transmissão vertical da sífilis: dados do estudo Nascer no Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 32, n. 6, 2016.

ESTEVEZ-PEREIRA, Ana Paula, et al. Caesarean delivery and postpartum maternal mortality: a population-based case control study in Brazil. **PloS one**, 2016, 11.4.

ESTRELLA, Juliana and RIBEIRO, Leandro Molhano. Qualidade da gestão das condicionalidades do Programa Bolsa Família: uma discussão sobre o índice de gestão descentralizada. **Rev. Adm. Pública** [online]. 2008.

FILIPPI, V., CHOU, D., RONSMANS, C., GRAHAM, W., & SAY, L. (2016). **Levels and Causes of Maternal Mortality and Morbidity**. Reproductive, Maternal, Newborn, and Child Health: Disease Control Priorities, Third Edition (Volume 2). The International Bank for Reconstruction and Development/The World Bank. http://doi.org/10.1596/978-1-4648-0348-2_CH3

FISZBEIN, A.; SCHADY, N. **Conditional cash transfers: reducing present and future poverty**. World Bank. Washington DC, p.361. 2009

FOURNIER, P. et al., Improved access to comprehensive emergency obstetric care and its effect on institutional maternal mortality in rural Mali. **Bulletin of the World Organization**, 2009.87:p.30-38.

FRIAS PGD, PEREIRA PMH, ANDRADE CLTD, LIRA PICD, SZWARCOWALD CL. Evaluation of data on mortality and live births in Pernambuco State, Brazil. *Cad Saude Publica*. 2010; 26:671–81. PMID: 20512208

GABRYSCH, Sabine; CAMPBELL, Oona MR. Still too far to walk: literature review of the determinants of delivery service use. **BMC pregnancy and childbirth**, 2009, 9.1: 34.

GARBOIS, J. A.; SODRÉ, F.; DALBELLO-ARAUJO, M. Da noção de determinação social à de determinantes sociais da saúde. **Saúde em Debate**, v. 41, p. 63-76, 2017. ISSN 0103-1104.

GARCIA M, MOORE CMT. **The cash dividend: the rise of cash transfer programs in sub-Saharan Africa**. Washington, DC: World Bank, 2012.

GIBBONS L, BELIZÁN JM, LAUER JA, BETRÁN AP, MERIALDI M, ALTHABE F. The global numbers and costs of additionally needed and unnecessary caesarean sections performed per year: overuse as a barrier to universal coverage. *World health report* 2010; **30**(1): 1-31.

GLASSMAN, A. et al. Impact of conditional cash transfers on maternal and newborn health. **Journal of Health, Population and Nutrition**, v. 31, n. 4 SUPPL.2, p. S48-S66, 2013.

GOES, Emanuelle Freitas, et al. Vulnerabilidade racial e barreiras individuais de mulheres em busca do primeiro atendimento pós-aborto. **Cadernos de Saúde Pública**, 36: e00189618, 2020.

GOLDENBERG, R. L. The plausibility of micronutrient deficiency in relationship to perinatal infection. **J Nutr**, v. 133, n. 5 Suppl 2, p. 1645S-1648S, May 2003. ISSN 0022-3166 (Print)0022-3166 (Linking). Disponível em: < <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/12730479> >.

GOMEZ, Gabriela B. et al. Untreated maternal syphilis and adverse outcomes of pregnancy: a systematic review and meta-analysis. **Bulletin of the World Health Organization**, v. 91, p. 217-226, 2013.

GONZÁLEZ-BLOCK MA, ROUVIER M, BECERRIL V, SESIA P. Mapping of health system functions to strengthen priority programs. The case of maternal health in Mexico. **BMC Public Health**.11: 164. 2011.

Gonzales, G.F., Tapia, V.L., Fort, A.L., Betran, A.P., 2013. Pregnancy outcomes associated with cesarean deliveries in Peruvian public health facilities. *International Journal of Womens Health* 4, 637–645.

GRAHAM, Wendy J., et al. Measuring maternal mortality: an overview of opportunities and options for developing countries. **BMC medicine**, 2008, 6.1: 12.

GRANER S, MOGREN I, DUONG le Q, KRANTZ G, KLINGBERG-ALLVIN M. Maternal health care professionals' perspectives on the provision and use of antenatal and delivery care: a qualitative descriptive study in rural Vietnam. **BMC Public Health**. 2010.

GROTE, N. K. et al. A meta-analysis of depression during pregnancy and the risk of preterm birth, low birth weight, and intrauterine growth restriction. **Arch Gen Psychiatry**, v. 67, n. 10, p. 1012-24, Oct 2010. ISSN 1538-3636 (Electronic)

GUANAIS FC. The Combined Effects of the Expansion of Primary Health Care and Conditional Cash Transfers on Infant Mortality in Brazil, 1998-2010. **Am J Public Health** 2013.

GÜLMEZOĞLU, A. M., LAWRIE, T. A., HEZELGRAVE, N., OLADAPO, O. T., SOUZA, J. P., GIELEN, M., HOFMEYER, G. J. **Interventions to Reduce Maternal and Newborn Morbidity and Mortality**. Reproductive, Maternal, Newborn, and Child Health: Disease Control Priorities, Third Edition (Volume 2). 2016. The International Bank for Reconstruction and Development/The World Bank. http://doi.org/10.1596/978-1-4648-0348-2_CH7

HERNÁNDEZ B, RAMÍREZ D, MORENO H, LAIRD N. Evaluación del impacto de Oportunidades en la mortalidad materna e infantil. In: **Evaluación externa de impacto del Programa Oportunidades** 2003. 2005.

HOJ, L., DA SILVA, D., HEDEGAARD, K., SANDSTROM, A., & AABY, P. Factors associated with maternal mortality in rural Guinea-Bissau. A longitudinal population-based study. *Bjog-na*. **International Journal of Obstetrics and Gynaecology**, 109(7), 792–799.2002.

HOYERT, D. L., DANIEL, I., & TULLY, P. Maternal mortality, United States and Canada, 1982-1997. **Birth**, 27(1), 4–11.200. Retrieved from <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/10865554>

IFPRI. **The Impact of Bolsa Família on Child, Maternal, and Household Welfare**. IFRPI, Washington: 2012. ILO (International Labour Office). Bolsa Familia in Brazil:

Context, concept and impacts. Geneva: ILO; 2009. Disponível em: http://www.ilo.org/public/libdoc/jobcrisis/download/109B09_28_engl.

ILO (International Labour Office). **Bolsa Família in Brazil: Context, concept and impacts.** Geneva: ILO; 2009. Disponível em: http://www.ilo.org/public/libdoc/jobcrisis/download/109B09_28_engl.

JAIME, Patricia Constante, et al. "V. Desnutrição em crianças de até cinco anos beneficiárias do programa bolsa família: análise transversal e painel longitudinal de 2008 a 2012." **Cadernos de Estudos.** 48.2014

JACOBSON, B., L. LADFORS, AND I. MILSOM, Advanced maternal age and adverse perinatal outcome. **Obstetrics and Gynecology.**104: p. 727-33. 2004.

JANNUZZI, P. DE M. Pobreza, Desigualdade e Mudança Social: trajetória no Brasil recente (1992 a 2014). **Revista de Estudos e Pesquisas sobre as Américas**, v. 10, n. 3, p. 1–29, 2016.

JEWKES, R. K., DUNKLE, K., NDUNA, M., & SHAI, N. Intimate partner violence, relationship power inequity, and incidence of HIV infection in young women in South Africa: a cohort study. **The Lancet**, 376(9734), 41–48. 2010.

JONES, C. P. Levels of racism: a theoretic framework and a gardener's tale. **American Journal of Public Health**, v. 90, n. 8, p. 1212–5, ago. 2000.

KALE, Pauline Lorena; COSTA, Antonio Jose Leal. Maternal deaths in the city of Rio de Janeiro, Brazil, 2000–2003. **Journal of health, population, and nutrition**, v. 27, n. 6, p. 794, 2009.

KALIM N, ANWAR I, KHAN J, BLUM LS, MORAN AC, BOTLERO R, KOBLINSKY M. Postpartum haemorrhage and eclampsia: differences in knowledge and care-seeking behaviour in two districts of Bangladesh. **J Health Popul Nutr.** 27: 156-69. 2009.

KAMILYA G, SEAL SL, MUKHERJI J, BHATTACHARYYA SK, HAZRA A. Maternal mortality and cesarean delivery: an analytical observational study. *The journal of obstetrics and gynaecology research* 2010; **36**(2): 248-53.

KASSEBAUM N.J., BERTOZZI-VILLA A., COGGESHALL M.S., SHACKELFORD K.A., STEINER C., HEUTON K.R., ...LOZANO R. Global, regional, and national levels and causes of maternal mortality during 1990-2013: A systematic analysis for the global burden of disease study 2015. **The Lancet.** 388(10053):1775–1812, 2016.

KEAG, Oonagh E.; NORMAN, Jane E.; STOCK, Sarah J. Long-term risks and benefits associated with cesarean delivery for mother, baby, and subsequent pregnancies: Systematic review and meta-analysis. **PLoS medicine**,15.1.2018

KESTERTON AJ, CLELAND J, SLOGGETT A, RONSMANS C. Institutional delivery in rural India: the relative importance of accessibility and economic status. **BMC Pregnancy Childbirth**; 10: 30. 2010.

KHANDKER, SHAHIDUR, GAYATRI B. KOOLWAL, AND HUSSAIN SAMAD. **Handbook on impact evaluation: quantitative methods and practices.** The World Bank, 2009. <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/2693>

KOUM, K., et al., Maternal death cases in the top referral hospital in Cambodia. **J. Obstet. Gynaecol. Res.** 28(1): p. 13-18, 2002.

KUSUMA, D, et al. "Can cash transfers improve determinants of maternal mortality? Evidence from the household and community programs in Indonesia." **Social science & medicine** 163:10-20, 2016.

LANDON MB, HAUTH JC, LEVENO KJ Et al. Maternal and perinatal outcomes associated with a trial of labor after prior cesarean delivery. **N Engl J Med**, 2004.

LAGARDE M, HAINES A, PALMER N. The impact of conditional cash transfers on health outcomes and use of health services in low and middle income countries. **Cochrane Database of Systematic Reviews.** (Issue 4) No. CD008137, 2009

LAURENTI, R., 1989. Morbidade e mortalidade materna no Brasil. In: *Seminário Nacional de Morbi-mortalidade Materna* Itapeverica da Serra: Ministério da Saúde.

LAURENTI, R.; BUCHALLA, C. M.; LÓLIO, C. A.; SANTO, A. H. & JORGE, M. H. P. M., 1990. Mortalidade de mulheres em idade fértil no Município de São Paulo (Brasil), 1986: II. Mortes por causas maternas. *Revista de Saúde Pública*, 24:128-133.

LAURENTI, Ruy; JORGE, Maria Helena Prado de Mello; GOTLIEB, Sabina Léa Davidson. A mortalidade materna nas capitais brasileiras: algumas características e estimativa de um fator de ajuste. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, 7.4: 449-460, 2004.

LAVINAS, L.; COBO, B.; VEIGA, A. Bolsa Família: impacto das transferências de renda sobre a autonomia das mulheres e as relações de gênero. *Revista Latino-Americana de População*, n. 10, p. 31-54, 2012

LEAL, Maria do Carmo et al. Saúde reprodutiva, materna, neonatal e infantil nos 30 anos do Sistema Único de Saúde (SUS). **Ciênc. saúde coletiva**, Rio de Janeiro , v. 23, n. 6, p. 1915-1928, June 2018

LEAL, Maria do Carmo et al . Avanços na assistência ao parto no Brasil: resultados preliminares de dois estudos avaliativos. **Cad. Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 35, n. 7, e00223018, 2019 .

LEAL, M. DO C. et al. A cor da dor: iniquidades raciais na atenção pré-natal e ao parto no Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 33, n. suppl 1, p. e00078816, 2017.

LEAL, M. DO C.; GAMA, S. G. N. DA; CUNHA, C. B. DA. Desigualdades raciais, sociodemográficas e na assistência ao pré-natal e ao parto, 1999-2001. **Revista de Saúde Pública**, v. 39, n. 1, p. 100–107, jan. 2005

LIM, S. S., DANDONA L, HOISINGTON JA, JAMES SL, HOGAN MC, GAKIDOU E. India's Janani Suraksha Yojana, a conditional cash transfer programme to increase births in health facilities: an impact evaluation. **The Lancet**. 2010;

LEE D, LEMIEUX T. "Regression Discontinuity Designs in Economics". **Journal of Economic Literature** 2010; 48:281-355. LEVY D, Ohls J. Evaluation of Jamaica's PATH conditional cash transfer programme. *Journal of Development Effectiveness*, 2: 421-41, 2010.

LINDERT K. **Brazil: Bolsa Família Program – Scaling-up cash transfers for the poor.** Em: Sourcebook on Emerging Good Practice. Washington: MFDR; 2006. p.67-74. Disponível em: <http://www.mfdr.org/sourcebook/1stEdition/6-1Brazil-BolsaFamilia.pdf> Acesso 13/06/2013.

LINDERT K, LINDER A, HOBBS J, BRIERE B. **The Nuts and Bolts of Brazil's Bolsa Família Program: Implementing Conditional Cash Transfers in a Decentralized Context.** Discussion Paper n.0709. Brasília:WB;2013. Disponível em: <http://siteresources.worldbank.org/INTLACREGTOPLABSOCPRO/Resources/BRBolsaFamiliaDiscussionPaper>

LITTLETON, H. L. et al. Psychosocial stress during pregnancy and perinatal outcomes: a meta-analytic review. **J Psychosom Obstet Gynaecol**, v. 31, n. 4, p. 219-28, Dec 2010. ISSN 1743-8942 (Electronic)

LIU S, LISTON RM, JOSEPH KS, HEAMAN M, SAUVE R, KRAMER MS. Maternal mortality and severe morbidity associated with low-risk planned cesarean delivery versus planned vaginal delivery at term. *CMAJ : Canadian Medical Association journal = journal de l'Association medicale canadienne* 2007; **176**(4): 455-60.

LOPES, F.; BUCHALLA, C. M.; AYRES, J. R. DE C. M. Mulheres negras e não-negras e vulnerabilidade ao HIV/Aids no estado de São Paulo, Brasil. **Revista de Saúde Pública**, v.41, p. 39-46, dez. 2007.

LUMBIGANON, P., LAOPAIBOON, M., GÜLMEZOGLU, A.M., et al., 2010. Method of delivery and pregnancy outcomes in Asia: the WHO global survey on maternal and perinatal health 2007-08. *Lancet* 375, 490-499.

MALTA, Deborah Carvalho et al. Lista de causas de mortes evitáveis por intervenções do Sistema Único de Saúde do Brasil. 2007.

MALTA, Deborah Carvalho, et al. Medidas de austeridade fiscal comprometem metas de controle de doenças não transmissíveis no Brasil. **Ciência & Saúde Coletiva**, 2018, 23: 3115-3122.

MARSTON, C., CLELAND, J. **The effects of contraception on obstetric outcomes.** Department of Reproductive Health and Research, WHO: Geneva. 2004

MARTINELLI, Katrini Guidolini, et al. Access to prenatal care: inequalities in a region with high maternal mortality in southeastern Brazil. **Ciencia & saude coletiva**, 2016, 21: 1647-1658.

MARTINS, A. L. Mortalidade materna de mulheres negras no Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 22, n. 11, p. 2473–2479, nov. 2006.

MARTINS, Alaerte Leandro. **Diferenciais raciais nos perfis e indicadores de mortalidade materna para o Brasil**. Anais, 1-23, 2016.

MCCARTHY, J. and D. MAINE, A Framework for Analyzing the Determinants of Maternal Mortality. **Studies in Family Planning**. 23(1): p. 23-33.1992.

MELO, M. C. O. L. (2012). Mulheres gerentes entre o empoderamento e o teto de vidro. In Freitas, M. E. de & Dantas, M. (Org.) *Diversidade sexual e trabalho*. (pp. 1 - 384). São Paulo: CNL – Cengage/Nacional.

MILLER, Suellen, et al. Beyond too little, too late and too much, too soon: a pathway towards evidence-based, respectful maternity care worldwide. **The Lancet**, 388.10056: 2176-2192. 2016.

MOLINA MILLAN, Teresa, et al. **Long-term Impacts of Conditional Cash Transfers: Review of the Evidence**. HAL, 2018

MOLINA G, ESQUIVEL MM, URIBE-LEITZ T, et al. Avoidable maternal and neonatal deaths associated with improving access to caesarean delivery in countries with low caesarean delivery rates: an ecological modelling analysis. **The Lancet**. 2015;385:33.

MORGAN, L. et al. Financial incentives and maternal health: Where do we go from here? **Journal of Health, Population and Nutrition**, v. 31, n. 4 SUPPL.2, p. S8-S22, 2013. ISSN 16060997 (ISSN).

MORSE, Marcia Lait et al . Mortalidade materna no Brasil: o que mostra a produção científica nos últimos 30 anos?. **Cad. Saúde Pública**, Rio de Janeiro , v. 27, n. 4, p. 623-638, Apr. 2011 .

MORRIS SS, Flores R, OLINTO P, MEDINA JM. Monetary incentives in primary health care and effects on use and coverage of preventive health care interventions in rural Honduras: Cluster randomised trial. **Lancet**. 2004;

MCCARTHY J, MAINE D. A Framework for Analyzing the Determinants of Maternal Mortality. **Stud Fam Plann**. 2006;

MOURA, Escolástica Rejane Ferreira; HOLANDA JR., Francisco and RODRIGUES, Maria Socorro Pereira. Avaliação da assistência pré-natal oferecida em uma microrregião de saúde do Ceará, Brasil. **Cad. Saúde Pública** [online]. 2003

MUMTAZ, Z., SALWAY, S., BHATTI, A., SHANNER, L., ZAMAN, S., LAING, L., & ELLISON, G. T. H. Improving maternal health in Pakistan: Toward a deeper understanding of the social determinants of poor women's access to maternal health services. **American Journal of Public Health**, 104(SUPPL. 1). 2014.

MUNIRO, Zainab et al. Grand multiparity as a predictor of adverse pregnancy outcome among women who delivered at a tertiary hospital in Northern Tanzania. **BMC pregnancy and childbirth**, v. 19, n. 1, p. 222, 2019.

NAKAMURA-PEREIRA, Marcos et al. Use of Robson classification to assess cesarean section rate in Brazil: the role of source of payment for childbirth. **Reproductive health**, v. 13, n. 3, p. 128, 2016.

NOVELLINO, Maria Salet Ferreira. Os estudos sobre feminização da pobreza e políticas públicas para mulheres. **Anais**, p. 1-12, 2016.

OLIVEIRA, L.; SOARES, S. “Efeito preguiça” em programas de transferência de renda? In: CAMPELLO, T.; NERI, M. (Org.). Programa Bolsa Família: uma década de inclusão e cidadania. Brasília: Ipea, 2013

OMOLE-OHONSI, A.; ASHIMI, A. O. Grand multiparity: obstetric performance in Aminu Kano teaching hospital, Kano, Nigeria. **Nigerian journal of clinical practice**, v. 14, n. 1, 2011.

OKONTA, P., et al., Exploring the causes of and risk factors for maternal deaths in a rural Nigerian referral hospital. **Journal of Obstetrics and Gynaecology**, 22(6): p. 626-30.2002.

OPS (Organización Panamericana de la Salud)/OMS (Organización Mundial de la Salud), 1996. *Evaluación del Plan de Acción Regional para la Reducción de la Mortalidad Materna en las Américas 1990-1994*. Washington, DC: OPS/Geneva: OMS.

PAES DE BARROS, R.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**Ipea. [s.l: s.n.]. Disponível em: <<http://www.memoria.nemesis.org.br/index.php/ppe/article/view/1160>>.

PACAGNELLA, R. C., CECATTI, J. G., OSIS, M. J., SOUZA, J. P., CARVALHO, R., Maria, P., & OSIS, J. The role of delays in severe maternal morbidity and mortality: expanding the conceptual. **Reproductive Health Matters Reproductive Health Matters**, 20(39), 155–163. 2012

PAES-SOUSA R, SANTOS LMP, MIAZAKI ÉS. Effects of a conditional cash transfer programme on child nutrition in Brazil. **Bull World Health Organ**; 89: 496–503. 2011

PASSOS, Luana. Gênero: dimensão contemplada no Bolsa Família?. **Textos & Contextos (Porto Alegre)**, v. 16, n. 1, p. 83-99, 2017.

PAIXÃO, Enny S. et al. Dengue during pregnancy and adverse fetal outcomes: a systematic review and meta-analysis. **The Lancet infectious diseases**, v. 16, n. 7, p. 857-865, 2016.

PAIVA, Luis Henrique ; SOUSA, Marconi Fernandes de; NUNES, Hugo Miguel Pedro. TD 2567 - A Focalização do Programa Bolsa Família (PBF) no Período 2012-2018, a

- Partir dos Dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua). **IPEA**. Rio de Janeiro, junho de 2020
- PANDEY, J. K. (2013). Women empowerment through self help group: A theoretical perspective. *Golden Research Thoughts*, 2(8), 1-4.
- PATHAK PK, SINGH A, SUBRAMANIAN SV. Economic inequalities in maternal health care: prenatal care and skilled birth attendance in India, 1992-2006. **PLoS One**. 5: e13593 . 2010
- PAXTON, Anne, et al. The evidence for emergency obstetric care. **International Journal of Gynecology & Obstetrics**, 88.2: 181-193.2005
- PONCE J, BEDI AS. The impact of a cash transfer program on cognitive achievement: The Bono de Desarrollo Humano of Ecuador. **Economics of Education Review**; 29: 116–25. 2010
- POWELL-JACKSON, Timothy; HANSON, Kara. Financial incentives for maternal health: impact of a national programme in Nepal. **Journal of health economics**. 31.1: 271-284.2012.
- RAMIRES de JESUS G, RAMIRES DE JESUS N, PEIXOTO-FILHO FM, LOBATO G. Caesarean rates in Brazil: What is involved? *BJOG*. 2015;122(5):606–9.
- RANDIVE, B. et al, India's Conditional Cash Transfer Programme (the JSY) to Promote Institutional Birth: Is There an Association between Institutional Birth Proportion and Maternal Mortality? **PLoSOne**. 2013.
- RASELLA,D., AQUINO, R., SANTOS, C.A., PAES-SOUSA, R., BARRETO, M.L. Effect of a conditional cash transfer programme on childhood mortality: a nationwide analysis of Brazilian municipalities. **The Lancet**. 382: 57–64. 2013
- REIS, L. G. C.; PEPE, V. L. E.; CAETANO, R. Maternidade segura no Brasil: o longo percurso para a efetivação de um direito. **Physis Revista de Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, v. 21, n. 3, p. 1139-1159, 2011.
- REQUEJO, J. et al. Born too soon: care during pregnancy and childbirth to reduce preterm deliveries and improve health outcomes of the preterm baby. **Reprod Health**, v. 10 Suppl 1, p. S4, 2013.
- RIQUINHO DL, CORREIA SG. Mortalidade materna: perfil sócio-demográfico e causal. **Rev Bras Enferm**. 59(3):303-7. 2006.
- RODRIGUES, A.V; SIQUEIRA, A. A. F. Uma análise da implementação dos comitês de estudos de morte materna no Brasil: um estudo de caso do Comitê do Estado de São Paulo. **Caderno de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 19, n. 1, p. 183-189, jan-fev, 2003. Disponível em: <https://dx.doi.org/10.1590/S0102-311X2003000100020>. Acesso em 08 de agosto de 2017

RORTVEIT G, DALTVEIT A, Hannestad Y et al. Urinary incontinence after vaginal delivery or cesarean section. **N Engl J Med**;348:900-7.2003.

RONSMANS, C., & GRAHAM, W. J. Maternal survival 1: maternal mortality: who, when, where, and why. **The Lancet**, 368(9542),2006.

RONSMANS, C., et al., Maternal mortality and access to obstetric services in West Africa. **Tropical Medicine & International Health**, 8(10): p. 940-948.2003.

SAGI – MDS (Secretaria de Avaliação e Gestão da Informação - MDS). **Avaliação e Gestão da Informação**. Disponível em: <http://aplicacoes.mds.gov.br/sagi/FerramentasSAGI/index.php?group=1>.

SANTOS, L. M. P. et al. **The Brazilian experience with conditional cash transfers cash transfers: A successful way to reduce inequity and to improve health** World Conference on Social Determinants of Health. Rio de Janeiro, Brazil: World Health Organization 2011.

SANTOS, Deivid Ramos dos, et al. Mortalidade materna na população indígena e não indígena no Pará: contribuição para a vigilância de óbitos. **Escola Anna Nery**, 2017, 21.4.

SAY, L. et al. Global causes of maternal death: a WHO systematic analysis. **Lancet Glob Health** 2014

SHEI, A. Brazil's Conditional Cash Transfer Program Associated With Declines In Infant Mortality Rates. **Health Aff (Millwood)**32: 1274–81. 2013.

SHECHTER, Yael et al. Obstetric complications in grand and great grand multiparous women. **The Journal of Maternal-Fetal & Neonatal Medicine**, v. 23, n. 10, p. 1211-1217, 2010.

SIQUEIRA AAF, RODRIGUES AV. Uma análise da implantação dos Comitês de Estudos de Morte Materna no Brasil: um estudo de caso do Comitê do Estado de São Paulo. **Cad Saúde Pública** 2003; 19: 183-9.

SOBHY S, ARROYO-MANZANO D, MURUGESU N, et al. Maternal and perinatal mortality and complications associated with caesarean section in low-income and middle-income countries: a systematic review and meta-analysis. **The Lancet** 2019; **393**(10184): 1973-82.

SOARES, V. M. N.; SCHOR, N.; TAVARES, C. M. Vidas arriscadas: uma reflexão sobre a relação entre o número de gestações e mortalidade materna. **Journal of Human Growth and Development**, v. 18, n. 3, p. 254, 2008.

SOARES, F.V., RIBAS, R.P., OSÓRIO, R.G. **Avaliando o impacto do Programa Bolsa Família, uma comparação com programas de transferência condicionada de renda de outros países**. Brasília: International Poverty Centre; 2007.

SOARES, S., RIBAS, R.P., SOARES, F.V. **Focalização e cobertura do Programa Bolsa-Família: qual o significado dos 11 milhões de famílias?** Texto para discussão nº1396. Rio de Janeiro: IPEA; 2009

SOUZA, J. P. A mortalidade materna e os novos objetivos de desenvolvimento sustentável (2016-2030). **Rev Bras Ginecol Obstet**, 37(12), 549-551.2015

SOUZA, J.P. . Mortalidade materna e desenvolvimento: a transição obstétrica no Brasil. **Revista Brasileira de Ginecologia e Obstetricia**, v. 35, n. 12, p. 533-535, 2013.

SOUZA JP, TUNÇALP Ö, VOGEL JP, BOHREN M, WIDMER M, OLADAPO OT, et al. Obstetric transition: the pathway towards ending preventable maternal deaths. **BJOG: An International Journal of Obstetrics & Gynaecology** 2014;121(Suppl. 1):1–4.

SOSA-RUBÍ SG, WALKER D, SERVÁN E, BAUTISTA-ARREDONDO S. Learning effect of a conditional cash transfer programme on poor rural women's selection of delivery care in Mexico. **Health Policy Plan**. 2011;

STÖCKL, H., DEVRIES, K., ROTSTEIN, A., ABRAHAMS, N., CAMPBELL, J., WATTS, C., & MORENO, C. G. The global prevalence of intimate partner homicide: a systematic review. **The Lancet**, 382(9895), 859–865. 2013.

SZWARCWALD, Celia Landmann, et al. Estimação da razão de mortalidade materna no Brasil, 2008-2011. **Cad. Saúde Pública** [online]. 2014, vol.30, suppl.1, pp. S71-S83. ISSN 0102-311X. UN (United Nations). The Millennium Development Goals Report. New York, 2014.

TAKEMOTO MLS, MENEZES MDO, ANDREUCCI CB, NAKAMURA-PEREIRA M, AMORIM MM, KATZ L, KNOBEL R. The tragedy of COVID-19 in Brazil: 124 maternal deaths and counting. **Int J Gynecol Obstet**. 2020; 151: 154-6. doi:10.1002/ijgo.13300.<https://doi.org/10.1002/ijgo.13300>

THADDEUS, S. and D. MAINE, Too far to walk: maternal mortality in context. **Soc Sci Med**, 38(8): p. 1091 - 1110.1994.

TEIXEIRA NZF, PEREIRA WR, BARBOSA DA, VIANNA LAC. Mortalidade materna e sua interface com a raça em Mato Grosso. **Rev Bras Saúde Mater Infant**.12(1):27-35.2012.

TOWNSEND, P. **Conceptualising Poverty**. Dynamics of Deprivation, Aldershot: Gower, 1987.

TUCKER, Myra J., et al. The Black–White disparity in pregnancy-related mortality from 5 conditions: differences in prevalence and case-fatality rates. **American journal of public health**, 97.2: 247-251, 2007.

UNU-WIDER. **The growth-employment-poverty nexus in Latin America in the 2000s: Mexico country study**. [s.l.: s.n.]. Disponível em: <<https://www.wider.unu.edu/sites/default/files/wp2015->

079.pdf%5Cnhttp://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&db=eoh&AN=1550077&lang=es&site=ehost-live&scope=site>.

UNITED NATIONS. **The Millennium Development Goals Report**. 2014. Disponível em <http://www.un.org/millenniumgoals/2014%20MDG%20report/MDG%202014%20English%20web.pdf> >. Acesso em: 07 set. 2016.

VADNAIS, Mary; SACHS, Benjamin. Maternal mortality with cesarean delivery: a literature review. In: **Seminars in perinatology**. WB Saunders. p. 242-246. 2006

VENTURA, Miriam. A mortalidade materna: a persistente violação do direito de proteção da vida e autonomia feminina. **Revista Bioética**, v. 16, n. 2, p. 217-228, 2008.

VICTORA, C. G. et. al. Maternal and child health in Brasil: progress and challenges. Series Health in Brasil 2. **The Lancet**, 2011.

VILLAR J, VALLADARES E, WOJDYLA D, et al. Caesarean delivery rates and pregnancy outcomes: the 2005 WHO global survey on maternal and perinatal health in Latin America. *Lancet* 2006; **367**: 1819–29.

VILDA, Dovile, et al. **Income inequality and racial disparities in pregnancy-related mortality in the US**. *SSM-population health*, 9: 100477. 2019.

VIELLAS EF, Domingues RMSM, Dias MAB, Gama SGN, Theme Filha MM, Costa JV, Bastos MH, Leal MC. Assistência pré-natal no Brasil. **Cad Saude Publica**. 30(Supl. 1):S85-S100. 2014

VIKRAM K, SHARMA AK, KANNAN AT. Beneficiary level factors influencing Janani Suraksha Yojana utilization in urban slum population of trans-Yamuna area of Delhi. **Indian J Med Res**. 2013.

WB (World Bank). **Conditional cash transfer**. A World Bank Policy Research Report. Washington:

WEHBY, G. L.; LOPEZ-CAMELO, J. S. Maternal Education Gradients in Infant Health in Four South American Countries. **Matern Child Health J**, v. 21, n. 11, p. 2122-2131, Nov 2017. ISSN 1092-7875.

WERNECK, J. Racismo institucional e saúde da população negra. **Saúde e Sociedade**, v. 25, n. 3, p. 535–549, set. 2016.

WHO, **Mother-Baby-Package**. 1996, Geneva: Maternal Health and Safe Motherhood Programme

WHO, UNFPA, World Bank . 2016. **Trends in maternal mortality: 1990 to 2015**. https://data.worldbank.org/indicator/SH.STA.MMRT?name_desc=true. Trends in maternal mortality: 1990 to 2015. 2016. Retrieved from. [Google Scholar]

WHO | **Maternal mortality**. Acesso em janeiro 2020, from <http://www.who.int/mediacentre/factsheets/fs348/en/>

WHO. Strategies toward ending preventable maternal mortality (EPMM). 2015

WHO, **Mother-Baby-Package. 1996**, Geneva: Maternal Health and Safe Motherhood Programme

WHO, UNFPA, World Bank . 2016. **Trends in maternal mortality: 1990 to 2015**. https://data.worldbank.org/indicator/SH.STA.MMRT?name_desc=true. Trends in maternal mortality: 1990 to 2015. 2016. Retrieved from. [Google Scholar]

WHO | **Maternal mortality**. Acesso em janeiro 2020, from <http://www.who.int/mediacentre/factsheets/fs348/en/>

WHO. Strategies toward ending preventable maternal mortality (EPMM). 2015

WISE, Jacqui. Alarming global rise in caesarean births, figures show. 2018.

APÊNDICES

PROTOCOLO DO ESTUDO DE IMPACTO
(Submetido em: Plos One)

Title page

Evaluating the impact of Bolsa Familia, Brazil's conditional cash transfer programme, on maternal and child health: a study protocol

Ila R. Falcão ^{a,b}, MSc, Rita de Cássia Ribeiro-Silva ^{a,b}, MsC, Flávia Jôse Oliveira Alves ^{b,c}, PhD, Naiá Ortelan ^b, PhD, Natanael J. Silva ^b, MSc, Rosemeire L. Fiaccone ^{b,d}, PhD, Marcia Furquim de Almeida ^e, PhD, Júlia M. Pescarini ^{b,f}, MSc Cinthia Soares Lisboa ^{b,h}, PhD, Elzo Pereira Pinto Júnior ^b, PhD, Enny S. Paixao ^{b,f}, PhD, Andrea JF Ferreira ^{b,c}, MSc, Camila Silveira Silva Teixeira ^{b,c}, MSc, Aline dos Santos Rocha ^{a,b}, MSc, Srinivasa Vittal Katikireddi ^g, PhD, Sanni M. Ali ^f, PhD, Ruth Dundas ^g, PhD, Alastair H Leyland ^g, PhD, Laura C. Rodrigues ^{b,f}, PhD, Maria Yury Ichihara ^{b,c}, MD, PhD, Mauricio L. Barreto ^{b,c}, MD, PhD

Affiliations: ^a School of Nutrition, Federal University of Bahia, Salvador, Brazil; ^b Centre for Data and Knowledge Integration for Health (CIDACS), Oswaldo Cruz Foundation, Salvador, Brazil; ^c Institute of Collective Health, Federal University of Bahia, Salvador, Bahia, Brazil; ^d Department of Statistics, Federal University of Bahia, Salvador; ^e School of Public Health, University of São Paulo, São Paulo, Brazil; ^f Department of Statistics, Federal University of Bahia, Salvador; ^g Epidemiology and Population Health, London School of Hygiene and Tropical Medicine, London, United Kingdom; ^h University of Glasgow, MRC/CSO Social and Public Health Sciences Unit, Glasgow, Scotland, ^h Feira de Santana State University.

Corresponding author

Ila Falcão, Edf. Tecnocentro, Ps 315, R. Mundo, No. 121, Trobogy, Salvador, BA, Brazil, CEP: 41745-715, [falcao.ila@gmail.com].

Short title: Impact evaluation of CCT on maternal and child health

N° of words: 2604

ABSTRACT

Background: Conditional Cash Transfer Programs have been developed in Latin America in response to poverty and marked social inequalities on the continent. In Brazil, the *Bolsa Familia* Program (PBF) was implemented to alleviate poverty and improve living conditions, health, and education for socioeconomically vulnerable populations. However, the effect of this intervention on maternal and child health is not well understood. **Methods:** We will evaluate the effect of BFP on maternal and child outcomes: 1. Birth weight; 2. Prematurity; 3. Maternal mortality; and 4. Child growth. Dynamic retrospective cohort data from the 100 Million Brazilian Cohort (2001-2015) will be linked to three different databases: Live Birth Information System (2004-2015); Mortality Information System (2011-2015); and Food and Nutritional Surveillance System (2008-2017). The definition of exposure to the Bolsa Familia varies according to the outcome studied. Those who never received the benefit until the outcome or until the end of the follow-up will be defined as not exposed. The effects of BFP on maternal and child outcomes will be estimated by propensity score-based methods. The analyses will be further stratified to reflect changes in the benefit entitlement before and after 2012. **Discussion:** Harnessing a large linked administrative cohort allows us to assess the effect of the PBF on maternal and child health, while considering a wide range of explanatory and confounding variables.

Keywords: Conditional Cash Transfer Program; Bolsa Familia Program; Propensity Score Matching; Regression Discontinuity Design; Pregnancy outcomes.

BACKGROUND

Poverty and social inequality have been identified as major social causes of poor health, requiring public policies and strategies to eradicate poverty and improve the most vulnerable populations' living and health conditions [1-3]. Despite the advances observed on maternal and child health in the last decades, the slow decline in maternal mortality and the persistence of adverse outcomes, such as prematurity, low birth weight, and child malnutrition, especially among the poorest, hinder the achievement of the Sustainable Development Goals (SDGs) [4-8]. In Brazil, the maternal mortality ratio was 59.7 per 1,000 live births in 2015 (a 57% decline in 25 years), and the national prevalence of prematurity and low birth weight were respectively 11.1%, and 8.4% [9]. Malnutrition estimates in children under five years old enrolled in the *Bolsa Família* Conditional Cash Transfer Program (CCT) showed a high prevalence of stunting (12.7%) and overweight/obesity (18.4%) in 2014 [10].

CCTs have been adopted as a strategy to promote maternal and child health [11-13]. Programs focused on combating immediate and future poverty may improve access to health, education, social assistance, employment, and income [14]. The *Bolsa Família* Program (BFP) is one of the oldest and largest CCTs in the world, with over 13.2 million beneficiary families, corresponding to 96% coverage of the country's poor households (estimates for February 2020) [15]. While Brazil was one of the pioneers in implementing the CCT in Latin America, there is still little evidence on the impact of BFP on maternal and child outcomes, especially from studies using robust methods and large-scale individual-level data with an extended period of follow-up [11, 12, 14]. Understanding the health and health equity impacts of social policies is important to inform policymaking, including decisions about ongoing investment in these schemes [12, 14, 16, 17].

The most important contribution of the proposed research will be developing robust evidence of the impact of social policies on maternal and child outcomes. The availability of a cohort with population data provides us with the possibility to assess the impact of the PBF on maternal and child outcomes, supporting more robust statistical analyses in the general population, and separately for specific subpopulations.

METHODS

Primary objective, study design, and overall population

We aim to evaluate the effect of BFP on maternal and child outcomes in the 100 Million Brazilian Cohort. It is a dynamic retrospective cohort, the population of which is derived from more than 114 million individual records from the Single Registry for Federal Government's Social Programs (CadÚnico). The cohort contains administrative records from CadÚnico and the PBF Payroll. CadÚnico identifies and characterizes low-income households and registration is required in order to receive any Federal Government's social programs, such as the *Bolsa Família* Program [18, 19]. The cohort allows us to extract socioeconomic information from the individual, the household, and data related to receiving the benefit. The detailed variables and databases to be used are shown in Table 1.

The primary objective will be achieved by linking the cohort and data from the Live Birth Information System (SINASC) (2004-2015); the Mortality Information System (SIM) (2011-2015); and the Food and Nutrition Surveillance System (SISVAN) (2008-2017). We will use CIDACS-RL to link the databases. The linkage will consist of two

stages. The first will be a deterministic linkage, and the second will be based on the similarity index [20]. The CIDACS-RL is a tool for linking individual records based on identifiers: name, gender, age or date of birth, mother's name, and the municipality of residence [21]. All linking procedures will be performed at CIDACS (Center for Data Integration and Knowledge for Health, Fiocruz) [22] in a strict data protection environment and complying with ethical and legal standards [23].

The *Bolsa Família* Program

We describe the policy in accordance with the TIDieR-PHP reporting guideline [24]. The BFP was implemented from a national decree in 2004, with eligibility criteria (poverty and extreme poverty cutoff points) and incorporation of benefits that varied over time [25-29]. The cut-off points and the eligibility criteria are shown in Table 2. The selection of households eligible for the PBF occurs through enrollment in the CadÚnico [26]. Households served by the PBF receive a monthly cash benefit through a withdrawal card issued by the Caixa Econômica Federal [30].

The PBF is equipped with fraud prevention control mechanisms, with public access to beneficiaries' individual data over the internet and semiannual comparison of CadÚnico's enrolled data with other databases [20]. The suspension of households from PBF can occur due to failure to update the registration information, no longer fitting the profile (eligibility criteria), and noncompliance with conditionalities [30]. The program's conditionalities are geared to participation in education, health, and social assistance. In the field of health, conditionalities include actions, such as immunization, prenatal care, and child growth monitoring [26].

Logic models

We created a logic model to describe the hypothesised mechanisms through which the PBF might affect maternal and child outcomes (Figure 1). The socioeconomic characteristics can influence both the receipt of the benefit and maternal and child health outcomes [31-38]. Characteristics of particular relevance include targeting monetary resources preferentially to women and the fulfillment of conditionalities. The PBF increases women's decision-making power [39], has the potential to transform women into heads of households with responsibility for directing the money received. The transfer of income to women can have a more immediate effect on maternal and child health outcomes, with female empowerment, the allocation of money for the purchase of food, and the use of health services [40-46].

On the other hand, BFP also requires the fulfillment of conditionalities, using services during pregnancy, puerperium, and early childhood [26]. Using health services is an important determinant of maternal and child outcomes [4, 47-54] because it can have an immediate effect on these outcomes, with immunization, nutritional counseling and preventive behaviors during prenatal care, monitoring of comorbidities, and connected to the place of birth [47, 55-57]. The reduction of adverse maternal and child outcomes depends on joint efforts that ensure access to quality health services and lower social inequalities [12, 16, 17, 33, 38, 58].

Secondary objectives, study population, definition of exposure, and outcomes

The definitions of outcomes, study populations, and exposure to PBF will be presented separately, according to the objectives:

- assess the effect of PBF on birth weight, small and large for gestational age (SGA/LGA) and prematurity
- evaluate the effect of PBF on maternal mortality
- assess the effect of PBF on child malnutrition.

i) Birth weight, SGA, LGA, and Prematurity

Study population

The study will include baseline data from the “100 Million Brazilian Cohort” linked to SINASC (Table 1). The study population will consist of the first live birth of women registered in the cohort baseline, from 2004 to 2015, with ages ranging from 10 to 49 years.

Multiple births and newborns with congenital anomalies will be excluded to avoid bias, as these conditions are known to be strongly associated with low birth weight [52, 59-61]). Fetal viability criteria will be applied [62-65]). Newborns with a birth weight below 500g and born before 22 gestational weeks will be excluded. The inclusion of the first live birth is a strategy to capture the effect of receiving the PBF during the first pregnancy. Analyses will also be performed for the second and third child. Ordering the live births will allow us to select/extract the population of interest and obtain previous birth information such as inter-birth interval, low birth weight, and prematurity.

Exposure to PBF

The exposure is defined as having: a) started receiving BF before the birth of their child in the 2004-2015 period (or 2011-2015 for SGA and LGA) and did not stop receiving from pregnancy to delivery and; b) received BF at least in the estimated time of pregnancy. Live births of women who did not receive the benefit at any time until delivery will be considered as not exposed.

Outcomes

Birth weight will be considered as (1) birth weight, in grams (continuous variable), and (2) birth weight categorized into very low, low, normal and high (see Table 3) [66].

Small for Gestational Age will be defined as birth weight according to gestational age and gender below the 10th percentile; Adequate for Gestational Age, between the 10th and 90th percentiles; and Large for Gestational Age, above the 90th percentile [66, 67]. Categories will also be explored, including weight extremes for gestational age (Table 3).

Prematurity will be defined as 1. premature birth (<37 gestational weeks) vs. non-premature (≥37 gestational weeks); and stratified (Table 3), according to the degree of severity [66]. Live births from 2011 onwards will be considered for prematurity, SGA, and LGA outcomes, using the variable “gestational age in full weeks”.

ii) Maternal mortality

Study population

The study will include data from 100 Million Brazilian Cohort linked to SINASC and SIM. The study population will consist of women of reproductive age (10-49 years) according the surveillance criteria in Brazil, registered in the cohort baseline, in their last pregnancy in the 2004-2015 period.

Exposure to PBF

The exposure analysis will consider beneficiaries women with records of children born alive who started receiving the PBF before or during pregnancy and did not stop receiving the benefit before the outcome or until the end of the puerperal period (42 days after delivery). Women who have not received the benefit at any time until childbirth or the puerperium will be considered as not exposed.

Outcome

Maternal death will be defined as the death of women during pregnancy or up to 42 days after the end of pregnancy, due to any cause related to or aggravated by the pregnancy, but not due to accidental or incidental causes. We will evaluate the follow outcome according the International Classification of Diseases – ICD-10: ICD-10 “XV” codes will be considered (Pregnancy, childbirth and the puerperium (O00-O99) to compose cases of maternal death, except for deaths after 42 days, “O96” and “O97”; and other ICD-10 chapters (A34, F53, M83.0, B20 to B24, D39.2, and E23.0) [68].

iii) Child malnutrition

Study population

The study will include data from 100 Million Brazilian Cohort linked to SISVAN and SINASC. The study population will consist of children aged 0 to 5 years registered in the cohort baseline from 2004 to 2015. Anthropometric information from the last visit in the 2008-2017 period will be used. We will also stratify our analysis by two time periods (2004-2011 and 2012-2017), to investigate the effect of different levels of benefit for pregnant women and nursing mothers in 2012 [27].

Definition of exposure

Exposure in the studied population will consist of children who started and did not stop receiving the PBF before the last visit (2008-2017) to answer the objective of interest. Those not exposed will be the ones who have not received the benefit at any time until the date of the child’s last visit.

Outcome

Nutritional status in children will be computed according to the WHO growth references and cutoff points for standardized height-for-age z-score (HAZ), weight-for-

age z-score (WAZ), and weight-for-height z-score (WHZ) [69]. Anthropometric indices will be considered as continuous and categorized measures (Table 3).

Statistical analysis

The effect of PBF on birth weight, prematurity, maternal mortality, and child growth will be estimated based on propensity score-based methods (PS). The PS can be characterized as the conditional probability of receiving the treatment (to be a PBF beneficiary or not), given its observable characteristics [70]. These methods are different from the others in that they avoid multidimensionality and can be implemented using a control variable, which is the propensity score itself [71].

First, the missing data patterns will be evaluated for the variables considered in the calculation of the PS. Depending on these analyses, the PS calculation can be performed only with complete data or including the missing data as a category in each variable. The PS will be estimated using a model with baseline variables related to receipt of BF: year of entry, region and urban/rural residence, schooling, ethnicity/skin color, electricity, water supply, sanitary sewage, garbage collection and household density.

The models will be weighted by the Inverse Probability Treatment Weighting (IPTW) and the Kernel Weighting methods. Finally, the Average Treatment Effect on Treated (ATT) will be calculated using linear and non-linear models, depending on the analyzed outcome [72-74].

Robustness analysis for propensity score-based methods

As it is a dynamic cohort, analyses will be considered according to the treatment exposure time. Supplementary analyses will also be carried out with subpopulations with similar lengths of time since entering the cohort to balance the time until the outcome between recipients and controls. Also, analyses will be carried out for municipalities with a higher quality of information from vital statistics and according to the quantiles of coverage of the Family Health Strategy and the decentralized (municipal) management index of the *Bolsa Família* (IGD); and for subpopulations of maternal reproductive age (15-49 years or 10-49 years) [76,77] and prenatal care follow-up.

Ethical considerations

The Research Ethics Committee of the Institute of Collective Health, Federal University of Bahia (ICS-UFBA), approved the studies involved in this protocol under Opinion N^o CAAE: 41695415.0.0000.5030 on May 30, 2017.

The linkage of the databases will be carried out in a secure environment, following a strict internal information security procedure to ensure data privacy and confidentiality [22]. A non-identified database will be used for the analyses, which can only be accessed by previously authorized researchers, and all steps after obtaining the data will be carried out following the CIDACS information security culture.

DISCUSSION

This study will use quasi-experimental approaches to assess the PBF conditional cash transfer program's impact on maternal and child health outcomes in a large sample of poor and impoverished Brazilian households. The PBF might be expected to result in positive impacts in all conditions related to difficulties in accessing health, education, social assistance, employment, and income, thus, improving maternal and child health conditions. The study will follow internationally recognized guidelines for conducting and disseminating the results of impact assessment studies, providing transparency in conducting data analysis, and greater comparability of results [24, 78,79].

Some limitations must be considered. Information systems can include missing data and lack relevant information on potential outcome and confounding variables, such as more specialized access and quality of prenatal or postnatal care indicators, which could allow a better understanding of the nuances of the intervention (for example, distance to the clinic or ability and training of health professionals). We will not explore the results of the PBF concerning the amount of the transfers granted. PBF is a binary variable in our study, and nuances related to the amount received and poverty levels will not be explored in this first proposal.

On the other hand, the large-scale data set will allow us to investigate comprehensively and in subpopulations the effects of PBF on maternal and child outcomes. The use of these databases will allow exploring rarer outcomes with a high level of statistical power. The databases used in this study have national coverage, low under-registration, and some have already documented reliability [59]. Thus, this study will provide a comprehensive and representative analysis of the poor and extremely poor Brazilian population and reinforce the adequacy of these bases for epidemiological investigations [59]. The availability of a cohort with socioeconomic information linked to maternal and child health data provides us with the possibility to assess the effect of the PBF on these outcomes, considering a wide range of explanatory and confounding variables, and enabling the use of methods based on propensity scores.

Dissemination of knowledge

This evaluation of BFP will provide tools and evidence to program management focused on poverty reduction and reduction of adverse outcomes related to maternal and child health. We will disseminate the data in scientific journals, reports, and policy briefings targeting policymakers and civil society.

LIST OF ABBREVIATIONS

ATT – Average Treatment Effect on Treated

CadÚnico – Single Registry for Federal Government's Social Programs

HAZ – Height-for-age z-score

IPTW – Inverse Probability of Treatment Weighting

LGA – Large for Gestational Age

PBF – Family Grant Program

PS – Propensity Score

CCT – Conditional Cash Transfer Program

RDD – Regression Discontinuity Design
SDG – Sustainable Development Goals
SGA – Small for Gestational Age
SIM – Mortality Information System
SINASC – Live Birth Information System
SISVAN – Food and Nutrition Surveillance System
WAZ – Weight-for-age z-score
WHZ – Weight-for-height z-score

DECLARATIONS

Ethics approval and consent to participate

The Research Ethics Committee of the Institute of Collective Health, Federal University of Bahia (ICS-UFBA), approved the study under Opinion N° CAAE: 41695415.0.0000.5030.

The present study will use only secondary data. The respective owners of the administrative databases used have given Cidacs custody and authorization to conduct research upon formal request, with the guarantee that all data processing takes place in a safe and private environment. All steps subsequent to obtaining the data will be carried out following the CIDACS information security protocols.

Consent for publication

Not applicable.

Availability of data and materials

All data supporting the findings presented here were obtained from the Center for Data and Knowledge Integration for Health (CIDACS). Importantly, restrictions apply to the availability of these data, licensed for exclusive use in the current study, and are thus not publicly available. Upon reasonable request and with the express permission of CIDACS, the authors are willing to make every effort to grant data availability.

Competing interests

The authors deny the existence of any competing interests.

Funding

This study was funded by MCTI / CNPq / MS / SCTIE / Decit / Bill & Melinda Gates Foundation's Grandes Desafios Brasil – *Desenvolvimento Saudável para Todas as Crianças* (Call number 47/2014). CIDACS and the 100 Million cohort received core support from the Wellcome Trust (Grant number 202912/Z/16/Z), the Health

Surveillance Secretariat, Ministry of Health, Brazil, Bahia State, Research Support Foundation of the State of Bahia (FAPESB), the Research and Project Funding Agency (FINEP), and the Secretariat of Science and Technology of the State of Bahia (SECTI). IRF received a doctoral scholarship from the Research Support Foundation of the State of Bahia (FAPESB) (Grant N° BOL2330/2016). ESP is a fellow supported by the Wellcome Trust (Grant N° 13589/Z/18/Z). SVK acknowledges funding from a NRS Senior Clinical Fellowship (SCAF/15/02). SVK and AHL also receive funding from the Medical Research Council (MC_UU_12017/13) and Scottish Government Chief Scientist Office (SPHSU13).

Authors' contributions

IRF, RCRS, FJOA, NO, NJS, RLF JMP, MFA, CSL, EPPJ, ESP, AJF, CSST and ASR conceptualized and designed the study, drafted the initial manuscript, carried out the analyses plan, and reviewed and revised the manuscript.

SVK, SMA, RD, AHL, LCR, MYI and MLB conceptualized and designed the study and critically reviewed the intellectual content of the manuscript.

All authors approved the final submitted version of this manuscript and accepted accountability for all aspects of the work.

Acknowledgements

Not Applicable.

REFERENCES

1. Marmort M: **Social determinants of health inequalities**. *Lancet* 2005, **365**:1099-1104.
2. Braveman P, Gottlieb L: **The social determinants of health: it's time to consider the causes of the causes**. *Public health reports (Washington, DC : 1974)* 2014, **129 Suppl 2**(Suppl 2):19-31.
3. Barreto ML: **Health inequalities: a global perspective**. *Ciência & Saúde Coletiva* 2017, **22**:2097-2108.
4. Glassman A, Duran D, Fleisher L, Singer D, Sturke R, Angeles G, Charles J, Emrey B, Gleason J, Mwebsa W *et al.*: **Impact of conditional cash transfers on maternal and newborn health**. *Journal of Health, Population and Nutrition* 2013, **31**(4 SUPPL.2):S48-S66.
5. Blencowe H, Krusevec J, de Onis M, Black RE, An X, Stevens GA, Borghi E, Hayashi C, Estevez D, Cegolon L *et al.*: **National, regional, and worldwide estimates of low birthweight in 2015, with trends from 2000: a systematic analysis**. *The Lancet Global Health* 2019, **7**(7):e849-e860.
6. Blencowe H, Cousens S, Oestergaard MZ, Chou D, Moller AB, Narwal R, Adler A, Vera Garcia C, Rohde S, Say L *et al.*: **National, regional, and worldwide estimates of preterm birth rates in the year 2010 with time trends since 1990 for selected countries: a systematic analysis and implications**. *Lancet* 2012, **379**(9832):2162-2172.
7. Gonçalves H, Barros FC, Buffarini R, Horta BL, Menezes AMB, Barros AJD, Domingues MR, Victora CG: **Infant nutrition and growth: trends and inequalities**

- in four population-based birth cohorts in Pelotas, Brazil, 1982–2015.** *International journal of epidemiology* 2019, **48**(Supplement_1):i80-i88.
8. Araújo TSd, Oliveira CSdM, Muniz PT, Silva-Nunes Md, Cardoso MA: **Desnutrição infantil em um dos municípios de maior risco nutricional do Brasil: estudo de base populacional na Amazônia Ocidental Brasileira.** *Revista Brasileira de Epidemiologia* 2016, **19**:554-566.
 9. Leal MdC, Szwarcwald CL, Almeida PVB, Aquino EML, Barreto ML, Barros F, Victora C: **Saúde reprodutiva, materna, neonatal e infantil nos 30 anos do Sistema Único de Saúde (SUS).** *Ciência & Saúde Coletiva* 2018, **23**:1915-1928.
 10. Silva N, Ribeiro-Silva R, Rasella D, Alves F, Campello T, Fiaccone R, & Barreto M. (2020). **Shifts towards overweight and double burden of malnutrition among socioeconomically vulnerable children: A longitudinal ecological analysis of Brazilian municipalities.** *Public Health Nutrition*, 1-21. doi:10.1017/S1368980020004735
 11. Paes-Sousa R, Santos LMP, Miazaki ES: **Effects of a conditional cash transfer programme on child nutrition in Brazil.** *Bulletin of the World Health Organization* 2011, **89**(7):496-503.
 12. Rasella D, Aquino R, Santos CAT, Paes-Sousa R, Barreto ML: **Effect of a conditional cash transfer programme on childhood mortality: A nationwide analysis of Brazilian municipalities.** *The Lancet* 2013, **382**(9886):57-64.
 13. Rivera JA, Sotres-Alvarez D, Habicht JP, Shamah T, Villalpando S: **Impact of the Mexican program for education, health, and nutrition (Progresá) on rates of growth and anemia in infants and young children: a randomized effectiveness study.** *Jama* 2004, **291**(21):2563-2570.
 14. Santos LMP, Paes-Sousa R, Miazagi E, Silva TF, Fonseca AMMd: **The Brazilian experience with conditional cash transfers: A successful way to reduce inequity and to improve health inequity and to improve health and to improve health** In: *World Conference on Social Determinants of Health*. Rio de Janeiro, Brazil: World Health Organization; 2011.
 15. **Quantidade de Famílias beneficiadas pelo Bolsa Família, Estimativa de Famílias Pobres - Censo IBGE 2010, Percentual de cobertura das Famílias beneficiárias do PBF** [<https://aplicacoes.mds.gov.br/sagi/vis/data3/data-explorerer.php#>]
 16. Boubred F, Pauly V, Romain F, Fond G, Boyer L: **The role of neighbourhood socioeconomic status in large for gestational age.** *PLoS ONE* 2020, **15**(6):e0233416.
 17. Howell EA: **Reducing Disparities in Severe Maternal Morbidity and Mortality.** *Clinical obstetrics and gynecology* 2018, **61**(2):387-399.
 18. **Cadastro Único** [<http://www.caixa.gov.br/cadastros/cadastro-unico/Paginas/default.aspx>]
 19. **Cadastro Único: O que é e para que serve.** [<http://mds.gov.br/assuntos/cadastro-unico/o-que-e-e-para-que-serve>]
 20. Ali MS, Ichihara MY, Lopes LC, Barbosa GCG, Pita R, Carreiro RP, Dos Santos DB, Ramos D, Bispo N, Raynal F *et al*: **Administrative Data Linkage in Brazil: Potentials for Health Technology Assessment.** *Front Pharmacol* 2019, **10**:984-984.
 21. Almeida D, Gorender D, Ichihara MY, Sena S, Menezes L, Barbosa GCG, Fiaccone RL, Paixão ES, Pita R, Barreto ML: **Examining the quality of record linkage process using nationwide Brazilian administrative databases to build a large birth cohort.** *BMC medical informatics and decision making* 2020, **20**(1):173.
 22. Barreto ML, Ichihara MY, Almeida BA, Barreto ME, Cabral L, Fiaccone RL, Carreiro RP, Teles CAS, Pitta R, Penna GO, *et al*.: **The centre for data and knowledge integration for health (CIDACS): Linking health and social data in Brazil.** *International Journal of Population Data Science* 2019, **4**(2):1-12.
 23. Harron K, Dibben C, Boyd J, Hjern A, Azimae M, Barreto ML, Goldstein H: **Challenges in administrative data linkage for research.** *Big data & society* 2017, **4**(2):2053951717745678.

24. Campbell M, Katikireddi SV, Hoffmann T, Armstrong R, Waters E, Craig P. **TIDieR-PHP: a reporting guideline for population health and policy interventions.** *BMJ.* 2018;361.
25. Brasil: **Decreto nº 8.232, de 30 de abril de 2014. Altera o Decreto nº 5.209, de 17 de setembro de 2004, que regulamenta o Programa Bolsa Família, e o Decreto nº 7.492, de 2 de junho de 2011, que institui o Plano Brasil Sem Miséria.** In.; 2014.
26. Brasil: **Decreto nº 5.209, de 17 de setembro de 2004. Regulamenta a Lei nº 10.836, de 9 de janeiro de 2004, que cria o Programa Bolsa Família, e dá outras providências.** In.: Diário Oficial da União; 2004: 3.
27. Brasil: **Decreto nº 7.758, de 15 de junho de 2012. Altera o Decreto nº 5.209, de 17 de setembro de 2004, que regulamenta a Lei nº 10.836, de 9 de janeiro de 2004, que cria o Programa Bolsa Família.** In.; 2012.
28. Brasil: **Decreto nº 5.749, de 11 de abril de 2006. Altera o caput do art. 18 do Decreto nº 5.209, de 17 de setembro de 2004, dispondo sobre atualizações de valores referenciais para caracterização das situações de pobreza e extrema pobreza no âmbito do Programa Bolsa Família, previstos no art. 2º, §§ 2º e 3º, da Lei nº 10.836, de 9 de janeiro de 2004.** In.; 2006.
29. Brasil: **Decreto nº 6.917, de 30 de julho de 2009. Altera os arts. 18, 19 e 28 do Decreto nº 5.209, de 17 de setembro de 2004, que regulamenta a Lei nº 10.836, de 9 de janeiro de 2004, que cria o Programa Bolsa Família.** In.; 2009.
30. **Bolsa Família** [<http://mds.gov.br/assuntos/bolsa-familia/o-que-e/como-funciona>]
31. Santos LMP, Guanais F, Porto DL, Morais Neto OLd, Stevens A, Cortez-Escalante JJ, Modesto L: **Menor ocorrência de baixo peso ao nascer entre crianças de famílias beneficiárias do programa bolsa família.** In: *Programa Bolsa Família uma década de inclusão e cidadania.* edn. Edited by Campello T, Neri MCO. Brasília: Ipea; 2013.
32. Joseph KS, Liston RM, Dodds L, Dahlgren L, Allen AC: **Socioeconomic status and perinatal outcomes in a setting with universal access to essential health care services.** *CMAJ: Canadian Medical Association journal = journal de l'Association medicale canadienne* 2007, **177(6):583-590.**
33. Savitz DA, Kaufman JS, Dole N, Siega-Riz AM, Thorp JM, Jr., Kaczor DT: **Poverty, education, race, and pregnancy outcome.** *Ethnicity & disease* 2004, **14(3):322-329.**
34. Steiner N, Wainstock T, Sheiner E, Segal I, Landau D, Walfisch A: **Small for gestational age as an independent risk factor for long-term pediatric gastrointestinal morbidity of the offspring.** *The journal of maternal-fetal & neonatal medicine : the official journal of the European Association of Perinatal Medicine, the Federation of Asia and Oceania Perinatal Societies, the International Society of Perinatal Obstet* 2019, **32(9):1407-1411.**
35. Policiano C, Fonseca A, Mendes JM, Clode N, Graca LM: **Small-for-gestational-age babies of low-risk term pregnancies: does antenatal detection matter?** *The journal of maternal-fetal & neonatal medicine : the official journal of the European Association of Perinatal Medicine, the Federation of Asia and Oceania Perinatal Societies, the International Society of Perinatal Obstet* 2018, **31(11):1426-1430.**
36. Madden JV, Flatley CJ, Kumar S: **Term small-for-gestational-age infants from low-risk women are at significantly greater risk of adverse neonatal outcomes.** *American journal of obstetrics and gynecology* 2018, **218(5):525 e521-525 e529.**
37. Lee ACC, Katz J, Blencowe H, Cousens S, Kozuki N, Vogel JP, Adair L, Baqui AH, Bhutta ZA, Caulfield LE, *et al.*: **National and regional estimates of term and preterm babies born small for gestational age in 138 low-income and middle-income countries in 2010.** *The Lancet Global Health* 2013, **1(1):e26-e36.**
38. Joseph KS, Liston RM, Dodds L, Dahlgren L, Allen AC: **Socioeconomic status and perinatal outcomes in a setting with universal access to essential health care services.** *CMAJ* 2007, **177(6):583-590.**
39. De Brauw A, Gilligan DO, Hodinott J, Roy S: **The Impact of Bolsa Família on Women's Decision-Making Power.** *World Development* 2014, **59:487-504.**

40. Ferrario MN: **The effects of the Bolsa Família program on household consumption.** *Cepal Rev* 2014(112):151-167.
41. Ferrario MN: **The impacts on family consumption of the Bolsa Família subsidy programme.** *Cepal Rev* 2014(112):147-163.
42. Duarte GB, Sampaio B, Sampaio Y: **Programa Bolsa Família: impacto das transferências sobre os gastos com alimentos em famílias rurais.** *Rev Econ Sociol Rural* 2009, **47**(4):903-918.
43. Sperandio N, Rodrigues CT, Franceschini SDC, Priore SE: **Impact of the Bolsa Família Program on energy, macronutrient, and micronutrient intakes: Study of the Northeast and Southeast.** *Rev Nutr* 2016, **29**(6):833-844.
44. Sperandio N, Rodrigues CT, Franceschini SdCC, Priore SE: **Impacto do Programa Bolsa Família no consumo de alimentos: estudo comparativo das regiões Sudeste e Nordeste do Brasil.** *Ciênc Saúde Colet* 2017, **22**(6):1771-1780.
45. Martins APB, Monteiro CA: **Impact of the Bolsa Família program on food availability of low-income Brazilian families: A quasi experimental study.** *BMC Public Health* 2016, **16**(1).
46. Coelho PL, Melo A: **The impact of the "Bolsa Família" Program on household diet quality, Pernambuco State, Brazil.** *Ciencia & Saude Coletiva* 2017, **22**(2):393-402.
47. Black RE, Victora CG, Walker SP, Bhutta ZA, Christian P, de Onis M, Ezzati M, Grantham-McGregor S, Katz J, Martorell R, *et al.*: **Maternal and child undernutrition and overweight in low-income and middle-income countries.** *Lancet* 2013, **382**(9890):427-451.
48. Kramer MS: **Determinants of low birth weight: methodological assessment and meta-analysis.** *Bull World Health Organ* 1987, **65**(5):663-737.
49. Kader M, Perera NK: **Socioeconomic and nutritional determinants of low birth weight in India.** *North American Journal of Medical Sciences* 2014, **6**(7):302-308.
50. Mumbare SS, Maindarkar G, Darade R, Yenge S, Tolani MK, Patole K: **Maternal risk factors associated with term low birth weight neonates: a matched-pair case-control study.** *Indian pediatrics* 2012, **49**(1):25-28.
51. Minuci EG, Almeida MF: **Birth weight intra-urban differentials in the city of São Paulo.** *Rev Saude Publica* 2009, **43**(2):256-266.
52. Woodhouse C, Lopez Camelo J, Wehby GL: **A Comparative Analysis of Prenatal Care and Fetal Growth in Eight South American Countries.** *PLoS ONE* 2014, **9**(3):e91292.
53. Barros AJD, Ronsmans C, Axelson H, Loaiza E, Bertoldi AD, França GVA, Bryce J, Boerma JT, Victora CG: **Equity in maternal, newborn, and child health interventions in Countdown to 2015: a retrospective review of survey data from 54 countries.** *The Lancet* 2012, **379**(9822):1225-1233.
54. Kusuma D, Cohen J, McConnell M, Berman P: **Can cash transfers improve determinants of maternal mortality? Evidence from the household and community programs in Indonesia.** *Soc Sci Med* 2016, **163**:10-20.
55. Say L, Chou D, Gemmill A, Tunçalp Ö, Moller A-B, Daniels J, Gülmezoglu AM, Temmerman M, Alkema L: **Global causes of maternal death: a WHO systematic analysis.** *The Lancet Global Health* 2014, **2**(6):e323-e333.
56. Shei A, Costa F, Reis MG, Ko AI: **The impact of Brazil's Bolsa Família conditional cash transfer program on children's health care utilization and health outcomes.** *BMC Int Health Hum Rights* 2014, **14**:10-10.
57. Andrade MV, Chein F, Souza LRd, Puig-Junoy J: **Income transfer policies and the impacts on the immunization of children: the Bolsa Família Program.** *Cadernos de Saúde Pública* 2012, **28**:1347-1358.
58. Redding S, Conrey E, Porter K, Paulson J, Hughes K, Redding M: **Pathways Community Care Coordination in Low Birth Weight Prevention.** *Maternal and Child Health Journal* 2014, **19**(3):643-650.

59. Chen Y, Li G, Ruan Y, Zou L, Wang X, Zhang W: **An epidemiological survey on low birth weight infants in China and analysis of outcomes of full-term low birth weight infants.** *BMC pregnancy and childbirth* 2013, **13**:242.
60. Li CY, Sung FC: **Socioeconomic inequalities in low-birth weight, full-term babies from singleton pregnancies in Taiwan.** *Public health* 2008, **122**(3):243-250.
61. Wehby GL, Murray JC, Castilla EE, Lopez-Camelo JS, Ohsfeldt RL: **Prenatal care effectiveness and utilization in Brazil.** *Health Policy and Planning* 2009, **24**(3):175-188.
62. Mercer BM: **Periviable Birth and the Shifting Limit of Viability.** *Clinics in perinatology* 2017, **44**(2):283-286.
63. Upadhyay K, Pourcyrous M, Dhanireddy R, Talati AJ: **Outcomes of neonates with birth weight 500 g: a 20-year experience.** *Journal Of Perinatology* 2015, **35**:768.
64. Patel RM, Rysavy MA, Bell EF, Tyson JE: **Survival of Infants Born at Periviable Gestational Ages.** *Clinics in perinatology* 2017, **44**(2):287-303.
65. Ecker JL, Kaimal A, Mercer BM, Blackwell SC, de Regnier RAO, Farrell RM, Grobman WA, Resnik JL, Sciscione AC: **Periviable birth: Interim update.** *American Journal of Obstetrics & Gynecology* 2016, **215**(2):B2-B12.e11.
66. World Health Organization: **Certain conditions originating in the perinatal period.** In: *International statistical classification of diseases and related health problems for mortality and morbidity statistics*. 11th edn: World Health Organization; 2019.
67. Villar J, Cheikh Ismail L, Victora CG, Ohuma EO, Bertino E, Altman DG, Lambert A, Papageorgiou AT, Carvalho M, Jaffer YA, *et al.*: **International standards for newborn weight, length, and head circumference by gestational age and sex: the Newborn Cross-Sectional Study of the INTERGROWTH-21st Project.** *Lancet* 2014, **384**(9946):857-868.
68. World Health Organization: **International statistical classification of diseases and related health problems: tenth revision**, 2nd. edn. Geneva; 2004.
69. World and Health Organization: **WHO child growth standards: length/height-for-age, weight-for-age, weight-for-length, weight-for-height and body mass index-for-age: methods and development.** In. Edited by Organization WH. Geneva; 2006: 312.
70. Rosenbaum PR, Rubin DB: **Reducing Bias in Observational Studies Using Subclassification on the Propensity Score.** *Journal of the American Statistical Association* 1984, **79**(387):516-524.
71. Coelho PL, Melo ASSdA: **Impacto do Programa Bolsa Família sobre a qualidade da dieta das famílias de Pernambuco no Brasil.** *Ciência & Saúde Coletiva* 2017, **22**:393-402.
72. Becker SO, Ichino A: **Estimation of Average Treatment Effects Based on Propensity Scores.** *The Stata Journal* 2002, **2**(4):358-377.
73. Imbens GW: **Nonparametric Estimation of Average Treatment Effects under Exogeneity: A Review.** *The Review of Economics and Statistics* 2004, **86**(1):4-29.
74. Imbens GW: **Nonparametric Estimation of Average Treatment Effects under Exogeneity: A Review.** *National Bureau of Economic Research Technical Working Paper Series* 2003, **No. 294**.
75. Liu W, Kuramoto SJ, Stuart EA: **An introduction to sensitivity analysis for unobserved confounding in nonexperimental prevention research.** *Prevention science: the official journal of the Society for Prevention Research* 2013, **14**(6):570-580.
76. World Health Organization: **WHO guidance for measuring maternal mortality from a census.** In.: World Health Organization; 2013: 82.
77. Brasil MdSd: **Guia de Vigilância Epidemiológica do Óbito Materno.** In. Edited by Saúde SdVeSDdAdSe, 1 edn. Brasília, DF; 2009.
78. Malta M, Cardoso LO, Bastos FI, Magnanini MMF, Silva CMFP. **STROBE initiative: guidelines on reporting observational studies.** *Rev Saúde Pública* 2010;44(3).
79. Benchimol EL, Smeeth L, Guttman A, Harron K, Moher D, Petersen I, Sorensen HT, Von Elm E, Langan SM; **RECORD Working Committee. The Reporting of Studies**

Conducted using Observational Routinely-collected health Data (RECODE) Statement. PLoS Med. 2015; 12(10).

FIGURE TITLES/LEGENDS

Table 1. Structure and main components of the 100 Million cohort, sources of data, and relevant variables.

Table 2. Changes in the eligibility criteria and inclusion of new groups of beneficiaries.

Table 3. Description of the outcomes that will be considered in studies by assessing the impact of the Bolsa Família Program (PBF).

Figure 1. Logical model of the impact of the Bolsa Família program in reducing adverse maternal and child outcomes.

Table 1. Structure and main components of the 100 Million cohort, sources of data, and relevant variables.

| Components | Data source | Period | Number of Records | Relevant variables |
|-------------------------|-------------------------------------------------|---------------|--------------------------|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| Cohort Baseline | Single Registry (CadÚnico) | 2001-2015 | 114,008,317 | Socioeconomic and demographic conditions (information on family dynamics, childcare arrangements, parental employment, income, housing family formation, dissolution, social programs information, household characteristics). |
| Intervention (Exposure) | Family Grant Program (PBF) | 2004-2015 | 27,376,582 | Start and end of data receipt of benefit, total value by family, and number of months received. |
| Outcomes | Live Birth Information System (SINASC) | 2001-2015 | 44,485,274 | Characteristics of the newborn (sex, Apgar score in the 1 and 5 minutes, birth weight, presence of an abnormality, congenital anomalies identified at birth), characteristics of the mother (age, marital status, education, race, place of residence), characteristics of pregnancy and delivery (number of previous pregnancies of live births, stillbirth or abortion, gestational age, place of birth, type of delivery, number of fetuses, number of prenatal visits, month that started prenatal after 2011). |
| Outcomes | Mortality Information System (SIM) | 2000-2015 | 17,829,111 | Type of death, date of death, date of birth, sex, race, education, duration of the pregnancy, single or multiple pregnancies, type of delivery, age of mother, gestational age, birth weight, and death cause. |
| Outcomes | Food and Nutrition Surveillance System (SISVAN) | 2008-2017 | 307,245,508 | Date of birth, age, sex, race/ethnicity, traditional communities, anthropometric data (weight and height), measurement date, presence of chronic diseases (diabetes and cardiovascular diseases), and deficiencies and complications (diarrhea and anemia). |

Table 2. Changes in the eligibility criteria and inclusion of new groups of beneficiaries.

| Year | Extreme poverty* (R\$) | Poverty* (R\$) | Inclusion of new groups (varying benefits) |
|------|------------------------|----------------|-------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| 2004 | 50.00 | 100.00 | No change |
| 2006 | 60.00 | 120.00 | No change |
| 2009 | 70.00 | 140.00 | Concession of benefits to households with adolescents aged 16-17 years enrolled in education institutions |
| 2012 | No change | No change | Concession of benefits to households with children aged zero to six. Concession of varying benefits to pregnant women and nursing mothers |
| 2014 | 77.00 | 154.00 | No change |
| 2016 | 85.00 | 170.00 | No change |
| 2018 | 89.00 | 178.00 | No change |

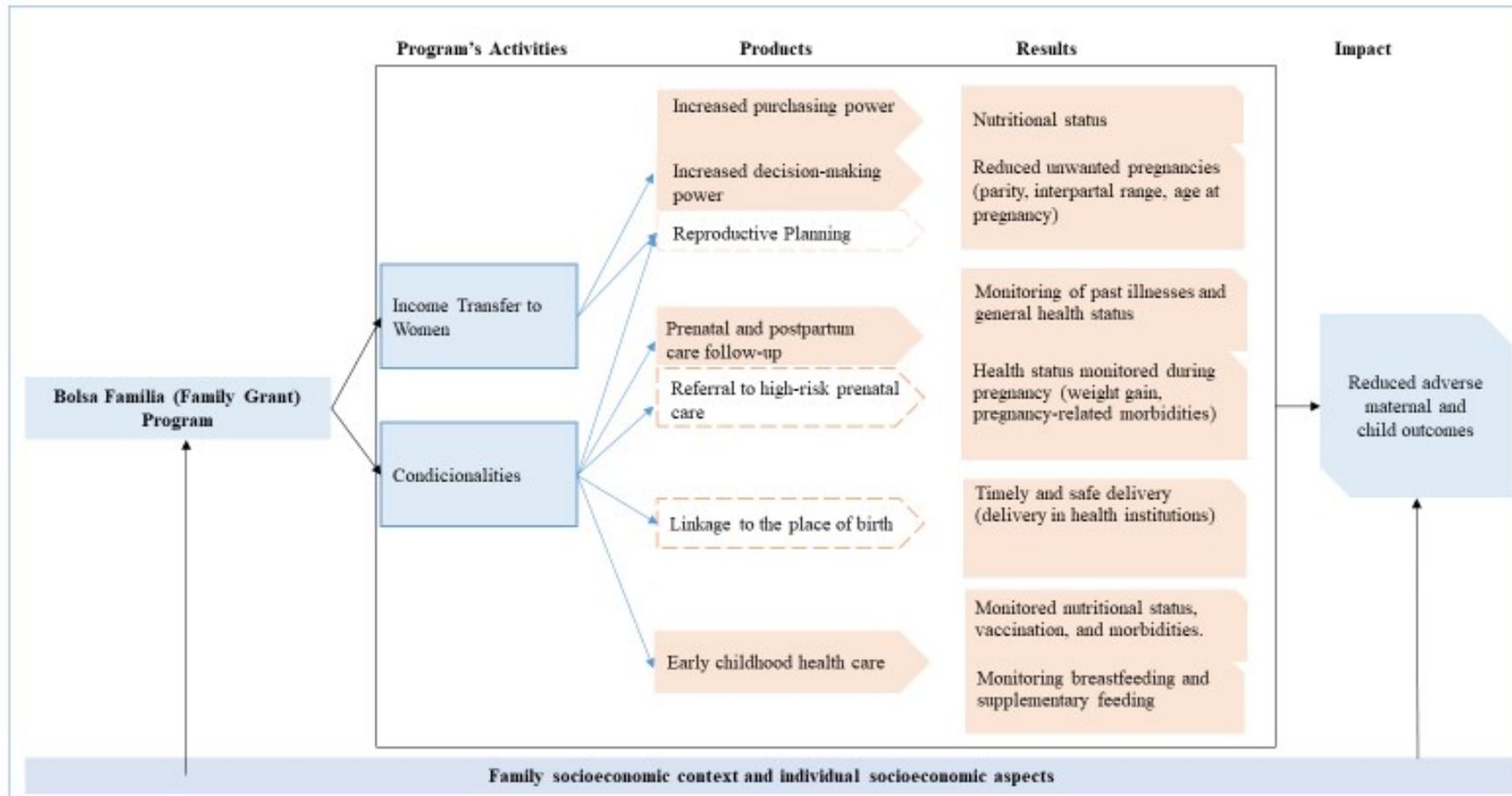
* Household units with a per capita household income less than or equal to the mentioned value.

Table 3. Description of the outcomes that will be considered in studies by assessing the impact of the Bolsa Família Program (PBF).

| Objective | Original variables used to construct the outcome | Outcome |
|----------------------------------------------------------------------------------------------------|--------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| To evaluate the effect of PBF on birth weight, small and large for gestational age and prematurity | <p>Birth weight in grams</p> <p>Weight in grams and Gestational age in full weeks (available from 2011)</p> <p>Gestational age in categories</p> | <p>Birth weight in grams (continuous variable)</p> <p>Adequate birth weight ($\geq 2500\text{g}$) vs. low birth weight ($< 2500\text{g}$)</p> <p>Adequate weight (2500-3999g) vs. extremely low weight ($< 1000\text{g}$), very low weight (1000-1499g), low birth weight (1500-2499g) and macrosomia ($\geq 4000\text{g}$)</p> <p>Adequate for gestational age (between 10th and 90th percentiles) vs. Small for gestational age ($< 10^{\text{th}}$ percentile) and Large for gestational age ($> 90^{\text{th}}$ percentile)</p> <p>Extreme weights for gestational age: 10th to 90th percentile vs. $< 3^{\text{rd}}$ percentile; 3rd to 9th percentile, 91st to 97th percentile and $> 97^{\text{th}}$ percentile</p> <p>Preterm birth (< 37 gestational weeks) vs. non-preterm (≥ 37 gestational weeks)</p> <p>Non-preterm vs. moderately preterm (32 to 36 gestational weeks), very preterm (28-31 gestational weeks) e extremely preterm (< 28 gestational weeks)</p> |
| To assess the effect of PBF on maternal mortality | <p>Underlying cause of death</p> <p>Intermediate cause of death</p> | <p>Non-death vs. death of a woman during pregnancy or up to 42 days after the end of pregnancy, due to any cause related to or aggravated by the pregnancy, but not due to accidental or incidental causes.</p> |
| To assess the effect of PBF on child malnutrition | <p>Length/height in centimeters, age in months, and sex</p> | <p>Height-for-age z-score (HAZ)</p> <p>HAZ ≥ -2 (benchmark) vs. HAZ < -2 (stunting)</p> |

| | |
|--------------------------------------------------------|-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| Weight in grams, age in months, and sex | <p>HAZ ≥ -2 (benchmark) vs. HAZ < -3 (severe stunting) and HAZ ≥ -3 to HAZ < -2 (moderate stunting)</p> <p>Weight-for-age z-score (WAZ)</p> <p>WAZ ≥ -2 to $\leq +2$ (benchmark) vs. WAZ < -2 (underweight)</p> <p>WAZ ≥ -2 to $\leq +2$ (benchmark) vs. WAZ < -3 (severe underweight) and WAZ ≥ -3 to < -2 (moderate underweight)</p> |
| Weight in grams, length/height in centimeters, and sex | <p>Weight-for-height z-score (WHZ)</p> <p>WHZ ≥ -2 and $\leq +2$ (benchmark) vs. WHZ < -2 (wasting)</p> <p>WHZ ≥ -2 and $\leq +2$ (benchmark) vs. WHZ < -3 (severe wasting) and WHZ ≥ -3 and < -2 (moderate wasting)</p> <p>WHZ ≥ -2 and $\leq +2$ (benchmark) vs. WHZ $> +2$ (overweight/obesity)</p> <p>WHZ ≥ -2 and $\leq +2$ (benchmark) vs. WHZ $> +3$ (obesity) and WHZ $\leq +3$ to $> +2$ (overweight)</p> |

Figure 1. Logical model of the impact of the Bolsa Familia program in reducing adverse maternal and child outcomes.



PROJETO DE QUALIFICAÇÃO



**UNIVERSIDADE FEDERAL DA BAHIA
INSTITUTO DE SAÚDE COLETIVA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM SAÚDE COLETIVA**

FLÁVIA JÔSE OLIVEIRA ALVES

**AVALIAÇÃO DO EFEITO DE INTERVENÇÕES DE PROTEÇÃO SOCIAL E DE
SAÚDE NA MORTALIDADE MATERNA ENTRE AS MULHERES DE BAIXA
RENDA DO BRASIL**

SALVADOR – BA

2021

FLÁVIA JÔSE OLIVEIRA ALVES

AVALIAÇÃO DO EFEITO DE INTERVENÇÕES DE PROTEÇÃO SOCIAL E DE SAÚDE
NA MORTALIDADE MATERNA ENTRE AS MULHERES DE BAIXA RENDA DO
BRASIL

Projeto de Tese apresentado ao Programa de Pós-graduação em Saúde Coletiva, do Instituto de Saúde Coletiva, da Universidade Federal da Bahia, como requisito parcial para obtenção do título de Doutor em Saúde Pública.
Área de concentração: Epidemiologia

Orientador: Prof. Dr. Maurício Lima Barreto

SALVADOR – BA

2021

LISTA DE FIGURAS

| | | |
|----------|---------------------------------------------------------------------------------|----|
| Figura 1 | Modelo Teórico dos Determinantes da Mortalidade Materna | 23 |
| Figura 2 | Modelo Teórico do Impacto do Programa Bolsa Família sobre a Mortalidade Materna | 58 |

LISTA DE QUADROS

| | | |
|----------|--------------------------------------------------------------------------------------------|----|
| Quadro 1 | Mudanças nos critérios de elegibilidade e inclusão de novos grupos de beneficiários do PBF | 48 |
| Quadro 2 | Cronograma de atividades | 84 |

ABREVIATURAS E SIGLAS

| | |
|--------|-------------------------------------------------------------|
| APS | Atenção Primária a Saúde |
| ATE | <i>Average Treatment Effect</i> |
| ATT | <i>Average Treatment effect for the Treated</i> |
| CEP | Conselho de Ética em Pesquisas |
| CIDACS | Centro de Integração de Dados e Conhecimentos para a Saúde |
| ESF | Estratégia Saúde da Família |
| FC | Fator de Correção |
| IBGE | Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística |
| IBP | Índice Brasileiro de Privação |
| IC | Intervalo de Confiança |
| IPTW | <i>Inverse Probability of the Treatment Weighting</i> |
| ITT | <i>Intention to Treat</i> |
| MIF | Mulher em Idade Fértil |
| MS | Ministério da Saúde |
| NV | Nascidos Vivos |
| ODM | Objetivos do Desenvolvimento do Milênio |
| ODS | Objetivos do Desenvolvimento Sustentável |
| OMS | Organização Mundial da Saúde |
| OR | <i>Odds Ratio</i> |
| PAISM | Programa de Assistência Integral à Saúde da Mulher |
| PNAISM | Programa Nacional de Assistência Integral à Saúde da Mulher |
| PBF | Programa Bolsa Família |
| PSM | <i>Propensity Score Matching</i> |
| PTCR | Programa de Transferência de Renda Condicionada |
| RMM | Razão de Mortalidade Materna |
| RDD | Regression Discontinuity Design |
| SIM | Sistema de Informação sobre Mortalidade |
| SINASC | Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos |

SUMÁRIO

| | |
|-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-------------------------------------|
| 1 INTRODUÇÃO | 14 |
| 2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA | 14 |
| 2.1 Mortalidade Materna | Error! Bookmark not defined. |
| 2.1.1 Definições, conceitos e medidas da Mortalidade Materna | Error! Bookmark not defined. |
| 2.1.2 Contexto Epidemiológico..... | Error! Bookmark not defined. |
| 2.2 Determinantes da Mortalidade Materna | Error! Bookmark not defined. |
| 2.2.1 Determinantes Proximais..... | 25 |
| 2.2.2 Determinantes Intermediários..... | 28 |
| 2.2.3 Determinantes Distais..... | Error! Bookmark not defined. |
| 2.3 Intervenções de Saúde para redução da Mortalidade Materna | 36 |
| 2.3.1 Políticas Públicas para melhoria da saúde materna no Brasil..... | 39 |
| 2.4 Cesariana e Mortalidade Materna | 42 |
| 2.5 Programas de Transferência Condicionada de Renda e Mortalidade Materna | 45 |
| 25.1 Programas de Transferência Condicionada de Renda (PTCR)..... | 45 |
| 25.2 Programa Bolsa Família (PBF)..... | Error! Bookmark not defined. |
| 25.3 Programa Bolsa Família (PBF) e Equidade de gênero..... | 51 |
| 25.4 Impacto de Programas de Transferência de Renda na Mortalidade Materna: Mecanismos de associação do PBF sobre a Mortalidade Materna no Brasil..... | 54 |
| 3 JUSTIFICATIVA | 59 |
| 4 OBJETIVOS | 62 |
| 4.1 Objetivo geral | 62 |
| 4.2 Objetivos específicos | 62 |
| 5 MÉTODOS | 63 |
| 5.1 Artigo 1 – Impacto a longo prazo de um programa de transferência condicionada de renda na mortalidade materna: uma análise nacional de dados longitudinais brasileiros | 63 |
| 5.1.1 Desenho de estudo..... | 63 |
| 5.1.2 Variáveis..... | 63 |
| 5.1.3 Fonte de Dados..... | 64 |
| 5.1.4 Processamento e análise estatística dos dados..... | 65 |
| 5.2 Artigo 2 – Impacto do Programa Bolsa Família sobre a Mortalidade Materna na Coorte de 100 Milhões de Brasileiros | 67 |
| 5.2.1 Desenho e fonte de dados..... | 67 |
| 5.2.2 População de Estudo..... | 67 |
| 5.2.3 Variáveis..... | 67 |

| | | |
|------------|-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----------|
| 5.2.4 | Processamento e análise estatística dos dados..... | 69 |
| 5.3 | Artigo 3 – Parto cesáreo e mortalidade materna segundo grupos de Robson: um estudo de linkage de base populacional entre a população mais pobre do Brasil..... | 73 |
| 5.3.1 | Desenho e fonte de dados..... | 73 |
| 5.3.2 | População de estudo..... | 74 |
| 5.3.3 | Variáveis..... | 75 |
| 5.3.4 | Procedimentos..... | 76 |
| 5.3.5 | Processamento e análise estatística dos dados..... | 70 |
| 5.4 | Aspectos éticos..... | 76 |
| 5.4.1 | Comitê de Ética em Pesquisa..... | 80 |
| 5.5 | Avaliação de riscos e benefícios..... | 80 |
| 5.6 | Impacto social e científico..... | 80 |
| 6 | LIMITAÇÕES..... | 81 |
| 7 | CRONOGRAMA DAS ATIVIDADES..... | 82 |
| | REFERÊNCIAS..... | 85 |

RESUMO

Introdução: Embora esforços tenham sido feitos nos últimos 20 anos, a mortalidade materna ainda se configura como um importante problema de saúde pública. Extremos de atenção à saúde coexistem com a persistência de desigualdades no acesso a atenção ao parto pelas populações mais vulneráveis, em conjunto com a excessiva medicalização da atenção ao parto e nascimento, além do aumento de cesarianas e intervenções invasivas. Quando necessária, a cesariana pode salvar a vida da mãe e do recém-nascido, mas estudos têm mostrado que esta via de parto também pode expor as mulheres a um risco aumentado de morbidade e mortalidade. O combate à pobreza, o fomento a práticas de educação em saúde e o investimento em serviços de qualidade são ações consideradas prioritárias para a redução do óbito materno. O Programa Bolsa Família (PBF), um programa de transferência de renda condicionada (PTCR), vem impactando na melhoria dos determinantes sociais e na ampliação do acesso à saúde da população brasileira. Há referências na literatura sobre impactos positivos de PTCR na saúde materna e em seus determinantes, mas o efeito do PBF sobre a mortalidade materna ainda não foi investigado no Brasil. **Objetivo geral:** Avaliar o efeito de intervenções em saúde e de proteção social na mortalidade materna entre as mulheres de baixa renda do Brasil. **Objetivos específicos:** 1. Avaliar a associação a médio e longo prazo entre a cobertura do Programa Bolsa Família e a Razão de mortalidade materna nos municípios brasileiros; 2. Avaliar o impacto do Programa Bolsa Família na mortalidade materna, na coorte de 100 milhões de Brasileiros; 3. Investigar a associação entre cesariana e mortalidade materna de acordo com a Classificação de Robson, na população de mulheres pobres e extremamente pobres do Brasil. **Métodos:** O projeto foi apresentado em 3 artigos segundo cada objetivo específico. Para execução do primeiro objetivo será realizado um estudo ecológico misto, com informações de 2.548 municípios brasileiros com estatísticas vitais de qualidade durante o período de 2004-14. A cobertura do PBF será classificada em quatro níveis, variando de baixa cobertura para consolidada e a duração do programa foi mensurada usando a cobertura média dos anos anteriores. Para a análise dos dados serão utilizados modelos de regressão binomial com efeitos fixos, ajustados por variáveis socioeconômicas, demográficas e de atenção a saúde. No segundo objetivo, será conduzido um estudo longitudinal de base populacional com mulheres em idade reprodutiva (10-49 anos) que tiveram pelo menos um filho nascido vivo, utilizando dados do Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM), do Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos (SINASC) e

bancos de dados administrativos vinculados à Coorte de 100 Milhões de Brasileiros, para o período de 2004 a 2015. Para as análises estatísticas serão utilizados o método de ponderação por escores de propensão (Kernel Weighted Logistic Regression) para o controle do viés de seleção inerente a participação no PBF e dos fatores de confusão na associação entre o recebimento do PBF e a mortalidade materna, além de realizadas análises por diferentes subgrupos. Será também analisado o efeito do recebimento do PBF ao longo do tempo; e no terceiro objetivo, será conduzido um estudo de coorte de base populacional, partindo da Coorte de 100 milhões de Brasileiros, SIM e SINASC no período de 2011 a 2015. Mulheres em idade reprodutiva, com pelo menos um filho nascido vivo, serão classificadas em um dos dez grupos de Robson com base nas características da gravidez e do parto. Escores de propensão serão utilizados para parear as mulheres que tiveram cesarianas com partos vaginais (1: 1). Para estimar a associação do parto cesárea com o óbito materno será utilizada a regressão de Cox. As mesmas análises serão repetidas utilizando como desfecho principal, os óbitos maternos mais relacionados à cesariana, e excluindo causas de óbitos que sugerem morbidades pré-natais. **Resultados esperados:** Os PTCR vêm sendo apontados como fatores que podem contribuir na redução das desigualdades a que estão sujeitas as mulheres e assim, auxiliar na redução da mortalidade materna. No entanto, poucos estudos avaliaram o impacto desta intervenção sobre a mortalidade materna. A realização de estudos de avaliação de impacto possibilitará o avanço científico sobre a compreensão desta questão, de forma que a efetividade destes programas não permaneça apenas como hipótese, possibilitando mudanças e melhorias para o alcance de resultados mais positivos. Além disso, os resultados obtidos auxiliarão no avanço da compreensão do fenômeno, por contar com cerca da metade da população feminina brasileira em idade fértil. Um estudo de base populacional e individuado auxiliará no entendimento dos determinantes da mortalidade materna por diferentes perspectivas, permitindo comparar causas e regiões, além da inclusão não só de mulheres urbanas, mas também de moradoras de áreas rurais e cidades menores, bem como de populações excluídas

Palavras-chave: Mortalidade Materna. Determinantes Sociais. Programa Bolsa Família. Programa de Transferência de Renda Condicionada

1 INTRODUÇÃO

Inserida em um contexto de saúde reprodutiva e direitos sexuais, a mortalidade materna é entendida como um indicador social e sua redução foi incluída como uma das metas dos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (ODM) desde 2000 (WHO, 2016). No entanto, apesar dos esforços, estima-se que quase 289.000 mulheres ainda morram por esta causa em todo o mundo, anualmente (WHO, 2016). No Brasil estimam-se que morreram 1.576 mulheres no ano de 2019 (BRASIL, 2021^a). Com a melhoria das estatísticas vitais em períodos mais recentes, torna-se difícil ter uma visão clara sobre a sua evolução no país (VICTORA et al.,2011; LEAL et al., 2018), dado que o melhor registro contribui para aumentar o número de casos registrados, sem significar que um aumento real ocorreu. Contudo, há evidências de uma redução da Razão de Mortalidade Materna (RMM) em 57% a partir de 1990, atingindo seu valor mínimo de 59,7 por 100.000 nascidos vivos (NV), em 2015 (LEAL et al., 2018; SOUZA, 2015). O progresso lento e variado de redução, com permanência de altas RMM e grandes disparidades regionais contribuíram para que a redução deste problema continue como parte dos Objetivos de Desenvolvimento Sustentável (ODS) até 2030.

Os estudos mostram que as políticas de saúde baseadas no aumento da cobertura da atenção pré-natal e o estímulo à realização do parto em estabelecimentos de saúde são importantes fatores que vem contribuindo para a redução da RMM em países de baixa e média renda (GABRYSCH e CAMPBELL, 2009). Entretanto, em conjunto com esta ampliação aos cuidados de saúde e do acesso ao parto institucional, cresceram também as intervenções desnecessárias, com excessiva medicalização da atenção ao parto e nascimento e o aumento de cesarianas e intervenções invasivas (SOUZA, 2015).

Betrán et al.(2016), analisando 90% do número total de nascidos vivos em todo o mundo, encontraram que a taxa de cesariana aumentou 12,4% entre 1990 a 2014, com maior aumento absoluto ocorrendo na América Latina e Caribe (19,4%), com as taxas variando de 22,8% para 42,2% (BETRÁN et al., 2016). No Brasil, as taxas de cesariana já superam as de parto vaginal, sendo uma das maiores taxas do mundo, com cerca de quase 60% dos partos ocorrendo por cesariana anualmente. Esse aumento nas taxas de cesariana não é acompanhado de indicações clínicas, sendo significativamente associado com a cobertura local de plano de saúde privado (VICTORA et al.,2011; DOMINGUES et al., 2014; RAMIRES de JESUS et al., 2015), uma vez que as taxas de cesariana em hospitais privados variam de 80 a 90%. Embora seja bem estabelecido que quando necessária, a cesariana pode salvar a vida da mãe e do

recém-nascido, há indícios que seu uso excessivo pode expor as mulheres a um risco aumentado de morbidade (LIU et al., 2007; LUMBIGANON et al., 2010; SOUZA et al., 2010) e mortalidade (DENEUX-THARAUX et al., 2006; CLARK et al., 2008; LUMBIGANON et al., 2010; SOUZA et al., 2010; GONZALES et al., 2013). No entanto, poucos estudos conseguem isolar o papel da cesariana no óbito materno, uma vez que esta relação pode ter o peso dos potenciais vieses de indicação, em que as morbidades prévias e durante o parto podem ser atribuídas tanto à indicação de cesariana, como também à causa da morte (VADNAIS et al., 2006). Além disso, visto que a mortalidade materna é um evento raro, a maioria dos estudos prescinde de dados em escala populacional para confirmar esta relação (VADNAIS et al., 2006). No Brasil, estudo realizado pelo grupo Nascer no Brasil, encontrou uma chance de óbito materno 2.87 maior para cesarianas do que para parto vaginal (IC95%: 1.63– 5.06), após controlar por vieses de indicação ao excluir óbitos que estavam relacionados à morbidade prévia (ESTEVES-PEREIRA et al., 2016). No entanto, para ampliar a validade interna, este estudo contou apenas com 08 estados com melhores informações de estatísticas vitais, limitando a generalização para toda a população brasileira.

Apesar do crescimento das taxas de cesarianas e melhoria do acesso da população aos estabelecimentos de saúde, é importante salientar a persistência de desigualdades no acesso a atenção ao parto, tendo os fatores como pobreza, distância entre moradia ao serviço, falta de informação, serviços inadequados e práticas culturais, apontados como impeditivos das mulheres receberem ou procurarem cuidados durante a gravidez e no parto (WHO, 2016). Embora o número de mortes maternas no Brasil tenha diminuído nos últimos 30 anos, permanecem desafios importantes que sustentam a necessidade de melhorias na prevenção e assistência à saúde. Além disso, a RMM voltou a crescer em 2016, com taxa de 64,4 por 100.000 NV e as médias nacionais mascaram desigualdades significativas, com diferenças regionais e alguns estados com taxas maiores que 100 por 100.000 NV no norte e nordeste do país (BRASIL, 2018).

A associação entre pobreza e mortes maternas é clara em sua distribuição global: 99% dessas mortes ocorrem em países de baixa e média renda que também são aqueles com maiores níveis de pobreza e desigualdade social (WHO, 2016; SOUZA, 2015). As condições socioeconômicas são fatores conhecidos na determinação dos óbitos maternos, aumentando as barreiras que limitam o acesso e a qualidade dos serviços de saúde (WHO, 2016). Combater a pobreza, promover práticas de educação em saúde e investir em serviços de boa qualidade estão entre as ações prioritárias para melhorar a saúde das mulheres. Além disso, barreiras que limitam o acesso a serviços de qualidade devem ser identificadas em todos os níveis do

sistema de saúde (WHO, 2016). A melhoria nos sistemas de registros de saúde é central para que se possa fazer um monitoramento adequado (WHO, 2014), assim como o combate aos diferentes tipos de abusos contra a mulher durante a atenção ao parto são essenciais para a redução dos óbitos e das morbidades maternas, como também para assegurar que as instituições de saúde sigam sendo uma opção segura para as gestantes (SOUZA, 2015).

No Brasil, melhorias nos determinantes sociais da saúde (pobreza, educação das mulheres, urbanização e fecundidade), intervenções fora do setor da saúde (transferência condicionada de renda, abastecimento de água e saneamento) e acesso aos serviços de saúde vêm sendo citados como fatores que contribuiriam para melhorar a saúde materna (VICTORA et al., 2011; LEAL et al., 2018). Intervenções de proteção social destinadas a reduzir o risco social ou econômico da mulher podem melhorar os determinantes da morte materna e contribuir para o acesso aos cuidados de saúde (LEAL et al., 2018). Combinada às atividades de prevenção e assistência, a proteção social pode ter efeito sinérgico nos determinantes sociais, como redução da pobreza, melhoria da educação das mulheres e o acesso aos cuidados de saúde (LEAL et al., 2018; SOUZA, 2015; GLASMAN et al., 2013).

Criado em 2004, o Programa Bolsa Família (PBF) é uma importante intervenção socioeconômica que visa atenuar os efeitos da pobreza imediata, por meio da transferência de renda mínima para as famílias beneficiárias, e quebrar o ciclo intergeracional da pobreza, por meio do investimento em condicionalidades de educação e saúde. O PBF teve uma expansão considerável após sua implantação, com mais de 13,9 milhões de famílias beneficiando-se em todo o Brasil correspondendo a 96% de cobertura das famílias pobres do país (estimativas para fevereiro de 2020) (BRASIL, 2019). Em estudo anterior, o PBF demonstrou reduzir a mortalidade infantil e o número de mulheres sem consulta pré-natal no momento do parto, em municípios com alta cobertura do programa (RASELLA et al., 2013).

As evidências sobre os efeitos dos Programas de Transferência de Renda Condicionada (PTCR) sobre as mortes maternas ainda não são claras. Embora estudos tenham mostrado um impacto no aumento da utilização de serviços de saúde, consultas de pré-natal, consultas puerpério e realização do parto em estabelecimentos de saúde (GLASSMAN et al., 2013; KUSUMA et al., 2016; LIM et al., 2010), um estudo realizado na Índia não encontrou impacto do PTCR na redução de mortes maternas (LIM et al., 2010). Em contraponto a este resultado, o PTCR mexicano – Oportunidades - demonstrou ter impacto em 11% na redução da mortalidade materna (HERNÁNDEZ et al., 2005). Estes estudos incluíram um curto período de tempo entre a implementação da política e a avaliação dos programas. Por exemplo, na Índia, o PTCR foi avaliado apenas dois anos após o lançamento (LIM et al.,

2010). Os mecanismos pelos quais os PTCRs podem impactar na mortalidade materna precisam incluir a duração da intervenção, uma vez que os comportamentos, estilo de vida e o uso dos serviços de saúde levam tempo para apresentar mudanças (GLASSMAN et al., 2013). Além disso, esses estudos não esgotaram os fatores de confusão que podem influenciar o resultado do tratamento, tornando as evidências sobre o efeito do PBF na mortalidade materna ainda limitadas.

Assim, através da construção de uma coorte de mulheres em idade fértil que tiveram filhos nascidos vivos, este estudo visa tentar suprir estas lacunas, no que concerne a avaliação do impacto do PTCR brasileiro (Bolsa Família), além de explorar o papel das cesarianas, um importante fator de risco modificável, no óbito materno, controlando por uma gama de fatores sociodemográficos e geográficos que contribuem na sua determinação. Essas questões serão exploradas neste trabalho usando os dados de óbito materno do Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM), dados do Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos (SIM) e dados de mulheres em idade fértil da “Coorte de 100 Milhões de Brasileiros”, construída pelo Centro de Integração de Dados e Conhecimentos para Saúde, a Fiocruz Bahia (CIDACS/Fiocruz-BA) (BARRETO et al., 2019). Essa coorte é composta por integrantes da população mais pobre e extremamente pobre do Brasil, compondo um grupo de mulheres conhecidas por estar particularmente em maior risco para desfechos adversos em saúde. A disponibilidade de um grande número de observações e a estrutura longitudinal dos dados oferece a possibilidade inédita de responder perguntas sem limitações de amostra. Assim, espera-se que resultados deste estudo venha contribuir com avanços no conhecimento da epidemiologia e do papel de intervenções de saúde e de proteção social no controle da mortalidade materna.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.1 MORTALIDADE MATERNA

2.1.1 Definições, conceitos e medidas da Mortalidade Materna

A morte materna é caracterizada como a morte de uma mulher durante a gestação, o parto ou puerpério, independente da duração ou da localização da gravidez, devido a qualquer causa relacionada ou agravada pela gravidez ou por medidas em relação a ela, porém não devida a causas acidentais ou incidentais (CID-10).

Os óbitos maternos podem ser classificados a partir das causas maternas diretas e indiretas (BRASIL, 2007^a). A morte materna obstétrica direta é aquela que ocorre por complicações obstétricas durante a gravidez, o parto ou o puerpério devido a intervenções, omissões, tratamento incorreto ou a uma cadeia de eventos resultantes de qualquer dessas causas, como a hipertensão e a diabetes gestacionais, hemorragia pós-parto, sepse puerperal, aborto dentre outros. Na maioria dos casos, essas causas são consideradas evitáveis através de ações dos serviços de saúde, como a atenção pré-natal de qualidade e a assistência hospitalar especializada (MALTA et al., 2007). As mortes maternas obstétricas indiretas são aquelas decorrentes de complicações por doenças preexistentes da gravidez, ou que se desenvolveram durante a gestação e são agravadas pelos efeitos fisiológicos da gravidez, como os óbitos por infecções no momento da gestação, as doenças hipertensivas pré-existentes, doenças endócrinas auto-imunes, cardiopatias, etc (BRASIL, 2007^a).

A Razão de Mortalidade Materna (RMM) é a principal forma de mensuração da mortalidade materna, sendo o indicador escolhido para as metas do ODM e ODS. Por advir de dados de estatísticas vitais possibilita o acesso mais fácil e rápido a estas informações, possibilitando o seu monitoramento e acompanhamento em escala mundial. A RMM é definida como o número de mortes maternas durante um período de tempo específico por 100.000 nascidos vivos durante o mesmo período de tempo e representa o risco de morte materna a cada gravidez. Mesmo não contando com os dados da população de mulheres em seu denominador, a denominação “taxa de mortalidade materna” é as vezes também atribuída a este indicador nos relatórios de monitoramento ao redor do mundo (RONSMANS e GRAHAM, 2006). No entanto, a Taxa de mortalidade materna propriamente dita é o número de mortes maternas em um determinado período por 1.000 mulheres em idade fértil (RONSMANS e GRAHAM, 2006). Esta é uma medida para o risco de morte materna para

mulheres em idade reprodutiva a partir de uma dada gravidez (RONSMANS e GRAHAM, 2006) e fornece a magnitude das mortes maternas entre as mulheres (ABOUZAHAR e ROYSTON, 1991). O Risco de morte materna ao longo da vida, geralmente, se expressa em termos de probabilidade (RONSMANS e GRAHAM, 2006). Leva em consideração tanto a taxa de mortalidade materna quanto a taxa total de fertilidade (número médio de nascimentos por mulher durante a idade fértil, sob as atuais taxas de fertilidade específicas da idade). Outro indicador também utilizado é a Taxa de mortalidade proporcional que mede a morte materna como uma proporção de todas as mortes femininas de mulheres em idade fértil (RONSMANS & GRAHAM, 2006).

No Brasil, os dois principais sistemas de informações vitais que contribuem para o monitoramento da saúde materna são o Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM) e o Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos (SINASC), que mesmo apresentando limitações, são essenciais para a avaliação, monitoramento e vigilância (ALMEIDA; SZWARCOWALD, 2017). O SIM ao longo dos anos foi aumentando a cobertura, refletindo na melhor produção das estatísticas de mortalidade, como a redução dos subregistros de óbitos, melhor qualidade do preenchimento das declarações e mais agilidade no processamento e divulgação das informações (BRASIL, 2009^a). Em relação à mortalidade materna, a vigilância dos óbitos de mulheres em idade fértil e os comitês de mortalidade materna têm um papel essencial no monitoramento destas informações (BRASIL, 2009^a; FRIAS et al., 2010). Importa dizer que a investigação dos óbitos reflete na melhoria dos sistemas de informação, possibilitando a identificação dos fatores determinantes, da identificação das possíveis causas, do entendimento das mudanças dos padrões de mortalidade nos diferentes grupos da população, assim como a avaliação de intervenções em saúde, facilitando a tomada de decisão e impedindo que mais mulheres morram durante o ciclo gravídico puerperal (BRASIL, 2011).

2.1.2 Contexto Epidemiológico

Embora esforços tenham sido feitos nos últimos 30 anos para melhoria da saúde das mulheres, a mortalidade materna ainda se configura como um importante problema de saúde pública mundial. Estima-se que, no ano de 2017, chegou a atingir 295.000 mulheres em todo mundo, a maioria delas oriundas de países de baixa e média renda (WHO, 2020). Por ser considerada evitável em cerca de 92% dos casos (BRASIL, 2009^b) e pela gravidade que representa, este problema exige intervenções governamentais mais incisivas e urgentes.

O ano 2000 marcou a declaração dos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (ODM) das Nações Unidas, que trouxe um novo foco internacional à saúde materna (WHO, 1996). O quinto objetivo preconizava a redução da mortalidade materna em 75% entre 1990 e 2015, além do acesso universal à saúde reprodutiva para a melhoria da saúde materna (FILIPPI et al., 2016; RONSMANS & GRAHAM, 2006). Globalmente, apesar do objetivo não ter sido atingido, houve um progresso na redução da mortalidade materna, evidenciado por um declínio de cerca de 44% (WHO, 2016), mostrando que as mortes maternas podem ser reduzidas quando aplicadas abordagens corretas.

Nesse sentido, a partir de 2016, a mortalidade materna continuou sendo foco dos Objetivos de Desenvolvimento Sustentável (ODS), que busca reduzir a média das mortes maternas, no mundo, para menos de 70 por 100.000 NV, até 2030 (Nações Unidas, 2015). No entanto, é importante ressaltar que a RMM continua alta e desigualmente distribuída; sendo de 462/100.000 NV nos países de baixa renda, enquanto que nos países de alta renda foi de apenas 11/ 100.000 NV, no ano de 2017. Há ainda disparidades regionais entre as razões de mortalidade materna, de forma que dentro de um mesmo país ou região, os grupos mais vulneráveis da população são os mais afetados, como as mulheres pobres, negras, de baixa escolaridade e com difícil acesso aos serviços de saúde (WHO, 2020). Um exemplo disso são os Estados Unidos que além de apresentar crescimento da RMM entre 1990 e 2015, de 16,9 para 26,4 por 100.000 NV, e apresentar a maior RMM entre os países desenvolvidos, observa-se maior concentração de óbitos entre as mulheres negras, sendo a RMM cerca de três vezes maior entre estas (42,8/100.000) do que entre as mulheres brancas (13/100.000) (KASSEMBAUM et al., 2016; WHO, 2016; VILDA et al., 2019).

Nos países da América Latina e Caribe, observa-se avanços na redução de mortes relacionadas à gravidez ou parto. Em 2015, 9,3 mil mulheres latino-americanas e caribenhas morreram por causas relacionadas à gravidez – 40% a menos que em 1990. Entretanto, nenhum destes países atingiu a meta proposta para aquele ano pelos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (ODM) (WHO, 2016).

Em relação às causas, a OMS estima que a maioria dos óbitos maternos ocorrem por causas diretas, como as hemorragias, infecções, geralmente após o parto, causas hipertensivas da gestação e complicações relacionadas ao aborto inseguro (WHO, 2020), sendo estas em conjunto responsáveis por cerca de 75% dos óbitos em todo mundo. O restante dos óbitos tem o peso das causas indiretas como as infecções, assim como as condições relacionadas às doenças cardiovasculares e diabetes. É necessário destacar que as estimativas de distribuição dos óbitos, especialmente nos países de baixa e média renda, sofrem de limitado número de

estudos demográficos, além de apresentar subnumeração dos óbitos. Além do mais, por conta de em algumas localidades, o aborto ser considerado ilegal, as mortes relacionadas a esta causa podem ser sub-representadas.

No Brasil, a situação é semelhante a outros países da América Latina, apresentando altas taxas de mortalidade materna e extremas desigualdades sociais e regionais (VICTORA et al., 2011). O progresso de redução da mortalidade materna é difícil de ser avaliado no Brasil em virtude de melhorias nas estatísticas vitais ocorrida em anos recentes (VICTORA et al., 2011), contudo, há evidências da redução deste indicador em 58% entre 1990 e 2015 (SZWARCOWALD et al. 2014; WHO, 2016). No entanto, o Brasil não conseguiu atingir a meta estabelecida de redução da RMM para 35/100.000 NV em 2015, tendo atingido 60/100.000 NV, além de apresentar crescimento nos anos de 2016 e 2017 (BRASIL, 2018). Além disso, é importante salientar que grandes disparidades regionais persistem neste contexto. Estudo envolvendo todas as capitais brasileiras, com todos os óbitos maternos do primeiro semestre de 2002, encontrou uma variação importante entre as regiões, sendo a RMM de 54,3/100.000 NV no conjunto das capitais, porém variando de 42/100.000 NV nas capitais da Região Sul e 73,2/100.000 NV, nas do nordeste brasileiro (LAURENTI, MELLO-JORGE, GOTLIEB, 2004). Ao aplicar o fator de correção (FC) de 1,4 adotado pelo Ministério da Saúde, a RMM para todas as capitais foi de 63,8/10000 NV. Dentro da Região Nordeste, os estados do Maranhão, Piauí e Bahia apresentaram as maiores RMM's, em estudo realizado no período de 2000 a 2009, tendo o Maranhão apresentado uma RMM de 87,8/100.000 NV, o Piauí de 85,9/100.000 NV e a Bahia de 71,9/100.000 NV (SILVA et al., 2014). Já em relação às causas, excluindo as causas maternas sem especificações, as principais causas de mortes maternas no Brasil foram os distúrbios hipertensivos (20,7% de todas as mortes maternas), seguidos de complicações no parto (17,5%) e do puerpério (13,2%), seguidos do aborto (7,0%), em 2015 (LEAL et al., 2018).

2.2 DETERMINANTES DA MORTALIDADE MATERNA

A mortalidade materna é resultado de uma complexa relação entre múltiplos fatores (WHO, 2016). Entre os vários modelos desenvolvidos para demonstrar a relação das desigualdades e iniquidades sociais com a mortalidade materna, estão aqueles que classificam os determinantes em dimensões, desde aquelas que expressam os fatores próximos aos indivíduos, até as que incluem os determinantes estruturais da morbimortalidade materna.

O modelo proposto por McCarthy e Maine, em 1992, agrupou esses fatores em categorias ou domínios biológicos, sociais, econômicos, culturais, comportamentais e ambientais, propondo um mecanismo através do qual esses fatores contribuem para a mortalidade materna. A interação desses fatores direta ou indiretamente leva a complicações na gravidez, morbidade e morte materna. Neste contexto, os determinantes da mortalidade materna foram categorizados como determinantes distais ou intermediários. Determinantes Intermediários incluem saúde, status reprodutivo, comportamento e acesso a serviços de saúde. Já como Determinantes distais da mortalidade materna são incluídos os fatores socioeconômicos e socioculturais que atuam através de fatores intermediários para afetar os resultados da saúde materna (MCCARTHY e MAINE, 1992).

Outro importante modelo para o entendimento da mortalidade materna é o Modelo dos Três Atrasos que explora os retardos que impedem as mulheres de acessarem os cuidados entre o início das complicações obstétricas e o desfecho (THADDEUS e MAINE, 1994). A maior proporção das mortes maternas são evitáveis, de forma que o tratamento imediato e adequado de uma morbidade pode afetar o seu desfecho final. A interação entre fatores sociais, econômicos e dos sistemas de saúde contribui para os caminhos para a procura de cuidados e os desfechos relacionados à gestação. O modelo identifica o atraso em três etapas. Na primeira etapa, há o atraso na procura de cuidados devido ao desconhecimento e incapacidade de reconhecer sinais de risco ou devido a inibições culturais. O segundo atraso está relacionado ao atraso para conseguir o cuidado oportuno devido à distância, falta de transporte, indisponibilidade de serviços públicos ou impossibilidade de custear a atenção à saúde. O terceiro atraso ocorre no Sistema e Serviços de saúde, quando não há disponibilidade de materiais e atenção qualificada (THADDEUS e MAINE, 1994).

Assim, um crescente corpo de literatura sustenta que a mortalidade materna é resultado tanto de algumas características maternas, caracterizadas pela dimensão proximal, incluindo a idade, paridade e intervalo interpartal, doenças pregressas ou desenvolvidas durante a gestação, mas também do acesso, utilização e qualidade dos serviços de atenção à gestação, parto e puerpério parto. Além destes fatores de acesso a serviços, um conjunto de fatores socioeconômicos, que abrange a renda, a educação, a ocupação, a raça/etnia e outros, têm sido consistentemente identificados como fatores de risco estruturantes para a mortalidade materna (THADDEUS e MAINE, 1994; KASSEBAUM, 2016). Esses fatores socioeconômicos, por sua vez, determinam fatores comportamentais (estilos de vida e comportamentos que se expressam, entre outros, nos padrões de busca aos serviços de saúde), e psicossociais (estressores psicossociais, autonomia e empoderamento etc.). O sistema de

saúde é considerado um determinante intermediário da saúde, reconhecendo principalmente a influência das barreiras de acesso.

As causas estruturais assumem uma posição de destaque, mais próxima, ao alcance da ideia de “base”, representando a prioridade causal aos fatores estruturais na geração das iniquidades em saúde e na modulação das condições de vida (GARBOIS et al., 2017). Apesar desse conhecimento, a compreensão dos mecanismos pelos quais as disparidades socioeconômicas se relacionam a esses desfechos necessita ser melhor compreendida, especialmente, no Brasil, em que há lacunas de estudos de abrangência nacional (MORSE et al, 2011). A determinação dos fatores de risco envolvidos na mortalidade materna é um passo importante na tentativa de interromper a cadeia causal que torna algumas mulheres mais vulneráveis à ocorrência desse desfecho. Nessa direção, é apresentada, a seguir, uma sugestão de um modelo simplificado da realidade com possíveis mecanismos pelos quais resultam a mortalidade materna, apoiado na revisão de literatura da área, sendo permeado pela possibilidade dos atrasos e lacunas que podem ocorrer nos três níveis de determinação social da mortalidade materna, com base no Modelo dos Três Atrasos (THADDEUS & MAINE, 1994) (Figura 1).

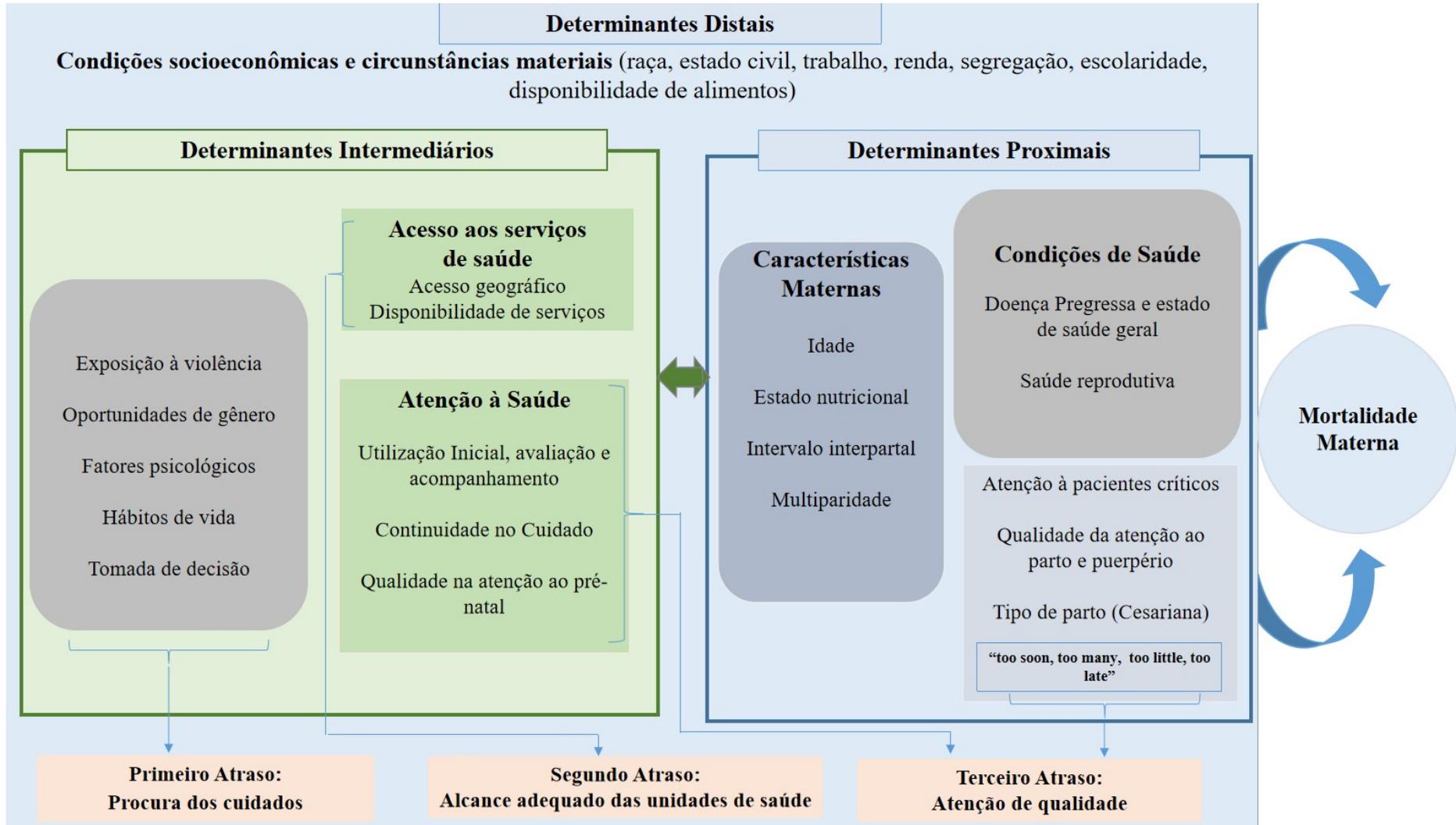


Figura 1. Modelo Teórico dos Determinantes da Mortalidade Materna

2.1.1 Determinantes Proximais

Dentre os Determinantes proximais da Mortalidade Materna mais citados na literatura estão a idade, a paridade, os comportamentos e características de saúde da mulher e a qualidade da atenção ao parto e puerpério. No Brasil, dentre as características de saúde, apresentam destaque no cenário nacional a persistência da sífilis congênita, que pode estar relacionada a desfechos desfavoráveis, como ocorrência de óbito fetal e aborto espontâneo, e as altas taxas de cesarianas.

Em relação à idade, as mulheres muito jovens e as que estão nos extremos da idade fértil apresentam maior risco de mortalidade materna (HOJ et al., 2002, KASSEBAUM et al., 2014, DIORIO e CRIVELLI-KOVACH, 2014; HOYERT). Mulheres em países de baixa e média renda começam a ter filhos em uma idade mais precoce (AMZAT, 2015), sendo o risco de maior mortalidade materna, nesta faixa etária, relacionada à menor realização de cuidado pré-natal e acesso aos serviços de saúde, além de crescimento inadequado e desenvolvimento do sistema reprodutor em mulheres muito jovens (CONDE-AGUDELO, BEKIZÁN E LAMMERS, 2005; BLACK, FLEMING e ROME, 2012). Já as mulheres em idade mais avançada apresentam maior risco de complicações durante a gestação e parto, como a eclâmpsia e placenta prévia (JACOBSON, LADFORS e MILSOM, 2014).

É importante ressaltar que a idade além de ser um fator de risco biológico, também é um fator sociocultural, podendo influenciar no acesso aos cuidados em saúde, estando a maior idade associada a maior acesso aos serviços de pré-natal, parto e puerpério (GABRYSCH e CAMPBELL, 2009). No entanto, outros fatores também estão associados à atenção à saúde, como a paridade e o intervalo interpartal que frequentemente influenciam negativamente os comportamentos de busca de cuidados (BELL, CURTIS e ALAYON, 2003). A paridade afeta os desfechos relacionados à gravidez, sendo o risco de morte materna maior tanto para as nulíparas quanto para as altamente múltiparas (OMOLE-OHONSI et al., 2011; SHECHTER et al., 2010; MUNIRO et al., 2019). A grande multiparidade está associada a maiores riscos de complicações obstétricas, como diabetes gestacional, distúrbios hipertensivos gestacionais, anemia materna, hemorragia pós-parto, malformações congênitas e mortalidade perinatal (OMOLE-OHONSI et al., 2011; SHECHTER et al., 2010; MUNIRO et al., 2019).

No Brasil, estudo realizado no Paraná com dados de 1998 a 2004 dos Comitês de mortalidade materna, observou que dos 822 óbitos maternos, 25% destes eram de mulheres com cinco ou mais gestações, sendo a razão de mortalidade em multigestas de 278,33/100.000 NV e a de mulheres com até duas gestações de 48,1/100.000 NV (SOARES, SCHOR,

TAVARES, 2008). No entanto, é importante destacar que a taxa de fecundidade vem decrescendo no Brasil em todas as regiões, tendo sido acentuada nos últimos anos entre as mulheres mais pobres e menos escolarizadas, nas regiões Norte e Nordeste (LEAL et al., 2018).

Já em relação às características de saúde da mulher, o estado nutricional materno durante a gravidez, incluindo baixo peso, deficiência de micronutrientes ou obesidade, podem contribuir para a saúde materna, através de diferentes potenciais mecanismos (GOLDENBERG et al., 2008). A obesidade está associada a maior risco de complicações na gravidez, como pré-eclâmpsia e eclâmpsia, diabetes, dentre outros (GOLDENBERG et al., 2008), de forma que todas essas complicações podem ser causas de óbito materno, quando não devidamente diagnosticadas e acompanhadas. A existência de condições crônicas como diabetes e hipertensão ou a presença de complicações anteriores de uma gravidez anterior, também, podem afetar o resultado de uma gravidez ou parto (GOLDENBERG et al., 2008).

Por outro lado, o estado de saúde na gestação também é influenciado pela presença de infecções neste período (BUOR e BREM, 2004). Em alguns países, a infecção pelo HIV lidera como uma das principais causas de óbitos maternos (WHO, 2004; RONSMANS e GRAHAM, 2006). HIV/ AIDS podem influenciar o risco de morte materna através de uma variedade de mecanismos, ao aumentar a suscetibilidade das mulheres a adquirir outras infecções, além de maior risco para infecção intrauterina, sepse puerperal, hemorragia pré-parto, ruptura uterina e trabalho de parto prolongado (RONSMANS e GRAHAM, 2006). No Brasil, outras doenças infecciosas, como as arboviroses, em especial a dengue e o zika-virus, com grande importância no cenário da saúde pública devido a uma incidência crescente, vem mostrando impactar nos desfechos relacionados à gravidez (LEAL et al., 2018). Estudo realizado, com dados de uma coorte obtida através de vinculação das bases de dados do Sistemas de Informação em Saúde, no período de 2007 a 2012, encontrou que a dengue sintomática aumenta o risco de morte materna em 3 vezes (IC95%:1,5–5.8) e a dengue hemorrágica em 450 vezes (IC95%: 186.9–1088.4), quando comparado a mortalidade de mulheres grávidas sem dengue (PAIXÃO et al., 2018). No entanto, devido à raridade do fenômeno, este estudo contou com um pequeno número de óbitos, sendo necessário outros estudos que possam também confirmar esta associação. A sífilis na gestação é um grave problema de saúde pública e quando não adequadamente tratada pode levar a morbimortalidade intrauterina, além de outros desfechos perinatais adverso (GOMEZ et al., 2013). Entre 2011 e 2012, a incidência de sífilis no Brasil foi de 3,51/1000 NV, com taxa de transmissão vertical de 34,3% e proporção de óbitos fetais seis vezes superior ao observado

em mulheres sem diagnóstico de sífilis (DOMINGUES e LEAL, 2016). A persistência de sífilis congênita representa uma falha no cuidado durante a gestação, uma vez que pode ser evitada com adequada atenção pré-natal (LEAL et al., 2018). Ainda no âmbito das doenças infecto-contagiosas, com a pandemia da Covid-19, o Brasil vem registrando alta mortalidade materna, sendo responsável por uma parcela importante dos óbitos maternos por esta causa em todo o mundo (LEAL et al., 2018). Os óbitos maternos por Covid-19 foram associados a co-morbidades como obesidade, diabetes e doenças cardiovasculares na população de gestantes e puérperas hospitalizadas por esta causa (TAKEMOTO et al., 2020). Além disso, falhas na atenção à saúde destas mulheres foram também identificadas, tendo sido encontrado que 15% de mulheres grávidas ou puérperas que morreram por Covid-19 não tinham recebido qualquer tipo de assistência ventilatória, 28% não tiveram acesso a leito de unidade de terapia intensiva (UTI) e 36% não foram intubadas nem receberam ventilação mecânica (TAKEMOTO et al., 2020). Dessa forma, a maior mortalidade em gestantes no Brasil pode estar relacionada a problemas crônicos da atenção à saúde da mulher no país, como recursos insuficientes, qualidade pré-natal, quantidade de leitos insuficientes, dificuldade no acesso aos serviços, disparidades raciais e violência obstétrica (AMORIM e TAKEMOTO, 2020).

Os cuidados obstétricos de emergência são listados na literatura como um dos principais fatores que influenciam a mortalidade materna (PAXTON et al., 2005). Uma revisão realizada por Paxton et al. (2005) mostrou que o atendimento obstétrico de emergência é eficaz na redução da mortalidade materna. Na África, no Malawi, foi evidenciado que um conjunto de ações, como o acesso a cuidados obstétricos de emergência de qualidade, associado a transporte e apoio financeiro reduziu a mortalidade materna hospitalar, em áreas rurais, em 50% no período de dois anos após o início da implementação (FOURNIER et al., 2009).

As inadequações e outros problemas estruturais no sistema de saúde podem ter um grande impacto na mortalidade e morbidade materna, especialmente na mortalidade evitável (GRANER et al., 2010). Na China, as grandes disparidades regionais nas causas de mortes maternas foram relacionadas à atenção ao parto e à qualidade dos recursos humanos. Na América Latina, um mapeamento realizado no México (GONZÁLES-BLOCK et al., 2011) identificou que a infraestrutura hospitalar e o treinamento de recursos humanos eram os fatores mais importantes que impactavam o sistema de saúde materna e os cuidados obstétricos de emergência.

Apesar da ampliação da cobertura da Estratégia Saúde da Família no Brasil, os dados oficiais de mortalidade materna no Brasil sinalizam a necessidade de maior qualidade dos serviços de assistência à gestação, parto e puerpério (CALDERON, 2006). Estudo multicêntrico, envolvendo 27 instituições em todas as regiões brasileiras, encontrou que a falta de transporte para instituições de maior complexidade e atraso no tratamento adequado nas emergências foram os principais fatores envolvidos com a severidade do desfecho materno (PACAGNELLA et al., 2014).

2.1.2 Determinantes Intermediários

A determinação da mortalidade materna concentra grande parte das explicações no acesso, utilização e qualidade de serviços de saúde durante a gestação, parto e puerpério. A utilização do serviço de saúde está fortemente relacionada à condição socioeconômica materna (RONSMANS E GRAHAM, 2006; GABRYSCH E CAMPBELL, 2009). A principal explicação aponta para a relação da melhor condição socioeconômica materna com uma maior utilização dos serviços de saúde para a realização do pré-natal por terem maior renda e acesso aos serviços, compreender e cumprir as recomendações da equipe de saúde sobre os cuidados durante a gravidez com acompanhamento de complicações e o aumento do conhecimento nutricional (CAMPBELL et al., 2017).

Em locais que a mortalidade materna permanece alta, o acesso ao serviço de qualidade é um dos principais fatores que impactam para o tratamento das complicações e consequente morbidade grave ou óbito (GABRYSCH e CAMPBELL, 2009). Nos países em desenvolvimento, dentre os fatores associados a alta morbimortalidade materna, estão a falta ou baixa qualidade do pré-natal, atraso no diagnóstico precoce, atraso no tratamento, acesso ao transporte para todos os níveis da atenção e falta de recursos pessoais e materiais adequados (GHULMIYYAH et al., 2016). A alta mortalidade materna por eclâmpsia, frequentemente, umas das principais causas de óbito por causas maternas, em conjunto com outras causas hipertensivas, relatada nos países em desenvolvimento, tem sido observada principalmente entre as mulheres que tiveram múltiplas crises sem acompanhamento no hospital e aquelas sem acompanhamento pré-natal (GOLDENBERG et al., 2011; GHULMIYYAH E SIVAI, 2012).

Mulheres pobres em áreas remotas são menos propensas a receber cuidados de saúde adequados, especialmente em regiões com baixo número de profissionais de saúde (SAY et al., 2014). Da mesma forma, na maioria dos países com renda alta e média- alta, mais de 90% de

todos os nascimentos se beneficiam da presença de uma parteira, médico ou enfermeiro treinado. No entanto, menos de 50% de todos os nascimentos em vários países de baixa e média renda tem este acompanhamento (WHO, 2020).

Vale ressaltar que o acesso ao cuidado de saúde pode ser influenciado por outros determinantes sociais, incluindo condições socioeconômicas individual e as condições materiais do bairro, como o acesso ao transporte (WHO, 2014). Em países de baixa renda, pouco mais de um terço de todas as mulheres grávidas têm quatro consultas pré-natais recomendadas (WHO, 2014). Estratégias têm sido utilizadas para tentar resolver o problema de lacunas da atenção à saúde às mulheres, como a melhoria do registro de nascimentos e óbitos, ao longo dos anos, a implantação dos comitês de mortalidade materna, a ampliação da atenção pré-natal, utilização de parteiras tradicionais em determinados contextos e a atenção ao parto (LEAL et al., 2018; VICTORA et al., 2011; SZWARCOWALD et al., 2014). Houve uma importante redução nas desigualdades de acesso à Atenção Primária, no Brasil, de forma que há aumento da cobertura do pré-natal entre as gestantes brasileiras (LEAL et al., 2018). Dados da Pesquisa Nascer no Brasil evidenciou cobertura elevada da assistência pré-natal de 98,7%, entre as puérperas, tendo 75,8% das mulheres iniciado o pré-natal antes da 16ª semana gestacional (VIELLAS et al., 2014). Estudo também evidenciou que a melhoria das condições de vida da população brasileira e programas como o Programa Bolsa Família e a Estratégia Saúde da Família estão associadas à redução do número de mulheres sem nenhuma visita pré-natal no momento do parto (RASELLA et al., 2013).

Entretanto, apesar dos avanços, ainda persistem disparidades regionais no acesso aos serviços, como a cobertura da Atenção Primária a Saúde que, em 2015, apresentou uma cobertura de 47% na Região Norte e 80% na Região Sul (LEAL et al., 2018). Além disso, mesmo com a implantação da Rede Cegonha e a vinculação à maternidade de referência em 2011, estudo demonstrou que apenas 58,7% das gestantes foram orientadas sobre a maternidade de referência e 16,2% procuraram mais de um serviço para a admissão para o parto (VIELLAS et al., 2014). Questões como a persistência da sífilis congênita e o tratamento da sífilis em gestantes também chamam atenção para a necessidade de melhoria da qualidade das ações da APS (LEAL et al., 2018). É importante também posicionar neste contexto, o cenário de crise econômica e austeridade que o Brasil vem passando, com decréscimo do financiamento da saúde que tem limitado a oferta e acesso aos serviços, impactando desfechos em saúde (MALTA et al., 2018).

Ainda dentro das ações dos Serviços de Saúde, o planejamento reprodutivo também vem sendo descrito como uma estratégia para melhorar a saúde materna, atuando na redução

do número de gestações não pretendidas e, assim, auxiliando na redução das mortes maternas (ABOUZHR, 2003). O aumento na prevalência do uso de contraceptivos foi associado a uma redução na mortalidade materna na África Subsaariana (ALVAREZ et al., 2009), assim como o declínio da razão de mortalidade materna em Bangladesh foi associada a iniciativas de planejamento reprodutivo (CHOWDHURY et al., 2007). O caminho pelo qual o planejamento reprodutivo influencia a mortalidade materna pode ocorrer por três vias: reduzindo a taxa de fertilidade e assim diminuindo a taxa de MM; evitando nascimentos não pretendidos, prevenindo o aborto inseguro e reduzindo os nascimentos em grupos de risco, como a multiparidade (CHOWDHURY et al., 2007).

Outros fatores intermediários como comportamentos e estilo de vida e fatores estressores podem também influenciar a saúde materna, atuando por meio de vias comportamentais ou fisiológicas (GROTE et al., 2010; LITTLETON et al., 2010). Mulheres que passam por estressores psicossociais têm maior probabilidade de se engajar em comportamentos de risco, como tabagismo e uso de álcool, e têm menor probabilidade de procurar atendimento de saúde (REQUEJO et al., 2013). Portanto, a relação entre estressores psicossociais e mortalidade materna pode ser mediada por esses comportamentos. Intervenções psicológicas e comportamentais durante o atendimento pré-natal, incluindo programas para prevenir a violência, são alguns dos esforços observados no intuito de melhorar resultados de saúde materna (REQUEJO et al., 2013).

A violência doméstica é um problema global que influencia a saúde das mulheres. Alguns estudos já associaram a violência doméstica ao homicídio (STÖCKL et al., 2013), depressão e comportamento suicida (DEVRIES, MAK e BACCHUS et al., 2013), infecção por HIV (JEWKES et al., 2010) e abortos induzidos (ALIO et al., 2011) em mulheres. Assim, exposição à violência de gênero impacta tanto no risco de complicações diretas à saúde, como também em um nível mais comprometido de saúde materna (MUMTAZ et al., 2014). Pesquisa nacional com dados de Prontuários de Unidades de Saúde e entrevistas com familiares, evidenciou que 40% das mulheres vítimas de morte materna passou por situação de violência, tanto intergênero, perpetrada, pelo atual ou por ex-companheiros, quanto nas ruas, sendo mais prevalentes as violências que ocorriam dentro de casa (CARDOSO et al., 2010).

Outras características da mulher, como o estado civil, ou situação conjugal, também vem sendo investigados. O estado civil pode influenciar a situação socioeconômica da mulher, o poder de decisão e também a rede de apoio social durante a gestação. No Brasil, estudo realizado em capitais brasileiras, dos 239 óbitos por causas maternas, 25,4% eram mulheres

casadas e 32,8% viviam em união consensual e 41,8% viviam sem companheiro (solteiras, viúvas ou separadas) (LAURENTI, MELLO JORGE e GOTLIEB, 2004). Da mesma forma, estudos realizados na cidade do Rio de Janeiro e no estado do Pernambuco encontraram maior percentual de óbitos maternos em mulheres solteiras (KALE e COSTA, 2009; RIQUINHO e CORREIA, 2006).

Fatores como a autonomia social/ tomada de decisão também influenciam os resultados da gravidez e a sobrevivência materna (AMZAT, 2015). Os papéis tradicionais de gênero e a vulnerabilidade socialmente produzida são importantes determinantes da morbidade e mortalidade da mulher, através de restrições impostas à autonomia reprodutiva feminina para proteção para doenças sexualmente transmissíveis nas relações sexuais, bem como da gravidez não pretendida, além de alto índice de abuso e violência sexual (AMZAT, 2015; VENTURA, 2008). A criminalização do aborto, a terceira entre as causas de morte maternas (LEAL et al., 2018), excluindo as causas indeterminadas, também impacta na autonomia feminina, uma vez que não é garantida a decisão e atenção de qualidade, culminando no aborto inseguro, com risco de infecções e hemorragias e consequente, óbito da mulher. É importante destacar que as mulheres que mais morrem por aborto no Brasil são as mulheres pobres e negras (BRASIL, 2009^c). A criminalização do aborto marca importantes desigualdades sociais da mortalidade materna, de forma que quem tem maior poder aquisitivo têm acesso a uma assistência mais qualificada a através de clínicas especializadas, enquanto a maioria da população busca pessoas não habilitadas e métodos abortivos rudimentares, que podem levar a graves complicações e à morte (BRASIL, 2009^c).

2.1.3 Determinantes Distais

Embora a atenção a saúde durante a gestação, parto e puerpério seja colocado como um dos principais fatores para garantir a prevenção das complicações associadas à gravidez, é também importante garantir que a parcela mais vulnerável da população tenha acesso a estes serviços (SAY et al., 2010). O valor das informações sobre as circunstâncias sociais e culturais que levam aos óbitos maternos, assim como a tomada de decisões em políticas e programas precisam também ser avaliados.

O Status Socioeconômico (SSE) é uma medida da posição de um indivíduo dentro de uma estrutura social hierárquica. Os três indicadores mais comuns do SSE são a renda familiar, educação e ocupação. Outras medidas incluem bairro de moradia e a vizinhança,

raça/etnia e acumulação de bens ou riqueza (CAMPBELL et al., 2018). O SSE é um preditor das disparidades de saúde, já que grupos socioeconomicamente desfavorecidos tendem a ter piores desfechos em saúde, sendo um importante marcador da mortalidade materna (WHO, 2020). As razões de mortalidade materna variam muito entre países e regiões do mundo, verificando-se razões mais elevadas em países com piores SSE e/ou sem um serviço universal de saúde.

Nos países de baixa renda, as mulheres pobres são também as mais afetadas adversamente (WHO, 2020). O alto número de mortes maternas, concentradas em algumas áreas, reflete as desigualdades no acesso e na qualidade dos serviços de saúde, de forma que a acessibilidade financeira não apenas influencia a situação econômica da mãe ou de sua família, mas também o grau de acesso aos serviços de saúde (WHO, 2020, DIORIO CRIVELLI-KOVACH, 2014; MUMTAZ et al., 2014).

Na maioria dos estudos que avaliam a influência de fatores econômicos na mortalidade materna, há uma forte evidência que aspectos da pobreza, como as condições de vida (DIORIO CRIVELLI-KOVACH, 2014; MUMTAZ et al., 2014), renda, escolaridade, condições de habitação e privação material, além de variáveis multidimensionais, como Índice de Gini, Índice de Desenvolvimento Humano implicam na mortalidade materna. Em Bangladesh, foi encontrado efeito protetor quando se comparava mães com menor nível de pobreza, com maior nível de pobreza (OR:0,5; IC95% 0,4 - 0,6) (CHOWDHURY et al., 2007). Na zona rural em Burkina Faso, a RMM também foi maior nos menores quintis de pobreza (BELL et al., 2008).

A baixa renda representa uma barreira de acesso aos cuidados de saúde, sendo que os custos dos serviços e a dificuldade de transporte limitam a demanda e o uso desses serviços. Na Índia, a análise dos dados da Pesquisa Nacional de Saúde da Família entre 1992 e 2006 revelou que o uso de cuidados pré-natais e atenção ao parto qualificados permaneceram desproporcionalmente baixo entre as mães pobres da Índia ao longo do período investigado, na maioria dos estados (PATHAK; SINGH, 2010). Também na Índia, foi encontrado maior percentual de parto institucional no quartil de mulheres com renda mais alta (27,6%) do que no quartil de renda mais baixa (9,2%) (KESTERTON et al., 2010).

No Brasil, a questão socioeconômica pode também ser visualizada na expressão de maiores razões de mortalidade materna nas regiões mais pobres, como Nordeste e Norte (LAURENTI et al., 2004; MORSE et al., 2011), e nos grupos de menor renda (MORSE et al., 2011). Estudo com dados de prontuários de Unidades de Saúde e entrevista estruturada com familiares de mulheres que foram a óbito, agregando metodologias quantitativa e qualitativa,

apontou que a maior quantidade de óbitos estava concentrada em mulheres pobres, residindo nas periferias dos grandes centros urbanos, com vínculos de trabalho precarizados e que, muitas vezes, eram as únicas responsáveis pelo sustento familiar (CARDOSO et al., 2010). Em Pernambuco, a questão social foi também evidenciada, uma vez que as mulheres que não estavam trabalhando, tiveram elevado percentual de óbito materno (CORREIA et al., 2011).

A escolaridade também aparece como um importante indicador da situação econômica da mulher, especialmente em regiões com grandes iniquidades no acesso à educação formal. A educação está inversamente relacionada ao risco de mortalidade materna (ALVAREZ et al., 2009; BUOR e BREM, 2004; HOGAN et al., 2010), sendo a menor escolaridade associada a maior risco. As maiores razões de mortalidade materna são encontradas em mulheres com educação primária ou sem escolaridade (HOJ et al., 2002; HOYERT et al., 2000). A escolaridade é também um marcador importante para determinar o acesso aos serviços de saúde e vem sendo associada a fatores como a decisão sobre o número e o momento da gestação, aumento no acesso e uso de informações médicas, bem como redução de comportamento de risco (DOLATIAN et al., 2016). Além disso, uma consequência da baixa escolaridade é a menor identificação de sinais de alerta que podem aparecer durante a gravidez (AMZAT, 2015). Em estudo realizado na Etiópia, a presença de parteiras qualificadas foi associado ao ensino médio ou superior (MENGESHA et al., 2013). Baixo status educacional em Bangladesh e Paquistão foram associados alto risco de óbito materno (CHOWDHURY et al., 2009; KALIM et al., 2009). No Brasil, na área urbana de Recife, Leite et al., (2011) encontraram maior chance de mortalidade materna em mulheres com menos de 4 anos de estudo (OR = 4,95; IC95%: 2,43-10,08), sendo esta chance maior entre as usuárias do SUS (OR = 4,47; IC95%: 1,87-10,29), evidenciando as desigualdades sociais na determinação de mortalidade materna.

Outro fator que está associado à mortalidade materna é a raça/etnia, sendo a mortalidade materna expressivamente mais elevada em mulheres de minorias étnico-raciais (LOPES, BUCHALLA e AYRES, 2007). Estudos mostram piores condições de vida e de saúde em mulheres de categorias étnico raciais mais vulneráveis, com persistente desigualdade de acesso aos serviços de saúde, educação e renda e maiores razões de mortalidade materna (LOPES, BUCHALLA e AYRES, 2007; MARTINS, 2006; LEAL, GAMA e CUNHA, 2005). Nos EUA, as mulheres afro-americanas têm taxas consistentemente mais altas de mortalidade materna em comparação com brancas ou hispânicas (HOYERT et al., 2000). Um estudo nos EUA sobre as taxas de letalidade entre as mulheres negras e brancas de complicações relacionadas à gravidez, como pré-eclâmpsia,

eclâmpsia, descolamento de placenta, placenta prévia e hemorragia pós-parto, mostrou que as mulheres negras tinham duas a três vezes mais chances de morrer devido a estas complicações do que as mulheres brancas (TUCKER et al., 2007). Mais recentemente, estudo também mostrou que o aumento de desigualdade de renda, mensurado pelo Índice de Gini, foi associado ao aumento de mortalidade materna em mulheres pretas (RR: 1,14; IC95%: 1,04-1,24), nos Estados Unidos, no período de 2001 a 2015, não sendo encontrada associação estatisticamente significativa, nas RMM de mulheres brancas (RR: 1,04; IC95%: 0,96-1,14), nem nas RMM totais (RR: 1,03; IC95%: 0,95-1,10) (VILDA et al., 2019).

O racismo pode ser definido como um sistema estruturante gerador de comportamentos, práticas, crenças e preconceitos que fundamentam desigualdades evitáveis e injustas entre grupos da sociedade, baseadas na raça ou etnia. Quando institucionalizado, isto é, praticado em instituições do Estado, o racismo obstrui o acesso a bens, serviços e oportunidades, estando subjacente às normas que orientam as ações destas instituições, mesmo sem ser legalizado (WERNECK, 2016; JONES, 2000). No sentido de evidenciar o impacto das desigualdades sociais e do racismo, pesquisas realizadas no Brasil têm evidenciado que as mulheres negras estão em situação de maior vulnerabilidade quando comparadas às brancas, em relação ao acesso e utilização dos serviços de saúde (LEAL et al., 2017; DINIZ et al., 2016; MARTINS, 2006; LEAL; GAMA; CUNHA, 2005) e também na expressão da mortalidade materna (MARTINS, 2006). Analisando dados de comitês, relatórios e teses Martins (2006) encontrou um risco de óbito materno entre mulheres pretas que variava de 3,7 a 8,2, quando comparadas às mulheres brancas. Dados oriundos da pesquisa Nascer no Brasil indicaram que, além dos eventos no entorno mais imediato do parto, as desigualdades segundo raça/cor se estendem ao longo do processo mais amplo da gravidez, de forma que puérperas de cor preta possuíam maior risco de terem um pré-natal inadequado (OR = 1,6; IC95%: 1,4-1,9), falta de vinculação à maternidade (OR = 1,2; IC95%: 1,1-1,4), ausência de acompanhante (OR = 1,7; IC95%: 1,4-2,0), peregrinação para o parto (OR= 1,3; IC95%: 1,2-1,5) e menos anestesia local para episiotomia (OR = 1,5; IC95%: 1,1-2,1), quando comparadas às mulheres brancas (LEAL et al., 2017). Estudo recente realizado sobre aborto no Brasil, também, encontrou esta disparidade em relação à busca ao primeiro atendimento pós-aborto (GOES et al., 2020), encontrando maior relato de barreiras individuais na busca pelo primeiro atendimento entre mulheres pretas (32%), sendo também confirmado que mulheres pretas (OR: 1,7, IC95%: 1,2-2,4) e pardas (OR:1,5; IC95%:1,1-2,1) tinham maior chance de encontrar barreiras no primeiro atendimento após o aborto do que as mulheres brancas.

Já em relação às mulheres indígenas, uma série histórica realizada no Pará, no período de 2005 a 2014, encontrou uma razão de mortalidade materna de 60,7 por 100 mil nascidos vivos para as mulheres não indígenas e 135,8 por 100 mil nascidos vivos para as indígenas (SANTOS et al., 2017). No Mato Grosso, Teixeira et al., (2012) encontraram chances 5,13 vezes maiores de óbito materno em mulheres pretas (IC95%: 2,56-10,04) e 5,71 (IC95%: 2,85-11,16) em indígenas, comparadas às mulheres brancas. No entanto, são necessários mais estudos de abrangência nacional para melhor entender as questões de raça e etnia e mortalidade materna, na população brasileira.

Outra questão que merece destaque no leque dos determinantes distais é relativa ao espaço geográfico, sendo mensurado através das variáveis como rural ou urbano, distância dos serviços de saúde e residir em determinadas regiões. A acessibilidade geográfica pode influenciar a mortalidade materna por estar relacionada à rapidez e facilidade que os serviços de saúde materna podem ser alcançados para a atenção pré-natal, acompanhamento e tratamento das complicações e local de parto (MILLER et al., 2016). Mulheres que residiam em áreas rurais da África, comparadas às urbanas, apresentaram maiores riscos de mortalidade materna (RONSMANS et al., 2003). No Camboja, também foi encontrado RMM quase sete vezes maior em mulheres de províncias fora da capital do que na capital (2.090/100.000 NV e 310/ 100.000, respectivamente) (KOUM et al., 2002). Os piores resultados na população rural, muitas vezes está relacionado ao acesso mais difícil aos serviços médicos desta população (RONSMANS et al., 2003).

A concentração de serviços de saúde nos centros urbanos traz uma barreira importante para as mulheres que vivem na zona rural acessarem estes serviços. Longas distâncias às unidades de saúde continuam sendo um problema em locais onde mortalidade materna permanece em altos níveis (AMZAT, 2015). A questão econômica e o acesso ao transporte são algumas dificuldades que as moradoras rurais têm para acessar essas unidades de saúde, muitas vezes não conseguindo obter a atenção à saúde, em tempo oportuno, por conta do transporte inadequado ou indisponível (HOJ et al., 2002). Na Índia, Aggarwal et al. (2007) relataram uma chance de mortalidade materna de 6,8 maior (IC95%: 3,8 - 12,4) em mulheres que residiam há mais de 5 km da unidade de saúde mais próxima. Na Guiné, Hoj et al. (2002) relataram uma razão de mortalidade materna sete vezes maior para mães que residiam 25 km de um hospital em relação a mães que residiam 5 km (OR: 7,4, IC95%: 1,6 - 132,4). Estudo realizado na Tanzânia, evidenciou que a distância física das instalações de saúde foi a razão mais frequente para o parto realizado em domicílio de mulheres que residiam na zona rural (CHOE et al., 2016).

No Brasil, estudo realizado com puérperas em uma microrregião de saúde com alta mortalidade materna no Espírito Santo evidenciou que 89,1% das puérperas residentes na zona urbana residiam até 4 km dos serviços de saúde. Em contrapartida, 68,1% das residentes rurais estavam até 14 km de distância, sendo necessário, para a maioria, o deslocamento por transportes que nem sempre eram oferecidos publicamente (MARTINELLI et al., 2016).

2.3 INTERVENÇÕES DE SAÚDE PARA REDUÇÃO DA MORTALIDADE MATERNA

As políticas públicas de atenção à saúde para redução da mortalidade materna cresceram no século XX, a partir da evidência das altas taxas de mortalidade no mundo, especialmente nos países mais pobres. Em 1987, a Conferência Internacional sobre Maternidade Segura (Safe Motherhood Conference) realizada no Quênia, iniciou uma discussão sobre a problemática da morte materna, sendo considerada um dos marcos da mobilização internacional na direção de visibilizar a Mortalidade Materna como um problema de saúde mundial (LAURENTI, 1989; LAURENTI et al., 2004). No mesmo ano, o V Encontro Internacional Mulher e Saúde, realizado na Costa Rica, com participação de mulheres de mais de 80 países, lançou uma Campanha Mundial pela Redução da Mortalidade Materna. A XXIII Conferência Sanitária Pan-Americana em Washington, em 1990, aprovou o Plano de Ação Regional para a Redução da Mortalidade Materna na Região das Américas, tendo os países signatários assumido o compromisso de formular planos nacionais de redução da mortalidade materna firmando a meta de reversão em, pelo menos, 50% até o ano 2000 (ABOU'ZAHRA ET AL., 1996). Aqui houve também o amplo reconhecimento do contexto socioeconômico como um fator importante na determinação da mortalidade materna, que coloca as mulheres gestantes e puérperas em situação de vulnerabilidade em maior risco de adoecer e/ou morrer, a partir da constatação que a maior parte das mortes maternas são evitáveis (OPS/OMS, 1996).

No ano 2000, representantes de 189 países se reuniram para a identificação dos principais problemas que afetariam o mundo no novo milênio, culminando na pactuação de oito objetivos e 21 metas para melhoria das condições de vida das populações mais pobres até 2015. Dentre esses Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (ODM), o 5º objetivo propunha melhoria da saúde das gestantes com a redução da MM em 75% até 2015 para os países signatários, entre eles o Brasil (UNITED NATIONS, 2014). De 1990 a 2010, houve uma redução de 47% da MM (WHO, 2020). A melhoria dos determinantes sociais e o desempenho

do sistema de saúde tiveram um papel importante para esta redução, mas este progresso ainda foi insuficiente, desigual e lento. Sendo assim, o combate à morte materna permaneceu no foco da agenda de saúde global e do desenvolvimento internacional com os novos Objetivos do Desenvolvimento Sustentável (ODS), estratégia que sucedeu o ODM, no objetivo 3, propondo a eliminação da morte materna evitável e a meta universal da MM inferior a 30 mortes para cada 100.000 NV (SOUZA, 2015).

Uma importante estratégia para a mensuração e visualização dos óbitos maternos, com fins de estratégias de prevenção e redução destes óbitos é a promoção de melhorias no sistema de registro, incluindo a investigação compulsória de mortes de mulheres em idade reprodutiva. Os Comitês de Mortalidade Materna são importantes estratégias interinstitucionais e multiprofissionais que visam a identificação de todos os óbitos maternos para a proposição de medidas de intervenção na região de abrangência. Com expansão em todo o mundo, a sua emergência data de antes de 1980, com primeiros registros nos Estados Unidos na década de 30, e na Inglaterra na década de 50. Na América Latina, a experiência de Cuba, iniciada em 1987, é considerada uma das mais antigas e exitosas (BRASIL, 2001; SIQUEIRA E RODRIGUES, 2003).

A partir da visibilidade do problema, do desenvolvimento socioeconômico e da implementação de políticas que modificam os determinantes sociais da mortalidade materna, como os programas de transferência condicional de renda, e da ampliação da cobertura e do acesso aos sistemas de saúde, bem como da melhoria da qualidade da atenção, observou-se a gradual transformação dos padrões de mortalidade materna entre os países, com progressão gradual ao longo de uma trajetória (SOUZA, 2013). Esse fenômeno tem sido classificado como "transição obstétrica" que, adaptado dos modelos clássicos de transição epidemiológica, é caracterizado pela passagem de um padrão de alta para baixa mortalidade materna, de predominância das causas obstétricas diretas para uma proporção crescente de causas indiretas associadas às doenças crônico-degenerativas e aumento da institucionalização da assistência e de intervenção obstétrica, com eventual excesso de medicalização (SOUZA et al., 2014).

São considerados cinco estágios da transição obstétrica. No estágio 1, tem-se as RMM muito altas (> 1.000 mortes maternas/100.000 NV), acompanhadas de alta fertilidade e predominância de causas diretas, juntamente com uma grande proporção de óbitos atribuíveis a doenças transmissíveis. Há uma lacuna grande de atenção obstétrica profissional e acesso aos estabelecimentos de saúde. No estágio 2, apesar das altas RMM (999-300 mortes maternas/100.000 NV) e taxas de fertilidade, o acesso aos estabelecimentos de saúde é

ampliado. No Estágio 3, há uma redução da RMM (299-50 mortes maternas/100.000 NV) e fertilidade, mas com predominância das causas diretas de mortalidade. Há maior acesso aos estabelecimentos de saúde, mas ainda existem lacunas assistenciais para uma parte da população. Questões principais dentro deste contexto é a qualidade da atenção que se torna um dos principais determinantes dos resultados de saúde, além de convivência com as altas interferências médico-assistenciais sobre o parto. No estágio 4, há baixa RMM (< 50 mortes maternas/100.000 NV) e taxa de fertilidade. O excesso de medicalização pode ser uma ameaça à qualidade da atenção. Finalmente, no Estágio 5, todas os óbitos evitáveis são de fato evitados e a RMM, então, atinge níveis muito baixos (< 5 mortes maternas/100.000 NV), com as causas obstétricas indiretas associadas às doenças crônico-degenerativas sendo as principais causas de mortalidade materna. Neste cenário podem ainda persistir a excessiva medicalização e violência estrutural, como a desigualdade de gênero e o acesso das populações vulneráveis (SOUZA et al., 2014).

Estes estágios podem fornecer orientação sobre as prioridades de saúde e áreas focais mais urgentes através da compreensão das causas de morte em cada contexto por meio da vigilância e atenção à saúde, com classificação das urgências, considerando prioridades imediatas e necessidades futuras à medida que os países avançam. Para países com altas RMM são recomendadas estratégias focadas no planejamento reprodutivo, no combate às causas diretas e evitáveis, além de melhoria da infraestrutura básica do sistema social e de saúde e da qualidade mínima do atendimento. Já os países com menores RMM, as estratégias são focadas no tratamento das doenças não transmissíveis e outras causas indiretas, na humanização do atendimento e na contenção do uso excessivo de intervenções. A equidade é uma preocupação importante em todos os níveis, visto que as taxas médias de mortalidade caem, atenção especial deve ser estabelecido na eliminação de disparidades entre subgrupos vulneráveis (WHO, 2015).

Miller et al. (2016) também propuseram uma classificação considerando estes contínuos na atenção a saúde materna, considerando dois distintos cenários: muito pouco, muito tarde (too little, too late -TLTL) e muito tarde, muito breve (too much, too soon - TMTS) . TLTL é uma situação em que existem recursos insuficientes e inadequados para fornecer a atenção necessária, o que resulta em alta mortalidade materna. TMTS inclui o uso excessivo e desnecessário de intervenções não baseadas em evidências. Conforme aumenta a cobertura e o acesso da população aos estabelecimentos de saúde, aumenta-se os custos de saúde, desrespeitos e abusos às beneficiárias, assim como a excessiva medicalização. Embora

TMTS seja normalmente atribuída a países de alta renda e TLTL a países de baixa e média renda, as extremas iniquidades sociais e de saúde fazem com que estes extremos coexistam em muitos países.

A cesariana é um indicador de saúde materna que pode ser considerado um exemplo de TLTL e TMTS, com taxas díspares entre e dentro dos países, com taxas mais altas nos estabelecimentos privados e nos quintis de riqueza mais altos (MILLER et al., 2016). Globalmente, as taxas de cesarianas estão aumentando e possivelmente estas taxas não são acompanhadas de indicações clínicas. Países de baixa renda, historicamente tiveram taxas de cesariana muito baixas, particularmente aqueles com baixas taxas de partos em estabelecimentos de saúde, deficiências de transporte, instalações cirúrgicas, pessoal e equipamento cirúrgico e capacidade de anestesia e transfusão de sangue e com escassez de atendentes qualificados. Já os países de alta e média renda, geralmente, têm taxas mais altas de cesarianas. O uso excessivo de cesariana para indicações não médicas - TMTS - têm sido associadas a taxas aumentadas de doenças maternas (MILLER et al., 2016; VILLAR et al., 2006). As altas taxas de cesarianas aumentam os custos financeiros para os sistemas de saúde, criando barreiras para sua cobertura universal.

2.3.1 Políticas Públicas para melhoria da saúde materna no Brasil

As políticas de atenção à saúde materna cresceram no século XX, a partir da evidência das altas taxas de mortalidade, no Brasil e no mundo. No entanto, no Brasil, até meados da década de 70, a atenção à saúde da mulher era pautada apenas na saúde reprodutiva, com ações fragmentadas e sem integração com outros setores, evidenciando a desigualdade de gênero. A Declaração de Alma-Ata, em 1978, estabeleceu como prioridade a atenção à assistência materno-infantil, planejamento familiar, imunização, promoção e prevenção de doenças (ALMA-ATA, 1978). A estruturação dos movimentos feministas, em conjunto com o movimento sanitário, possibilitou o surgimento das denúncias à violência aos direitos à educação, a falta de serviços básicos e das condições de vida e saúde das mulheres (BRASIL, 2004^a).

Neste contexto de busca por direitos, na década de 80, foi criado o Programa de Atenção Integral à Saúde da Mulher (PAISM), apresentando avanço nas políticas que antes centravam apenas na reprodução, ao serem colocadas na agenda, ações de educação, atenção

clínico- ginecológica, controle de câncer de mama e de útero, dentre outras (COELHO, 2009; BRASIL, 2004^a). Na década de 80 também começaram os primeiros Comitês de Mortalidade Materna no Brasil, tendo o estado de São Paulo despontado como centro pioneiro, contando com a participação de representantes do movimento organizado de mulheres em sua formulação (BRASIL, 2009^a; RODRIGUES E SIQUEIRA, 2017). Estas ações foram implantadas em todo Brasil, aumentando a sua cobertura gradualmente. Dados de 2009 demonstram que os comitês de mortalidade materna estavam instalados em todos os 27 estados, em 172 regiões subestaduais e em 748 municípios (BRASIL, 2009^a). Essas medidas levaram a uma melhoria na detecção e notificação das mortes maternas. É importante também destacar que a melhoria das estatísticas influencia também a interpretação de tendências temporais e diferenças regionais, porque a qualidade das notificações varia de acordo com a época e o lugar de ocorrência (VICTORA et al., 2011).

A implantação do Sistema Único de Saúde (SUS) como política de estado, com acesso universal e integral, auxiliou a construção de um conjunto de ações em saúde, como o Programa de Agentes Comunitários de Saúde (1990) e a Estratégia da Saúde da Família (1994) que possibilitaram a interiorização de equipes de saúde da família e a ampliação do acesso aos serviços de Saúde, contribuindo para o aumento da cobertura da atenção à saúde materna e reprodutiva, como as ações de acompanhamento pré-natal, vacinação e planejamento reprodutivo (LEAL et al., 2018).

Com as discussões sobre a mortalidade materna em 1990 e o foco nos ODM, houve a criação do Programa de Humanização no Pré-Natal e Nascimento (PHPN), com o objetivo principal de reduzir a mortalidade materna, perinatal e neonatal, na tentativa de garantir o direito da gestante e do recém-nascido ao atendimento humanizado e seguro (COELHO, 2009).

Já em 2004, a Política Nacional de Atenção Integral à Saúde da Mulher (PNAISM) consolidou a proposta do PAISM, incluindo ações de saúde com vistas à ampliação da atenção à saúde da mulher, sendo alicerçada pelo Pacto Nacional pela Redução da mortalidade materna e neonatal, com o objetivo de reduzir em 15% a mortalidade materna e neonatal até 2006 e, em 75%, até 2015 (REIS, PEPE e CAETANO, 2011). Ainda em 2004, com a persistência das altas taxas de mortalidade materna, a notificação do óbito materno foi tornada compulsória, além de dirigidos programas para a redução das desigualdades regionais, como a Redução da Mortalidade Materna e Infantil no Nordeste e Amazônia Legal (LEAL et al., 2018). Neste contexto, também foi criado o Programa Bolsa Família com o foco de alívio da pobreza imediata e intergeracional (BRASIL, 2004^b).

Em 2005, foi lançada a Política Nacional dos direitos Sexuais e Reprodutivos (2005) visando a garantia à saúde sexual e reprodutiva, com foco principal no planejamento reprodutivo e prevenção de Infecção Sexualmente Transmissível (IST) e AIDS/HIV (BRASIL, 2005). Em 2006, o Pacto pela Saúde colocou entre suas prioridades, a redução da mortalidade materna e infantil (BRASIL, 2006), que teve na portaria nº 2.669 de 03 de novembro de 2009 estabelecidas as prioridades, os objetivos, as metas e os indicadores de monitoramento e avaliação, tendo como finalidade a investigação dos óbitos de mulheres em idade fértil e materno, referentes às declarações de óbito do ano anterior (BRASIL, 2009^b).

Em 2011, incorporando todas as ações anteriores, foi lançada a Rede Cegonha, através da Portaria nº 1.459, de 24 de junho de 2011, sendo definida como uma estratégia que visa implementar uma rede de cuidados para assegurar às mulheres o direito ao planejamento reprodutivo e à atenção humanizada à gravidez, ao parto e ao puerpério, às crianças, o direito ao nascimento seguro e ao crescimento e desenvolvimento saudáveis (BRASIL, 2011). A Rede Cegonha busca o atendimento adequado na hora do parto e nascimento, a responsabilidade da gestão e serviços quanto à estrutura e logística, além da qualidade da atenção durante o Pré-Natal. Essa operacionalização perpassa desde o processo de trabalho e qualificação da atenção, a partir da identificação e resolução dos problemas de saúde e reorganização dos atendimentos da atenção à mulher. Após a implementação da Rede Cegonha, foi observado um aumento do número de mulheres com acesso à tecnologia apropriada ao parto entre os anos de 2011 e 2017, como presença de acompanhante durante o parto vaginal no serviço público (de 31,8% para 83,9%), assim como no serviço privado (de 55,8% para 96,8%). Houve também redução de práticas consideradas prejudiciais, tais quais a redução das taxas de intervenções não recomendadas de rotina durante o parto vaginal (LEAL et al., 2019). Além disso, a Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS), em conjunto com o Ministério da Saúde, lançaram o programa Parto Adequado, uma iniciativa focada na disseminação de informações sobre a importância do parto normal e do respeito às fases da gestação, com o intuito de reduzir as altas taxas de cesarianas no país (ANS, 2015).

Apesar dos avanços conquistados ao longo dos anos, problemas persistem. Importa destacar a estabilização das RMM após o ano 2000, após uma acentuada redução nos 10 anos anteriores. A partir de 2010, visualiza-se também uma redução discreta, mas voltando a crescer a partir de 2015, em conjunto com o cenário de crise política e econômica. Problemas como a continuidade da ilegalidade do aborto que contribui para práticas inseguras, a qualidade da atenção ao parto e a persistente peregrinação de gestantes de um serviço para o outro

contribuem para que estas taxas permaneçam altas. Além disso, em conjunto com a ampliação do acesso ao parto institucional, cresceram também as intervenções desnecessárias, com excessiva medicalização da atenção ao parto e nascimento, aumento de cesarianas e intervenções invasivas, fomentando o debate sobre a necessidade de desinstitucionalização do parto e nascimento (SOUZA, 2015). Altas taxas de cesarianas maiores que 50% no Brasil mantêm o risco de morte materna muitas vezes superior ao que se poderia reduzir (ESTEVEZ-PEREIRA et al., 2016).

No âmbito das intervenções voltadas para a melhoria da saúde materna ou dos seus determinantes, esta tese vai explorar o efeito de uma intervenção social, pautada em políticas públicas de assistência social, para redução da pobreza (PBF), na redução da mortalidade materna. Além disso, será também explorada uma intervenção em saúde – a cesariana – que apesar de ser um recurso necessário e capaz de salvar vidas, pelas altas taxas e o excesso de uso sem indicação, pode acarretar risco para a saúde materna, já que todo procedimento cirúrgico tem um risco atribuído.

2.4 CESARIANA E MORTALIDADE MATERNA

A elevação na taxa de cesarianas é um fenômeno da obstetrícia mundial, mas o Brasil é líder das estatísticas. O Brasil tem uma das maiores taxas de cesárea do mundo (56%), em comparação com uma média global de 21% (WISE,2018). Entre as mulheres brasileiras que usam saúde privada, esta taxa é de quase 90% (NAKAMURA-PEREIRA et al., 2016). É provável que a maioria dessas cesarianas realizadas sejam de pacientes sem indicações clínicas (DIAS, DOMINGUES e PEREIRA, 2008; LEAL et al., 2018).

As cesarianas são intervenções eficazes para proteger a saúde materna, quando realizadas por razões clínicas bem definidas (BETRAN, TORLONI e GÜLMEZOGLU, 2016) mas podem também expor as mulheres a complicações significativas, pois, como qualquer procedimento cirúrgico, não são isentas de riscos. A cesariana pode trazer riscos à saúde tanto a curto, como a longo prazo. No parto em curso, as mulheres submetidas à cesariana apresentam maior risco de hemorragia, sepse, tromboembolismo venoso e amniótico e embolia (LANDON et al., 2004; RORTVEIT et al., 2003). Nas gestações subsequentes, o risco de placenta prévia, placenta acreta e ruptura uterina também é aumentado (KEAG, NORMAN e STOCK, 2018). Essas condições aumentam a mortalidade e morbidade materna grave cumulativamente a cada subsequente cesárea (VADNAIS et al., 2006). Além disso, sabe-se que taxas mais altas de cesariana sem indicação médica adequada não resultam necessariamente em menor morbimortalidade materna (BETRAN, TORLONI e GÜLMEZOGLU, 2016).

Estudos anteriores tem explorado a associação de cesariana com mortalidade materna, mas ainda faltam evidências definitivas, uma vez que a maioria da literatura publicada tem limitações importantes, como viés relacionado à indicação de cesariana, uma vez que a morbidade materna é tanto a causa de óbito, como o motivo da indicação de cesariana (SANDALL et al., 2018; VADNAIS et al., 2006; SOBHY et al., 2019). Além disso, muitas dessas publicações foram feitas antes de 1990, não acompanhando as melhorias nas técnicas anestésicas e cirúrgicas, como prevenção tromboembólica, profilaxia antibiótica e conservação do sangue, que podem minimizar o risco de complicações e mortalidade materna (VADNAIS et al., 2006). Os tamanhos amostrais destes estudos também são, na sua maioria, pequenos, especialmente em países de baixa e média renda, fornecendo estimativas imprecisas, dado que a morte materna é um evento raro (SOBHY et al., 2019).

Alguns poucos estudos da literatura podem ser considerados com resultados consistentes e com adequada metodologia de controle de vieses de indicação (VADNAIS et al., 2006; ESTEVES-PEREIRA et al., 2016). No Canadá, em comparação com mulheres que realizaram parto vaginal planejado, aquelas que tiveram a cesárea planejada apresentou maior risco de morbidades maternas graves, como hemorragia, histerectomia, complicações anestésicas, parada cardíaca, infecção puerperal, tromboembolismo venoso, dentre outros (LIU et al., 2007). No entanto, nenhuma associação estatisticamente significativa com a mortalidade materna foi encontrada. Na França, excluindo os óbitos maternos que podem estar associados a morbidades pré-natais, um estudo também relatou um maior risco de morte materna associada à cesariana (OR 3,64 IC 95% 2,15-6,19) (DENEUX-THARAUX et al., 2006). Nos países de baixa e média renda, estudo indiano de base hospitalar relatou um risco três vezes maior de mortalidade materna com cesariana em comparação ao parto vaginal (KAMILYA et al., 2010). Resultados semelhantes foram encontrados em um estudo de caso-controle no Brasil (OR 2,87, IC 95% 1,63– 5,06) (ESTEVES-PEREIRA et al., 2016). Apesar do controle adequado para viés de indicação, este estudo envolveu apenas 08 estados brasileiros.

A importância da redução das taxas de cesariana vem sendo pautada em todo mundo. Uma estratégia identificada para avaliação das taxas de cesariana a nível nacional e ao nível das unidades de saúde é a classificação de Robson (ROBSON, 2001). A classificação de Robson para cesariana é um sistema que classifica as mulheres em 10 grupos com base em suas características obstétricas (paridade, cesárea anterior, idade gestacional, início do trabalho de parto, apresentação fetal e número de fetos). A OMS considera os grupos de Robson um padrão global útil para monitorar e comparar as taxas de cesárea, em que se espera baixas taxas de cesáreas em grupos de mulheres com gestação a termo, com apresentação cefálica e feto único (Grupos de Robson 1 a 4). Por outro lado, níveis mais altos de taxas de cesariana são esperados em mulheres com CS anterior e aquelas com gêmeos, com apresentações anormais do feto e parto prematuro (Grupos de Robson 6 a 10) (ROBSON, 2001).

No Brasil, estudo do Nascer no Brasil descreveu maiores taxas de cesariana no grupo 2 (nulíparas, termo, cefálica, parto induzido ou cesárea antes do parto), grupo 5 (múltiplas, termo, apresentação cefálica e cesárea anterior) e grupo 10 (gravidezes pré-termo cefálicas), representando mais de 70% das cesáreas realizados no país (NAKAMURA-PEREIRA et al., 2016). Ao avaliar as taxas de cesárea por indicação entre os grupos de Robson, apenas no setor público, as taxas de cesariana se diferenciaram em relação às mulheres classificadas

como alto e baixo risco, não ocorrendo esta relação no sistema privado, evidenciando o uso excessivo das cesáreas sem indicação (NAKAMURA-PEREIRA et al., 2016). Dessa forma, os autores colocam que as políticas públicas direcionadas à redução da cesarianas precisam focar na redução do número de cesáreas sem indicação, além do incentivo ao parto vaginal após cesariana (*Vaginal Birth After Caesarean* - VBAC), com adequada identificação e classificação de risco. Apesar de haver lacunas no que concerne ao tipo de parto mais adequado após uma cesariana, repetidas cesarianas estão associadas a um risco aumentado de mortalidade materna devido a complicações para a mãe (VILLAR et al., 2006). Ademais, estudos têm relatado melhores resultados após a VBAC do que a cesariana, apresentando sucesso em cerca de 70% dos partos (EDEN, MCDONAGH e DENMAN, 2010; GUISE, DENMAN e EMEIS, 2010).

As condições socioeconômicas e a qualidade dos serviços de saúde parecem ser um fator importante na relação entre o parto cesáreo e a mortalidade materna, uma vez que as mortes maternas após cesarianas em países de baixa renda podem ser até 100 vezes maiores do que em países de alta renda (SOBHY et al., 2019). O acesso reduzido a assistência pré-natal adequada, recursos para planejamento de cesáreas eletivas quando necessário e encaminhamento tardio de trabalho de parto obstruído podem agravar esta situação. Garantir uma cesariana quando clinicamente necessária é uma recomendação de cuidados de saúde adequada para reduzir a mortalidade materna (OMS). No entanto, uma vez que a cesárea acarreta riscos para a saúde materna, além de custos mais elevados do que o parto vaginal, a cesárea feita rotineiramente sem indicação médica pode representar uma drenagem de recursos e ter implicações negativas para a equidade em saúde (GIBBONS et al., 2010).

2.5 PROGRAMAS DE TRANSFERÊNCIA CONDICIONADA DE RENDA E MORTALIDADE MATERNA

2.5.1 Programas de Transferência Condicionada de Renda (PTCR)

Os PTCR são programas que fornecem uma renda para famílias pobres com a condição que seja investido no capital humano da família (WORLD BANK, 2009). Os objetivos dos PTCR são primeiro, em curto prazo, oferecer às famílias pobres um piso

mínimo de consumo, atenuando os efeitos da pobreza, e segundo, em longo prazo, quebrar a transmissão intergeracional da pobreza através seus condicionantes.

Os primeiros programas de transferência de renda condicional foram implantados no final dos anos 90 e se espalharam rapidamente em vários países, especialmente na América Latina, abrangendo milhões de famílias, e tornando-se, em alguns países, como no Brasil e no México, os maiores programas nacionais de assistência social (WORLD BANK, 2009). Estes programas, estão, geralmente inseridos na agenda política de países de baixa e média renda, apesar de existirem esforços semelhantes em alguns países desenvolvidos (FISZBEIN E SCHADY, 2009; WORLD BANK, 2015).

Os PTCR possuem quatro eixos principais. O primeiro eixo versa sobre o alívio da pobreza a curto prazo, ao construir uma rede de segurança para as famílias mais vulneráveis, através da transferência de uma renda básica, favorecendo o consumo de alimentos e acesso a atenção a saúde, educação e alimentação. O segundo eixo pretende o alívio da pobreza a longo prazo, com o investimento em capital humano e iniciativas de informação, educação e comunicação de saúde para as famílias beneficiárias. O terceiro eixo está na identificação de famílias ou comunidades beneficiárias e o quarto refere-se ao acompanhamento das condicionalidades e verificação de conformidade com os critérios de elegibilidade (WORLD BANK, 2015).

Apesar de possuírem objetivos comuns, os PTCR possuem variações, na amplitude das condicionalidades, na cobertura da população elegível, na caracterização dos beneficiários e na definição do/da chefe da família, sendo, geralmente a mulher. As transferências são geralmente passadas às mulheres, no intuito de contribuir para o papel de liderança e a possibilidade de utilização dos recursos para a melhoria do bem-estar da família (GLASSMAN, 2013). Os PTCR também se caracterizam quanto as condicionalidades, podendo ser “amplos”, em que as condicionalidades perpassam grande parte da vida dos indivíduos, como o atendimento escolar até a adolescência, acompanhamento do desenvolvimento e crescimento da criança e o acompanhamento pré-natal, a exemplo do Brasil. Podem ainda ser considerados restritos em que estão mais focalizados nos efeitos imediatos da saúde materna e do neonato, sendo exemplos o Janani Suraksha Yojana (JSY) na Índia e o Safe Delivery Incentive Program (SDIP) no Nepal (GLASSMAN et al., 2013).

Em relação à extensão da focalização dos indivíduos dentro da família, os PTCR, na maioria das vezes, tratam de uma transferência de benefícios para famílias pobres e extremamente pobres, com pelo menos uma criança. No entanto, outras focalizações também são encontradas como pessoas desempregadas, pessoas com deficiência, adolescentes órfãos,

dentre outros (CECCHINI e MADARIAGA, 2011). Apesar do crescimento do número de PTCR ao redor do mundo, recente trabalho evidenciou que a maioria das famílias que seriam elegíveis aos programas, principalmente nos países de baixa e baixa-média renda, não foram contemplados pelos sistemas de segurança social (WORLD BANK, 2015), tendo a cobertura desses programas variado de acordo com o nível de pobreza da região. Na África subsaariana e o sul da Ásia, por exemplo, os PTCR atingiram uma baixa cobertura da população elegível, com apenas 10% e 20%, respectivamente. Já nos países de renda baixa e média-baixa, a cobertura foi de 25% e os países de renda média-alta 64% (WORLD BANK, 2015). As maiores dificuldades em atingir a cobertura está nos recursos para financiamento dos programas, além da identificação, alcance e adesão das famílias pobres em regiões de difícil acesso da periferia e da zona rural, população que deveria ser prioridade para o alcance dos PTCR (WORLD BANK, 2015).

Os PTCR criam uma dinâmica de utilização dos serviços de saúde, impulsionando a redução das barreiras e as lacunas existentes entre utilização de serviços de saúde pela população mais vulnerável (GLASSMAN et al., 2013; MORGAN et al., 2013). Para que os PTCR sejam eficazes no cumprimento dos objetivos, existe a necessidade de articulação com outros setores, configurados como programas de rede de segurança, a fim de assegurar o acesso aos serviços principalmente nas áreas de saúde, educação e nutrição, garantindo o cumprimento e monitoramento das condicionalidades (WORLD BANK, 2015).

2.5.2 Programa Bolsa Família (PBF)

No Brasil, a partir dos anos noventa, se iniciou o processo de desenvolvimento dos primeiros programas de transferência de renda, que foram implantados inicialmente em diferentes áreas e em diferentes níveis das esferas de governo. Alguns problemas como falta de articulação, emprego de diferentes critérios de inscrição, utilização de diferentes bancos de dados que não interagiam e diferenças de cobertura, foram identificados e impulsionaram a criação de um programa unificado (SANTOS, et al, 2011). Em 2003 o governo brasileiro conferiu alta prioridade à estratégia da Fome Zero, que incluía, entre outros, o PBF e no início de 2004, sob a justificativa de ampliar os recursos, elevar o valor monetário dos benefícios e melhorar o atendimento dos usuários, foi lançado o Programa Bolsa Família (PBF), que representou a unificação de quatro programas federais já existentes: a Bolsa Escola, a Bolsa Alimentação, o Vale Gás e o Cartão Alimentação, integrando, posteriormente, o Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (SANTOS et al., 2011). As famílias beneficiadas pelos

Programas anteriores foram sendo incorporadas, gradualmente, ao PBF, quando atendidas as condições de elegibilidade do PBF e observada a disponibilidade orçamentária e financeira (BRASIL, 2004^b)

O PBF tem três eixos principais: a transferência de renda, que promove um alívio imediato à pobreza; as condicionalidades, que estimulam o acesso à educação e à saúde; e os programas complementares, acessados pela assistência social, que permitem o desenvolvimento das famílias e a saída da condição de vulnerabilidade (BRASIL, 2019).

O Programa tem como foco a família, eventualmente ampliada por pessoas que com ela possuam laços de parentesco ou afinidade, que formem um grupo doméstico, e que vivam sob o mesmo teto, sendo mantida pela contribuição de seus membros. Para se candidatar ao programa, a família precisa se inscrever no Cadastro Único para Programas Sociais do Governo Federal e atualizar seus dados, no mínimo, a cada 2 anos (BRASIL, 2019).

As transferências de renda são realizadas através dos seguintes benefícios, segundo os valores atuais, em 2018: 1) Benefício Básico: o valor repassado mensalmente é de R\$ 89,00 e é concedido às famílias, consideradas extremamente pobres, com renda mensal de até R\$ 89,00 per capita, mesmo não tendo crianças, adolescentes, jovens, gestantes ou nutrízes; 2) Benefício Variável destinados a famílias em situação de pobreza e extrema pobreza: o valor é de R\$ 41,00 e é concedido às famílias com renda mensal de até R\$ 178,00 per capita, desde que tenham crianças, adolescentes de até 15 anos, gestantes e/ou nutrízes. Cada família pode receber até cinco Benefícios Variáveis, ou seja, até R\$ 205,00; 3) Benefício Variável Vinculado ao Adolescente (BVJ): é concedido valor de R\$ 48,00 a todas as famílias que tenham adolescentes de 16 e 17 anos frequentando a escola. Cada família pode receber até dois BVJs. 4) Benefício para Superação da Extrema Pobreza (BSP): pago às famílias, que mesmo recebendo os benefícios financeiros do PBF continuam em situação de pobreza extrema, com objetivo de que a família ultrapasse o piso de R\$ 89,00 de renda por pessoa. Famílias extremamente pobres podem acumular o Benefício Básico e o Variável até o máximo de R\$ 372,00 por mês e também 1 Benefício para Superação da Extrema Pobreza (Brasil, 2019). Algumas mudanças ocorreram nos critérios de elegibilidade do PBF em relação à definição da pobreza e extrema pobreza e inclusão de novos grupos de beneficiários. O Quadro 1 abaixo indica as mudanças ocorridas.

Quadro 1. Mudanças nos critérios de elegibilidade e inclusão de novos grupos de beneficiários.

| Ano | Extrema pobreza* | Pobreza* | Benefícios Variáveis | Legislação |
|------|------------------|----------|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|--------------------------------------------------------|
| 2004 | 50,00 | 100,00 | Não incluídos | Decreto nº 5.209, de 2004 (Brasil, 2004 ^b) |
| 2006 | 60,00 | 120,00 | Não incluídos | Decreto nº 5.749, de 2006 (Brasil, 2006) |
| 2009 | 70,00 | 140,00 | Concessão dos benefícios às famílias que tenham em sua composição adolescentes com idade de dezesseis a dezessete anos matriculados em estabelecimentos de ensino; | Decreto nº 6.917, de 2009 (Brasil, 2009) |
| 2012 | 70,00 | 140,00 | Concessão dos benefícios às famílias que tenham em sua composição crianças de zero a seis anos de idade; Concessão dos benefícios variáveis à gestante e à nutriz; | Decreto nº 7.758, de 2012 (Brasil, 2012a) |
| 2014 | 77,00 | 154,00 | Sem alteração | Decreto nº 8.232, de 2014 (Brasil, 2014) |
| 2016 | 85,00 | 170,00 | Sem alteração | Decreto nº 8.794, de 2016 (Brasil, 2016) |
| 2018 | 89,00 | 178,00 | Sem alteração | Decreto nº 9.396, de 2018 (Brasil, 2018a) |

* Unidades familiares que tenham renda familiar per capita menor ou igual ao valor citado.

O Benefício Variável à gestante (BVG) e o Benefício Variável à nutriz foram implementados em 2012 e visam o aumento à proteção à mãe e ao bebê durante a gestação e os primeiros meses de vida da criança, ao elevar a renda familiar nas fases de vida essenciais ao crescimento e desenvolvimento da criança - desenvolvimento intra-uterino e a primeira infância (Brasil 2019). Um elemento estrutural do Programa Bolsa Família são as condicionalidades na educação e na saúde, que devem ser cumpridas pelas famílias para

receber o benefício mensal. Na educação, todas as crianças e adolescentes entre 6 e 15 anos devem estar matriculadas e terem frequência escolar mensal mínima de 85% da carga horária, e os estudantes entre 16 e 17 anos no mínimo 75%. Na área da saúde, as famílias beneficiárias têm que acompanhar o cartão de vacinação, o crescimento e o desenvolvimento das crianças menores de 7 anos. As gestantes têm que fazer as consultas pré-natais e participar das atividades educativas sobre aleitamento e alimentação saudável, assim como, as mulheres lactantes (BRASIL, 2019).

O PBF é o maior PTCR do mundo, alcançando todos os municípios e estados (incluindo o Distrito Federal) do Brasil, com cobertura de cerca de 13 milhões de famílias, correspondendo a 96% de cobertura das famílias pobres e extremamente pobres (estimativas de fevereiro de 2020) (BRASIL, 2021^b). A focalização do programa Bolsa Família, entendida como o direcionamento dos recursos para determinados grupos populacionais considerados mais vulneráveis, pode ser vista como um instrumento para aumentar os efeitos sobre as populações mais pobres, dada uma mesma quantidade de recursos disponíveis (SOARES et al., 2009). Diferentes estudos apontaram o alto nível de focalização do PBF em comparação com os programas de transferência de renda de outros países (SOARES et al., 2009; SOARES et al., 2007; ILO, 2009; PAIVA, SOUSA e NUNES, 2020). Análise mais recente dos dados da PNAD Contínua de 2012-2018, no entanto, chama a atenção para o fato de que apesar de o PBF manter uma das melhores focalizações e coberturas entre os programas de proteção social da América Latina, é provável que cerca de uma em cada cinco pessoas que se encontra entre as 10% de menor renda no Brasil não estejam recebendo, atualmente, os benefícios do programa (PAIVA, SOUSA e NUNES, 2020).

São vários os elementos que fazem do Programa Bolsa Família um programa altamente complexo (LINDERT, 2006; LINDERT et al., 2013). O primeiro é a sua expansão extremamente rápida e a sua dimensão, representando atualmente um dos maiores programas de transferência de renda do mundo. O segundo elemento importante é constituído pela sua capacidade de ter englobado quatro diferentes programas de transferência de renda, dependentes de ministérios diferentes, em um único programa. Um terceiro é representado pela alta descentralização institucional, que envolve diferentes esferas de governo e numerosas agências em diferentes níveis de implementação do programa. Estes dois últimos elementos testemunham uma capacidade de integração do programa “horizontal” com serviços e programas complementares, e “vertical” com as diferentes esferas nacionais, criando uma rede de seguridade social que envolve as áreas da educação, saúde, assistência social e programas de suporte ao trabalho (ILO, 2009).

O Programa Bolsa Família teve impacto em vários aspectos das vidas das famílias beneficiadas, assim como, na população brasileira em geral. Um dos efeitos principais foi a redução da pobreza e da desigualdade de renda (SOARES et al., 2006). Efetivamente, por serem baixos os montantes transferidos, nas famílias em pobreza extrema, a renda do PBF representa frequentemente uma parcela grande da renda. Medidas de pobreza sensíveis ao grau de privação das famílias revelam impactos no hiato médio e na severidade a pobreza (SOARES et al., 2007; ZEPEDA, 2006). No que concerne aos gastos domiciliares das famílias beneficiárias, observa-se nas famílias em situação de extrema pobreza um maior dispêndio total, sendo a maior proporção destinada à alimentos e, nas famílias pobres, em itens de educação e vestuário infantil (CEDEPLAR, 2007; DUARTE et al., 2009; SAGI, 2012).

Os efeitos do PBF em indicadores de saúde já vêm sendo investigados, tendo sido encontrado efeito sobre a seguridade alimentar, melhorando a qualidade e a variedade dos alimentos consumidos e reduzindo a percepção de insegurança alimentar (DA SILVA, et al., 2007; PAES-SOUSA et al., 2011, SAGI, 2012). Em relação à mortalidade, um estudo demonstrou um forte impacto do PBF na redução da mortalidade em menores de cinco anos, chegando a reduzir – nos municípios de maior cobertura – de 17% a mortalidade geral, de 65% a mortalidade por desnutrição e de 53% por diarreia (RASELLA et al., 2013). Resultados similares foram achados na redução das hospitalizações pelas mesmas causas. Os fortes efeitos do PBF na redução da mortalidade infantil foram confirmados em outro estudo (SHEI, 2013), e a forte sinergia com a expansão do Programa Saúde da Família na redução desta mortalidade foi recentemente analisada (GUANAIS, 2013). Entretanto, avaliações do impacto do Programa Bolsa Família sobre a mortalidade materna, até o momento, não foram desenvolvidos.

2.5.3 Programa Bolsa Família e Equidade de gênero

Estudos têm apontado uma possível feminização da pobreza, pela maior concentração de pobreza entre as mulheres ou famílias por elas chefiadas. Este processo tem origem quando a mulher, sozinha, tem que prover o seu sustento e o de seus filhos e pode ser atribuído ao modo de participação da mulher no mercado de trabalho, uma vez que há maior concentração de mulheres trabalhando em tempo parcial ou em regime de trabalho temporário, com discriminação salarial e concentração em ocupações que exigem menor qualificação com

salários mais baixos, além de maior participação nos mais baixos níveis da economia informal (NOVELINO, 2016).

Neste contexto há uma discussão sobre a necessidade de implementação de políticas de gênero que tenham como público-alvo mulheres vivendo em situação de pobreza para redução destas iniquidades. Políticas públicas de gênero teriam como foco as mulheres de baixa renda e, principalmente, as mulheres sem renda, tendo como objetivo final o empoderamento feminino que perpassa a participação econômica e política, além de avanço educacional, melhoria da saúde e do bem-estar (NOVELINO, 2016; PASSOS, 2017). Assim, o empoderamento é um conceito complexo e trata-se de um processo contínuo, que atinge várias dimensões da vida mulher e pode ser também entendido como a conquista pela mulher de sua própria autonomia (MELO, 2012; PANDEY, 2013).

Os PTCR são, em sua maioria, políticas que tem como foco a família. Uma discussão importante neste contexto é se os PTCR, por não serem uma política de gênero, mas terem a estrutura familiar como foco, teriam papel na modificação das iniquidades de gênero ou se poderiam perpetuá-las (BARTHOLLO, PASSOS e FONTOURA, 2017; PASSOS, 2017). A titularidade do programa, preferencialmente, em nome das mulheres, o exercício das condicionalidades e o questionamento da capacidade dos PTCR ampliarem as possibilidades de escolhas são os principais atributos que estão inseridos nesta temática (BARTHOLLO, PASSOS e FONTOURA, 2017). O recebimento do benefício pelas mulheres é baseado em estudos que indicam que as mulheres empregam o dinheiro recebido em prol das necessidades da família. As críticas referentes a esta posição colocam que os PTCR podem reforçar os papéis de gênero, colocando a mulher como principal responsável pelo cuidado com a família. Em relação às condicionalidades, a exigência de contrapartidas nas áreas de saúde e educação geraria o aumento da responsabilidade com os filhos e a elevação do tempo gasto pela mulher nas atividades de cuidado, assim como a corresponsabilização da mulher pelo combate à pobreza intergeracional (BARTHOLLO, PASSOS e FONTOURA, 2017).

No entanto, argumentos contrários a estas críticas colocam que, em relação à titularidade do benefício, a responsabilidade monetária é um dos pilares da divisão sexual do trabalho e o acesso à renda regular pela mulher pode gerar modificações num dos polos desta divisão. Em relação às condicionalidades, o cumprimento destas ações já está previsto na legislação, sendo o seguimento da maioria dos protocolos das áreas de saúde e educação direcionados ao conjunto da população, e não apenas às beneficiárias do programa. Ademais, o desligamento da família do PBF requer o acompanhamento da família pelo sistema de assistência social e somente após reiterados os descumprimentos. Em relação ao

questionamento se o PBF pode aumentar o poder de escolhas, as críticas postas responsabilizam um único programa por atribuições de um conjunto de políticas públicas necessárias (BARTHOLO, PASSOS e FONTOURA, 2017).

O efeito dos programas de transferência de renda na equidade de gênero é ainda difícil de medir, existindo lacunas de avaliação de impacto em relação a variáveis mais complexas, como o empoderamento feminino que compreende várias dimensões (BARTHOLO, PASSOS e FONTOURA, 2017). No âmbito das pesquisas quantitativas nacionais, a maioria dos estudos apontam possíveis efeitos positivos no recebimento do PBF, como a melhoria do bem-estar das mulheres beneficiárias, da saúde reprodutiva, avaliada através das consultas de atenção pré-natal e planejamento reprodutivo, além de maior participação na tomada de decisão dentro do domicílio que envolvem desde o uso de métodos contraceptivos, entrada no mercado de trabalho, compra de bens duráveis, gastos com a saúde e independência financeira (BARTHOLO, PASSOS e FONTOURA, 2017, DE BRAUW et al., 2010; DE BRAUW et al., 2014; DE BRAUW et al., 2017, COSTA, 2008). Em relação ao empoderamento, pesquisa realizada em Recife sugere que o recebimento do PBF parece trazer distribuição de renda, que pode impactar as demais dimensões do processo de empoderamento ao longo do tempo (LAVINAS, COBO e VEIGA, 2012).

Bartholo, Passos e Fontoura (2017) chamam a atenção para o fato de que a ampliação das decisões das mulheres sobre questões relativas à casa e às crianças nem sempre pode refletir ganhos de equidade nas relações de gênero, pois pode também indicar maior dificuldade de compartilhamento das atividades domésticas. Por outro lado, a decisão sobre o uso de métodos contraceptivos demarca a ampliação dos direitos reprodutivos femininos, a autonomia decisória sobre o próprio corpo e a decisão de ter filhos. Esse resultado pode estar vinculado tanto ao recebimento do benefício, como à maior frequência das mulheres ao sistema de saúde e pode sugerir que o PBF tem a potencialidade de auxiliar na concretização de direitos reprodutivos nessas áreas (BARTHOLO, PASSOS e FONTOURA, 2017).

Dessa forma, a maioria dos estudos sugerem efeitos positivos do PBF para as mulheres, ampliando as suas redes sociais, tendo potencial para gerar mudanças nas relações de gênero (BARTHOLO, PASSOS e FONTOURA, 2017). No entanto, são necessários mais estudos que possam explorar metodologias de impacto para avaliação do programa em variáveis mais complexas de mensuração, como o empoderamento e autonomia feminina.

2.5.4 Impacto de Programas de Transferência de Renda na Mortalidade Materna: Mecanismos de associação do PBF sobre a Mortalidade Materna no Brasil

Os PTCR têm como um dos objetivos a melhoria das condições de saúde das mães e crianças, quebrando, assim o ciclo intergeracional da pobreza em seus vários aspectos, dentre eles, desfechos de saúde desfavoráveis, como a desnutrição e baixo peso de neonatos e crianças, mortalidade infantil e materna (WORLD BANK, 2009).

Na Índia, por exemplo, foi implantado em 2005 um programa nacional de transferência de renda condicional, o Janani Suraksha Yojana (JSY), que prevê atingir uma redução da mortalidade materna, fornecendo assistência pré-natal adequada, supervisionado transporte para instituições de parto, assistência qualificada ao parto e incentivos para o cuidado do recém-nascido e da mãe. Além disso, o programa oferece também incentivos em dinheiro para mães realizem o parto em uma instituição de saúde (CHATURVEDI et al., 2014; GLASSMAN et al, 2013; CHATURVEDI et al., 2014b; VIKRAM et. al., 2013).

O programa de transferência de renda indiano é sustentado por duas grandes premissas: (1) existem barreiras financeiras de acesso aos cuidados institucionais para o parto. O incentivo em dinheiro permitirá que as mulheres consigam superar essas barreiras, e (2) o aumento de nascimentos institucionais irá proporcionar que mais mulheres tenham acesso a assistência aos partos e, portanto, irá reduzir as mortes maternas e neonatais (CHATURVEDI et al., 2014; GLASSMAN et al, 2013; CHATURVEDI et al., 2014b; VIKRAM et. al., 2013).

Estudos que avaliaram o impacto do JSY mostram que o programa conseguiu aumentar partos institucionais significativamente (de 30% em 2005 para 73% em 2012). No entanto, não foram capazes de detectar uma associação significativa entre a frequência de nascimento institucional e taxa de mortalidade materna (LIM et al, 2010; RANDIVE, et al., 2013). Isso pode indicar que as proporções de nascimento institucionais altos que o JSY tem alcançado ainda não foram suficientes para reduzir a taxa de mortalidade materna. Outros fatores, incluindo a melhoria da qualidade do atendimento em instituições são necessários para alcançar o efeito nos óbitos maternos (LIM et al., 2010).

Alguns países latino americanos que implementaram programas de transferência condicional de renda instituíram condicionalidades relacionadas à saúde materna: Honduras, Uruguai e Brasil incluíram uma condicionalidade específica relacionada com à realização de pré-natal (GLASSMAN et al, 2013). No México, beneficiárias do programa de transferência de renda Oportunidades receberam 12,2% mais procedimentos de pré-natal em comparação

com as não-beneficiárias, estando associado à melhor qualidade da assistência pré-natal às mulheres rurais de baixa renda (BARBER e GERTLER, 2009; GLASSMAN et al., 2013).

No Nepal, Bangladesh e Paquistão, políticas voltadas para melhoria dos indicadores de saúde materna inclui a transferência de dinheiro ou esquemas de vales destinados a estimular a demanda por serviços, incluindo pré-natal, parto e pós-parto (JEHAN et al., 2012). Um aumento do uso de serviços de saúde tem sido relatado desde que os programas de transferência condicional de renda começaram nestes países, apesar de evidências de melhorias nos resultados de saúde materna não terem sido estabelecidas devido à falta de estudos controlados (JEHAN et al., 2012). No Nepal, estudo que investigou o impacto do programa nacional que fornece incentivos em dinheiro para as mulheres, desde que elas realizem o parto em estabelecimentos de saúde, utilizando metodologias de avaliação de impacto, como o *Propensity Score*, evidenciou um efeito positivo na utilização dos serviços de maternidade. As mulheres que ouviram falar do programa antes do parto foram 17% vezes mais propensas a realizarem o parto com um atendente qualificado (POWELL-JACKSON e HANSON, 2012).

Na África Subsaariana, os programas de transferência de renda vêm ganhando popularidade e, dentre os 18 países que começaram a implementar, três têm requisitos relacionados com a saúde materna (Eritreia, Moçambique e Senegal). Contudo, ainda não há estudos sobre o impacto destes programas na saúde materna nestes países (GARCIA e MOORE, 2012).

Neste sentido, estudos têm mostrado que intervenções de proteção social que visam reduzir o risco social e econômico podem ter efeitos na melhoria dos principais determinantes da saúde materna. Um claro impacto dos PTCR no aumento da utilização de serviços de saúde, consultas pré-natais, consultas pós-natais e busca por parto qualificado vem sendo evidenciado na literatura e esses resultados são consistentes em diferentes países, com emprego de diferentes métodos (SAY et al., 2014; GLASSMAN et al., 2013; KUSUMA et al., 2016, DE BRAUW e PETERMAN, 2011; MORRIS et al., 2004). Esses efeitos podem ser explicados por diferentes mecanismos: pela educação, possibilitando maior entendimento da importância da saúde reprodutiva e reduzindo a pobreza e a barreira financeira do acesso aos serviços de saúde (DE BRAUW e PETERMAN, 2011; MORRIS et al., 2004).

A evidência publicada do efeito da transferência condicional de renda nas mortes maternas, no entanto, ainda é limitada e controversa. Por exemplo, estudo conduzido na Índia, avaliando o PTCR JSY, não encontrou uma redução significativa na morte materna (LIM et al., 2010), enquanto os resultados dos relatórios do PTCR mexicano, o Oportunidades,

sugerem uma redução dos óbitos maternos nas mulheres beneficiárias do programa (HERNÁNDEZ et al., 2003).

A avaliação do JSY, utilizou dados de pesquisas domiciliares em nível distrital, de âmbito nacional e através de metodologias de pareamento e *Difference-Difference*, foi revelado um impacto do programa no aumento de 45,7% do atendimento pré-natal (IC95%: 45,1%-46,3%) e no aumento dos nascimentos em Unidades de Saúde 48,7%(48,1-49,2), não encontrando efeito na redução dos óbitos maternos (LIM et al., 2010). Já o Oportunidades foi avaliado, ao nível do município, através do ajuste de modelos de medidas repetidas, encontrando uma redução de 11% da mortalidade materna (RR: 0.89, IC 95%: 0.82, 0.95), nos municípios que incorporaram o programa (HERNÁNDEZ et al., 2003). Dessa forma, além dos desenhos diferentes entre os estudos, pode-se visualizar também a diferença entre a focalização dos programas nos municípios e distritos avaliados, tendo o JSY apresentado menos de 50% de cobertura entre a população elegível, em todos os distritos. Outra explicação para os diferentes resultados observados pode ser o tempo entre a implementação e a avaliação das políticas. Por exemplo, o JSY foi avaliado apenas dois anos após o lançamento, enquanto o Oportunidades, cinco anos depois. Isso pode estar potencialmente associado ao tempo até a sustentabilidade da mudança do comportamento, assim como na organização dos serviços de saúde, pois os programas de transferência condicionada de renda dependem do uso e da qualidade dos serviços de saúde e da mudança no estilo de vida (GLASSMAN et al., 2013).

Estudos sugerem que mulheres com maior tempo de exposição a um programa de PTCR se envolvam em uma maior utilização do serviço de saúde materna (GLASSMAN et al., 2013). Alguns estudos chamam a atenção para os efeitos a longo prazo dos PTCR, em que a exposição da intervenção seja sustentada ao longo do tempo, tanto pelas melhorias iniciais na nutrição e saúde imediata, obtidas com a transferência de renda, como com os efeitos a longo prazo das condicionalidades (SOSA-RUBÍ et al., 2011; MOLINA MILLAN et al., 2018; JAIME et al., 2014). Os PTCR vêm mostrando efeitos importantes sobre a acumulação escolar e a saúde quando mantidos ao longo dos anos (MOLINA MILLAN et al., 2018). A escolaridade mais alta na infância e adolescência, devido às condicionalidades dos PTCR, pode levar posteriormente a um maior conhecimento sobre a importância das consultas de pré-natal, métodos contraceptivos e planejamento familiar, afetando a gravidez e a fecundidade (LAGARDE, HAINES e PALMER, 2009). Outra análise do Oportunidades mostrou efeito do programa sobre o uso de contraceptivos e o espaçamento de nascimentos entre as chefes de família que receberam a transferência por um longo período de tempo do

programa (SOSA-RUBÍ et al., 2011). Por outro lado, as transferências de recursos em nome das mulheres podem aumentar o poder de barganha dentro da casa, aumento o poder de decisão e autonomia feminina (MOLINA MILLAN et al., 2018). Com relação aos efeitos nutricionais de longo prazo, um estudo mostrou que um maior período de exposição das mulheres à transferência monetária pelo PBF tende a aumentar a possibilidade de melhorias no estado nutricional das mães jovens e, conseqüentemente, dos seus filhos (JAIME et al., 2014).

No Brasil, estudos já avaliaram o impacto do PBF em desfechos ligados a mortalidade materna, dos quais o aumento da frequência no pré-natal (BRASIL, 2007^b; BRASIL, 2010; ESTRELLA e RIBEIRO, 2008; MOURA et al., 2003; RASELLA et al., 2013). No entanto, nenhum estudo avaliou o efeito do PBF sobre a mortalidade materna.

Sobre a transferência condicional de renda e a sua possível relação com a redução das mortes maternas no Brasil, é importante destacar os mecanismos que podem estar envolvidos (Figura 2). O efeito do PBF sobre a mortalidade materna pode envolver duas vias principais, a via imediata do recebimento do benefício e a das condicionalidades de saúde e educação, a longo prazo. Quando se aumenta a renda das famílias, torna-se possível uma melhoria nutricional das mães, porque podem ter maiores condições de adquirir alimentos, além de suprir com necessidades básicas, melhorando as condições de vida mais imediatas. Já as condicionalidades podem primeiramente estimular a utilização dos serviços de saúde, tendo acesso à atenção pré-natal, vacinação e a detecção e intervenção precoce de situações de risco, tendo potencial de diminuir as principais causas de mortalidade materna e neonatal (GAARDNER, 2010). Através da entrada na Rede de Atenção à Saúde, a mulher pode ainda ser vinculada ao local de parto. Em segundo lugar, a mudança de comportamento aprimorada por meio da educação também pode afetar a utilização de serviços específicos (KUSUMA et al, 2016). Em terceiro, o aumento da demanda por serviços de saúde pode, a longo prazo, também desencadear melhorias na oferta de serviços, conforme observado no programa Oportunidades (HERNÁNDEZ et al., 2003).

Dessa forma, o impacto potencial da transferência de renda em fatores socioeconômicos (aumento da tomada de decisão das mulheres na casa e na sociedade, status educacional e econômico das mulheres), acesso a instalações de saúde (distância, transporte) e a disponibilidade de qualidade da assistência (equipe e equipamento no centro de saúde) pode melhorar diretamente o estado nutricional materno (suplementação de múltiplos micronutrientes, ácido fólico e ácido fólico-ferro durante a gravidez e suplementação de cálcio em mulheres grávidas com ingestão baixa/inadequada), reduzindo complicações

durante a gravidez e o nascimento. Indiretamente, o programa, que facilita o acesso aos cuidados de saúde talvez possa impactar no rastreamento, diagnóstico e tratamento, de doenças, melhorando a qualidade da atenção pré-natal na Atenção Primária (pelo menos sete visitas de atenção pré-natal focada), o encaminhamento para o pré-natal de alto risco e a vinculação ao local de parto (Figura 2).

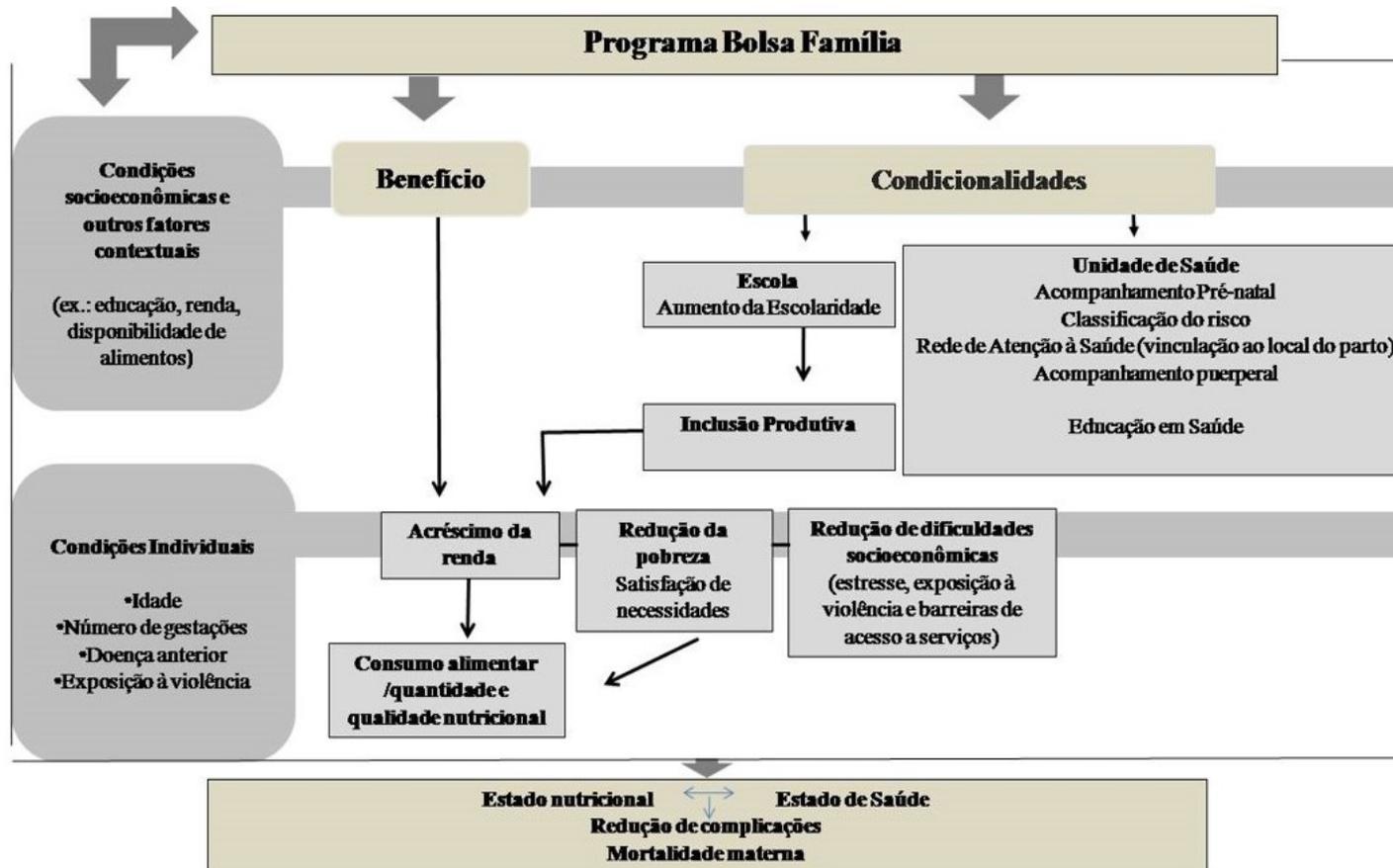


Figura 2. Modelo Teórico do Impacto do Programa Bolsa Família sobre a Mortalidade Materna.

3 JUSTIFICATIVA

A mortalidade materna é um indicador do status e da desigualdade de mulheres (WHO, 2016) e também reflete o desenvolvimento de um país em relação ao seu sistema de saúde (WHO, 2016). O Brasil é um país marcado pelas desigualdades, estando entre os que apresentam os mais altos índices de desigualdade do mundo (UNU-WIDER, 2015). Apesar disso, a desigualdade, mensurada através do índice de Gini, vem apresentando redução, atingindo o nível mais baixo de 0,566, em 2005 (PAES DE BARROS; FOGUEL; ULYSSEA, 2006), com dados internacionais indicando valores ainda menores para o ano de 2014 (0,495) (UNU-WIDER, 2015). Entre as explicações para a redução da desigualdade social, encontram-se a queda da desigualdade educacional entre os grupos mais pobres e mais ricos, a redução das diferenças entre as áreas urbanas e rurais, e o significativo aumento no volume, cobertura e grau de focalização dos programas governamentais (DA COSTA; COSTA, 2016; PAES DE BARROS; FOGUEL; ULYSSEA, 2006). A pobreza também acompanhou a tendência decrescente da desigualdade. Entre 2001 e 2013 a taxa de extrema pobreza caiu mais da metade no Brasil, saindo de 8,1% para 3,1% da população brasileira, e a taxa de pobreza teve uma redução percentual ainda maior, passando de 22,8% para 7,9% (JANNUZZI, 2016). Contudo, esse cenário se agravou nos últimos anos, conforme evidenciado pelo aumento do índice de Gini, desde 2015 (BRASIL, 2019).

Apesar da melhoria das condições de vida, da atenção à saúde da população brasileira e de uma redução na mortalidade materna entre 1990 e 2015, a RMM permanece inaceitavelmente alta, sendo maior que 60 por 100.000 NV, além de existir variações regionais importantes dentro do país e entre grupos sociais ou raciais (WHO, 2016).

Entre os fatores atribuídos ao declínio dos óbitos maternos no Brasil estão as melhorias nos determinantes sociais da saúde (pobreza, educação de mulheres, urbanização e fecundidade), intervenções fora do setor de saúde (transferência condicional de renda, abastecimento de água e saneamento, fornecimento de energia elétrica) e a melhoria do acesso à atenção de saúde da população mais necessitada, com ações de fortalecimento da atenção primária, além de programas centrados em doenças específicas (VICTORA et al., 2011; LEAL et al., 2018).

Neste contexto, o Programa Bola Família (PBF) se constitui em uma intervenção social que pode afetar tanto os determinantes sociais da saúde materna, como a ampliação do acesso a atenção à saúde. O acompanhamento das gestantes nas condicionalidades de saúde do PBF tem o objetivo de reforçar a importância do acesso e cuidados realizados no pré-natal

para promoção de melhores condições de vida e nutrição, não somente da gestante, de preferência captada nas primeiras semanas de gravidez, mas também do bebê. A assistência adequada ao pré-natal, com a detecção e a intervenção precoce das situações de risco, é um dos determinantes dos indicadores de saúde relacionados à mãe e ao bebê que tem o potencial de diminuir as principais causas de mortalidade materna e neonatal (SAY et al., 2014).

Na literatura internacional, já há referências sobre os impactos positivos de programas de transferência de renda na saúde materna, como o aumento de consultas pré-natais, assistência qualificada ao parto e a realização do parto em estabelecimentos de saúde (GLASSMAN et al., 2013; KUSUMA et al., 2016; LIM et al., 2010). No entanto, as evidências sobre o impacto destes programas na mortalidade materna ainda não são consistentes. No Brasil, poucos estudos avaliaram o impacto do Programa Bolsa Família em desfechos ligados a mortalidade materna, dos quais a frequência no pré-natal (BRASIL, 2007^b; BRASIL, 2010; RASELLA et al., 2013). Um estudo sobre o impacto do PBF na mortalidade infantil no Brasil demonstrou que nos municípios com elevada cobertura do PBF, esta foi associada à redução do número de mulheres sem nenhuma visita pré-natal ao momento do parto (RASELLA et al., 2013). Contudo, nenhum avaliou o seu efeito na mortalidade materna.

Por outro lado, desafios importantes para a saúde materna ainda persistem, como as lacunas da assistência ao parto e mortes maternas causadas por abortos inseguros (VICTORA et al., 2011; LEAL et al., 2018), além do aumento excessivo das intervenções em saúde, sem indicação médica. As altas taxas de cesariana estão circunscritas neste contexto, com excesso de sua utilização mesmo em estabelecimentos públicos de saúde, apesar de ainda existirem lacunas no acesso e qualidade a instituições de saúde no Brasil por grupos mais vulneráveis da população (VICTORA et al., 2011; DOMINGUES et al., 2014; RAMIRES de JESUS et al., 2015). Estes fatores indicam a necessidade de compreender com maior precisão o papel das cesarianas no óbito materno, através do controle de vieses de indicação, na tentativa de isolar a contribuição da cesariana para estes óbitos já que a maioria dos estudos prescindem deste tipo de análise, ou serem limitados a pequenos números.

Outras importantes lacunas ainda permanecem na literatura acerca da mortalidade materna como a necessidade de mais estudos de abrangência nacional, sendo a maioria destes de abrangência local, como estados, diretorias regionais, capitais, municípios e hospitais de referência (MORSE et al., 2011). Existem ainda lacunas importantes no entendimento dos Determinantes sociais da mortalidade materna no Brasil, como as desigualdades de classe, raça/etnia e regiões, sendo os estudos mais concentrados nas regiões Sudeste e Sul. Além

disso, existem lacunas no entendimento da mortalidade materna de mulheres rurais do Brasil, assim, como de seus determinantes.

Considerando que o estado de saúde dos grupos sociais está diretamente relacionado ao contexto em que vivem e à sua posição na pirâmide social, compreender estas relações pode trazer contribuições para o tema da determinação da mortalidade materna e das intervenções públicas realizadas no Brasil, a fim de aprimorá-las. Além disso, embora os Programas de Transferência de Renda (PTCR) sejam comumente utilizados na tentativa de agir sobre determinantes sociais da saúde materna, poucos estudos avaliaram o impacto destes programas sobre a mortalidade materna, sendo importante a realização de estudos de avaliação de impacto para que sua eficácia não permaneça como hipótese, permitindo que sejam feitas mudanças e aperfeiçoamentos visando o alcance de resultados mais positivos. As avaliações dos efeitos dos PTCR sobre a saúde das mulheres de países de baixa e média renda são particularmente relevantes durante a atual - e provavelmente de longa duração - crise econômica global devido à pandemia COVID-19, porque essas intervenções representam um importante fator de alívio da pobreza para as populações mais pobres. Por se tratar de uma pesquisa de base populacional, este estudo possibilita, ainda, o conhecimento do problema sob diferentes perspectivas, através da comparação entre grupos, além da inserção não só de mulheres urbanas, mas também residentes de áreas rurais e cidades menores, bem como de populações excluídas.

4 OBJETIVOS

4.1 OBJETIVO GERAL

Avaliar o efeito de intervenções de proteção social e de saúde na mortalidade materna entre as mulheres de baixa renda do Brasil

4.2 OBJETIVOS ESPECÍFICOS

- Avaliar a associação a médio e longo prazo entre a cobertura do Programa Bolsa Família e a Razão de mortalidade materna nos municípios brasileiros
- Avaliar o impacto do Programa Bolsa Família na mortalidade materna, na coorte de 100 milhões de Brasileiros
- Investigar a associação entre cesariana e mortalidade materna de acordo com a Classificação de Robson, na população de mulheres pobres e extremamente pobres do Brasil

5 MÉTODOS

Este projeto de tese contempla três estudos que empregam metodologias diferentes. Deste modo, serão apresentadas as descrições metodológicas de cada estudo separadamente.

5.1 Artigo 1 – *Impacto a longo prazo de um programa de transferência condicionada de renda na mortalidade materna: uma análise nacional de dados longitudinais brasileiros*

5.1.1 Desenho de estudo

Trata-se de um estudo ecológico misto, tendo o município como unidade de análise para o período de 2004 a 2014. Devido à forte crise econômica que atingiu o país, serão excluídos os anos a partir de 2015 (RASELLA et al., 2018), pois as tendências de todas as principais variáveis socioeconômicas foram alteradas, não tornando confiáveis as extrapolações após 2014.

Dos 5.570 municípios brasileiros, foi selecionado um subconjunto com estatísticas vitais adequadas de registro de óbito e nascidos vivos - por meio de um critério multidimensional validado (ANDRADE et al., 2007)- durante os primeiros anos do período de estudo (2004–06) e foi assumida uma adequação constante para os anos restantes de acordo com as melhorias constantes documentadas nas estatísticas vitais (SZWARCOWALD et al., 2014).

5.1.2 Variáveis

Serão consideradas como variável resposta as razões de mortalidade materna, expressas como número de óbitos maternos por 100.000 nascidos vivos. Os óbitos maternos são identificados como a morte de uma mulher durante a gravidez ou no prazo de 42 dias após a interrupção da gravidez, independentemente da duração e local da gravidez, por qualquer causa relacionada ou agravada pela gravidez ou seu tratamento, mas não acidental ou causas incidentais (WHO, 2020).

Como variável de exposição, será utilizada a cobertura municipal do PBF, que é capaz de capturar não apenas os efeitos diretos do PBF sobre as beneficiárias, mas também as externalidades do programa (ou seja, efeitos colaterais positivos sobre os habitantes que não

recebem verbas do PBF), como estudos anteriores mostraram (RASELLA et al., 2013). O principal indicador de cobertura do PBF será criado em duas etapas: primeiro, será obtida a cobertura anual do PBF, calculada como o número de indivíduos cadastrados no PBF (estimado pela multiplicação do número de famílias beneficiárias pelo tamanho médio da família), dividido pela população total do mesmo município; em segundo lugar, para avaliar os efeitos da duração do PBF, será calculada a cobertura municipal média do PBF dos últimos n anos (de 1 a 11, o máximo permitido pelo período de estudo), um indicador que foi usado em estudos anteriores para capturar a intensidade de uma cobertura de intervenção ao longo dos anos de sua implementação (RASELLA et al., 2018).

A cobertura municipal média do PBF dos últimos n anos será categorizada em quartis que representam os níveis de implementação do PBF no período, conforme já feito em estudos anteriores (RASELLA et al., 2013): baixa (1º quartil), intermediária (2º), alta (3º) e consolidada (4º). Como indicador da Atenção Primária à Saúde (APS) utilizou-se a cobertura média municipal dos últimos cinco anos do Programa Saúde da Família (PSF), estratégia nacional de APS, obtida dividindo-se o número de pessoas nas áreas de abrangência do PSF pelo total da população, do mesmo município para cada ano, e calculando sua média nos cinco anos anteriores. Esse indicador de cobertura será categorizado, por motivos de comparabilidade com o PBF e outros estudos (RASELLA et al., 2013; RASELLA et al., 2014), em quartis, do valor inicial ao alto.

Serão ajustados modelos de regressão para todas as covariáveis relevantes reconhecidas como determinantes da mortalidade materna na literatura (WHO, 2020; COSTELLO, OSRIN e MANANDHAR, 2004; KUSUMA et al., 2016; SAY, CHOU, GEMMILL, 2014): renda mensal por pessoa, taxa de pobreza do município, proporção de analfabetismo em maiores de 15 anos, percentual de residentes em domicílios com água encanada, número de médicos por habitante, cobertura privada de saúde e taxa geral de internações no município por 1.000 habitantes. Todos os modelos incluirão a variável de tempo expressa como uma variável dummy, que é a abordagem mais robusta e conservadora quando o resultado não é apenas tendência, mas também flutuante ao longo do período

5.1.3 Fonte de Dados

Serão utilizados dados de diferentes sistemas de informação, como o Sistema de Informação sobre Mortalidade para óbitos maternos, Sistema de Informação da Atenção Básica para cobertura do PSF, Sistema de Informação de Nascidos Vivos e Sistema de

Informação Ambulatorial para Internações Hospitalares (BRASIL, 2019). Os bancos de dados do Ministério do Desenvolvimento Social serão utilizados para calcular a cobertura do PBF (BRASIL,2020^a) e o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para as variáveis socioeconômicas (BRASIL,2020^b). Os valores anuais das covariáveis socioeconômicas obtidas nos Censos Nacionais do IBGE de 2000 e 2010 (renda per capita, índice de pobreza, analfabetismo, domicílios com água encanada) serão calculados para os demais anos, como em estudos anteriores (RASELLA et al., 2013; NERY et al., 2014; NERY et al., 2017; RASELLA et al., 2018) por meio de interpolação e extrapolação linear

5.1.4 Análise estatística dos dados

Serão empregados modelos de regressão binomial negativa multivariados para dados em painel com especificações de efeitos fixos (FE). As regressões binomiais negativas são usadas quando o resultado a ser analisado é uma contagem (como mortes durante um ano civil), e a suposição do modelo de Poisson de que a média é igual à variância não é atendida, geralmente porque os dados apresentam maior dispersão (superdispersão), como nas taxas de mortalidade (HILBE, 2011).

A regressão binomial negativa pode ser usada com dados longitudinais ou de painel, em que a mesma unidade de análise tem observações repetidas ao longo de um período de tempo (RASELLA et al., 2013). Neste caso, além do termo de erro, os modelos de dados de painel incluem um segundo termo para controlar para características invariantes no tempo não observadas da unidade de análise. De acordo com a forma como esse termo é estimado, os modelos podem ser modelos de efeitos fixos ou modelos de efeitos aleatórios. Do ponto de vista estatístico, a escolha entre modelos de efeitos fixos e de efeitos aleatórios é baseada no teste de especificação de Hausman (HILBE, 2011). Em avaliações de impacto, modelos de efeitos fixos (FE) são geralmente preferidos porque permitem correlações entre as variáveis invariantes no tempo não observados termo e as variáveis explicativas (HILBE, 2011). Neste estudo, o termo invariante no tempo poderia representar características não observadas do município, como características geográficas, históricas, socioculturais ou socioeconômicas que não se alteraram durante o período do estudo. Em modelos de efeitos fixos, mas não em aleatórios, essas características poderiam ser correlacionadas com as variáveis de tratamento, como a cobertura do PBF ou PSF. Se, por exemplo, essas intervenções foram implementadas com prioridade em áreas remotas e pobres com taxas de mortalidade mais altas, e as variáveis vinculadas a essas características não foram incluídas no modelo, as estimativas dos efeitos da

intervenção poderiam sofrer viés de seleção. Os modelos de efeitos fixos permitem controlar esse viés de seleção porque o termo de efeito fixo da equação representa essas características invariantes no tempo não observadas do painel.

O modelo de regressão que será usado na equação pode ser mostrado como:

$$\log(\text{MMR}_{it}) = \alpha_i + \beta_{q1-4} \text{BFP}_{q1-4n, it} + \beta_k x_{k, it} + \beta_t t + \varepsilon_{it}$$

Onde:

t refere-se ao ano (de 2004 a 2014) e i refere-se a um município;

MMR_{it} é a Razão de Mortalidade Materna no município i no ano t ;

BFP_{q1-4n} é a cobertura municipal média do PBF dos últimos n anos categorizada em quartis e introduzida na regressão como variável dummy no município i no ano t com um coeficiente de β_{q1} (quartil inferior, a cobertura de linha de base, por definição sempre igual a 1), β_{q2} (2º quartil, definido como cobertura municipal baixa), β_{q3} (3º quartil, definido como cobertura municipal intermediária), β_{q4} (4º quartil, definido como cobertura municipal alta).

$x_{k, it}$ refere-se a cada covariável (k) para o município i no ano t com coeficiente β_k ;

t refere-se à variável de tempo expressa como dummy com coeficiente β_t em ano t

α_i é o termo de erro de efeito fixo (efeito invariante no tempo no nível do município) (não estimado);

ε_{it} é o termo de erro idiossincrático para o município i no ano t (não estimado);

Usando um modelo off-set, será obtida uma razão de taxas (RR). Por exemplo, em um modelo que considere a duração do PBF de 10 anos, um valor de RR 0,84 para a cobertura municipal alta do PBF refere-se a uma razão entre as taxas de mortalidade do quartil mais baixo e do quartil mais alto da cobertura municipal média do PBF dos últimos 10 anos e, portanto, é interpretado como uma redução associada de 16% na mortalidade materna. Como essa é uma regressão longitudinal de efeito fixo, associamos isso apenas a mudanças dentro do município (ou seja, mudanças na mortalidade dentro do município e na cobertura do PBF dentro do município). Efeitos entre municípios (ou seja, diferença entre municípios) não são estimados. Para processamento e análise do banco de dados, será utilizado o software Stata (versão 14.0).

5.2 Artigo 2 – Impacto do Programa Bolsa Família sobre a Mortalidade Materna na Coorte de 100 Milhões de Brasileiros

5.3.1 Desenho e fonte de dados

Trata-se de um estudo quase-experimental utilizando dados de uma coorte construída através do linkage do baseline da ‘Coorte de 100 Milhões de Brasileiros’, do Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM), do Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos (SINASC) e dos dados das folhas de pagamento do Programa Bolsa Família, no período de 2004 a 2015.

O baseline da coorte inclui variáveis socioeconômicas e demográficas do primeiro registro de cada indivíduo e sua família no CadÚnico. A “Coorte de 100 milhões” é constituída por 114.001.661 indivíduos e 40.542.929 famílias, contendo dados longitudinais atualizados do período de 2006-2015 (Centro de Integração de Dados e Conhecimento para a Saúde, 2018^a). Integram a Coorte, indivíduos pertencentes a famílias de baixa renda, elegíveis para programas sociais do Governo Federal (famílias com renda per capita inferior a 3 salários mínimos), representando cerca de 55% da população brasileira (Centro de Integração de Dados e Conhecimento para a Saúde, 2018^a).

A base de dados da Folha de Pagamentos do Bolsa Família contém informações sobre datas de início e tempo do recebimento do PBF e valores recebidos. Os casos de óbito materno foram identificados na base de dados do SIM, fornecida pelo Ministério da Saúde.

5.3.2 População de estudo

O estudo incluirá dados da Coorte de 100 milhões de brasileiros vinculados com o SINASC e SIM. A população de estudo será constituída de mulheres em idade reprodutiva registradas no baseline da coorte, em sua última gestação no período de 2004 a 2015.

Linkage dos dados

Para a vinculação dos dados de mortalidade ao baseline da Coorte de 100 milhões de brasileiros, serão identificados os óbitos maternos, através do linkage com os dados do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) do Brasil para o período de 12 anos de 2004 a 2015. Os bancos de dados da Coorte de 100 milhões de brasileiros e SIM serão vinculados

pelo Centro de Integração de Dados e Conhecimento para a Saúde (Barreto et al., 2019), por meio do software Record Linkage desenvolvido pelo centro. O algoritmo de linkage utilizou cinco variáveis para identificar os registros coincidentes das duas bases de dados (SIM e CadÚnico), cada uma delas registradas em ambos os conjuntos de dados vinculados: nome do beneficiário, nome da mãe, código do município de residência e data de nascimento .

O software Record Linkage realiza duas etapas principais:

Em primeiro lugar, o registro que corresponde aos dados de cada indivíduo do CadÚnico (o conjunto de dados maior) foi indexado na biblioteca Lucene Apache (Lucene et al., 2005). Lucene Apache possui um método de indexação de arquivos e executa uma pesquisa de dados nesses arquivos. Após essa estruturação inicial, os dados foram salvos em um documento indexado com um número de identificação. Ao final do processo, foi gerada uma pasta com o banco de dados indexado.

Em segundo lugar, para cada óbito no conjunto de dados do SIM, o algoritmo pesquisou no banco de dados indexado da coorte do CadÚnico em busca de uma correspondência potencial. As variáveis utilizadas para o confronto com os registros individuais foram: nome do beneficiário, nome da mãe, data de nascimento, município de residência e sexo. Para realizar a correspondência, todos os cadastros devem conter o nome do beneficiário. Foram excluídos os registros que não continham o nome do beneficiário. O software realiza essa pesquisa em três níveis:

Nível 1: Uma primeira pesquisa é feita em todas as cinco variáveis selecionadas. Os dados de mortalidade (SIM) encontrados na linha de base do CadÚnico foram salvos, gerando uma lista de registros vinculados. Um cálculo de similaridade é executado para os registros vinculados, gerando uma pontuação que indica o quão semelhantes os dois registros vinculados são. O cálculo da similaridade é feito comparando nomes, datas de nascimento, estados, municípios e sexo, para os dois registros (um em cada conjunto de dados) do indivíduo vinculado. Esse processo gera uma “média ponderada” que é o valor da pontuação de similaridade. Se a pontuação for igual ou superior a 0,95, o link foi aceito (por ser um link correto).

Nível 2: Se o cálculo de similaridade for inferior a 0,95, uma nova pesquisa é realizada (desta vez incluindo apenas aqueles correspondidos na pontuação de 0,95), usando um grupo de quatro (das cinco variáveis anteriores) por vez em cinco combinações diferentes. Posteriormente, todos os resultados da pesquisa com cada grupo de variáveis são agrupados e o teste de similaridade é realizado. Novamente, se a pontuação for igual ou superior a 0,95, os dados vinculados são aceitos.

Nível 3: Por fim, se um indivíduo do SIM não está vinculado a um cadastro do CadUnico nas duas buscas anteriores, uma busca final é realizada. Para esta busca, nome do beneficiário, nome da mãe, código do município de residência e data de nascimento foram quebrados em pedaços menores. Por exemplo, a data de nascimento é dividida em três categorias menores: dia, mês e ano. Várias tentativas são realizadas para tentar combinar a pessoa em ambos os conjuntos de dados. Para obter a confirmação da validade do registro vinculado, é aplicado um método de edição à distância baseado em Jaro-Winkler.

A precisão do linkage foi testada usando uma curva ROC. A partir da curva ROC, o ponto de corte ideal de 0,923 [0,983 / 0,949]) foi identificado para definir as correspondências. Dos pares vinculados, 97,8% foram estimados como correspondências verdadeiras e apenas 2,2% foram estimados como correspondências falsas.

5.3.3 Variáveis

Exposição do PBF

Para a análise da exposição ao PBF, serão consideradas como beneficiárias as mulheres com registros de filhos nascidos vivos que iniciaram o recebimento do PBF antes ou durante a gestação e não interromperam o recebimento do benefício antes do desfecho ou nascimento do filho. Serão consideradas como não expostas, as mulheres que não receberam o benefício em nenhum momento até o parto ou puerpério.

Desfecho

O óbito materno será definido como a morte de uma mulher durante a gestação ou até 42 dias após o término da gestação, devido a qualquer causa relacionada com ou agravada pela gravidez, porém não devida a causas acidentais ou incidentais. O não óbito por estas causas será considerado como a categoria de referência (CID-10). Para compor os casos de óbito materno serão considerados os códigos “XV” da CID-10 (Gravidez, parto e puerpério (O00 - O99 e aqueles , com exceção dos óbitos após os 42 dias, “O96” e “O97”); e outros capítulos da CID-10 (A34, F53, M83.0, B20 a B24, D39.2 e E23.0).

5.3.4 Processamento e análise estatística dos dados

O efeito do PBF na mortalidade materna será estimado usando métodos baseados no Score de Propensão (PS – *Propensity Score*). O PS pode ser caracterizado como a

probabilidade condicional da atribuição do tratamento (ser beneficiária ou não do PBF), dado as suas características observáveis (ROSENBAUM, 2002). Estes métodos se diferenciam dos demais por evitar a multidimensionalidade, podendo ser implantado a partir de uma variável de controle, que é o próprio score de propensão (COELHO e MELO, 2017).

Primeiramente serão avaliados os padrões de dados faltantes para as variáveis consideradas no cálculo do PS. A depender destas análises, pode-se proceder o cálculo do PS apenas com dados completos e/ou incluindo o dado faltante como categoria em cada variável. O PS será estimado considerando três estratégias: 1. Model PS Instrumental Variable, onde serão incluídas apenas variáveis relacionadas ao tratamento (ano de entrada, região e residência urbana/rural); 2. Model PS Confounders, que incluirá variáveis confundidoras, ou seja, aquelas que estão no caminho causal (ano de entrada, escolaridade, raça/cor, região e residência urbana/rural, medidor de eletricidade, abastecimento de água, escoamento sanitário, coleta de lixo e densidade domiciliar, número de gestações anteriores (no período da coorte) paridade); e 3. Model Full PS, onde serão incluídas, além das variáveis confundidoras (estratégia 2), também as relacionadas ao desfecho de interesse (estado civil, idade, acompanhamento pré-natal, tipo de parto).

Pretende-se realizar a ponderação dos modelos pelo inverso da probabilidade do tratamento (IPTW – *Inverse Probability Treatment Weighting*) e pelo método de Kernel (*Propensity Score Kernel Weighting*). O método de Kernel estabelece uma relação não paramétrica entre PS e o desfecho - mortalidade materna- selecionando observações das não beneficiárias (não PBF) que são semelhantes ao conjunto de grupos tratados (beneficiárias do PBF) de acordo com características observáveis (PS) (Ho et al. ., 2007). Existe um esquema de Ponderação para todos os grupos não tratados (não PBF) e os pesos dependem da distância entre cada indivíduo do grupo de controle e a observação participante para a qual o contrafactual é estimado (Rosenbaum e Rubin, 1984). A ideia básica por trás da estimativa do kernel é atribuir pesos diferentes às observações com distâncias diferentes. Já no IPTW, são estimados os pesos para beneficiárias do PBF (peso = 1) e para as não beneficiárias do PBF (peso = $E(ps) / (1-E(ps))$). Dessa forma, são comparadas as diferenças na distribuição das covariáveis PS entre beneficiárias e não beneficiárias usando o percentual para avaliar o equilíbrio de potenciais confundidores antes e depois do IPTW. Após serem estimados o PS, serão conduzidos modelos de regressão ponderados com o peso estimado pelo Kernel Weighting e IPTW, para obter a medida do risco relativo da mortalidade materna entre beneficiárias e não beneficiárias.

A depender das proporções de beneficiárias e não beneficiárias na população de estudo, será realizado o *Propensity Score Matching*, considerando o vizinho mais próximo, com adequado *caliper* e reposição. As participantes e não participantes do PBF serão pareadas de acordo com escores de propensão mais similares, considerando o período geral de acompanhamento (2004 a 2015). Não é possível definir a priori a existência de um método superior aos demais, pois ao utilizar mais de um método de pareamento, é possível avaliar a robustez das estimativas (BECKER e ICHINO, 2002). Por fim, será calculada a *Average Treatment effect for the Treated* (ATT).

Análises de robustez para métodos baseados no score de propensão

Por tratar-se de uma coorte dinâmica, serão consideradas análises de acordo com faixas de tempo de exposição ao tratamento. Também serão realizadas análises suplementares com subpopulações com tempos semelhantes de permanência na coorte a fim de balancear o tempo até a ocorrência do desfecho entre expostas e não expostas. Ainda, serão realizadas análises para municípios com maior qualidade das informações das estatísticas vitais e de acordo com tercis de cobertura da Estratégia Saúde da Família e do índice de gestão descentralizada (municipal) do Bolsa Família (IGD); e para as subpopulações de idade reprodutiva e acompanhamento pré-natal.

Outras abordagens analíticas

Outra abordagem analítica que pode ser utilizada é o Desenho de Regressão Descontínua (em inglês *Regression Discontinuity Design – RDD*), um desenho de estudo quase-experimental, em que não é requerida, para a inferência causal, a suposição de que fatores não observados podem confundir a relação entre a exposição e o desfecho (BOR et al., 2014). A RDD pode ser implementada quando a exposição de interesse, no caso, o PBF, é atribuída por uma variável aleatória medida de forma contínua – a renda familiar per capita – com um ponto de corte estabelecido (critério de elegibilidade do programa). Desde que não seja possível manipular o valor dessa variável, a atribuição da exposição é tão boa quanto a aleatória para observações próximas ao ponto de corte, podendo ser observado o efeito causal em torno do ponto de corte (BOR et al., 2014).

Assim, a RDD avalia o impacto de uma intervenção utilizando a descontinuidade no desfecho relacionado à intervenção ao redor dos valores do ponto de corte que determina a elegibilidade à intervenção. A utilização, neste estudo, desta ferramenta, torna-se possível porque a introdução do PBF pode ser tratada como uma condição quase - experimental, onde

podemos considerar que as mulheres que recebem e as que não recebem o benefício estão próximos do ponto de corte para a elegibilidade (que, atualmente, é uma renda per capita mensal de R\$ 178,00) foram submetidos a um procedimento de “quase-randomização”. Esta metodologia permite controlar de forma robusta o viés de seleção da intervenção e obter uma medida de efeito acurada, necessitando de um elevado número de sujeitos para obter uma amostra total satisfatória ao redor do limiar (LEE et al., 2010), o que é possível neste estudo, considerando o elevado número de mulheres registradas no CadÚnico e que recebem os benefícios do PBF. O RDD é uma metodologia muito utilizada nas avaliações de impacto quase experimentais dos PTRC, em desfechos de saúde (DE BRAUW et al., 2011; LEE et al., 2010) e educação (CHAUDHURY et al., 2010, PONCE et al., 2010).

Neste sentido, o primeiro passo para verificar a possibilidade da utilização do RDD é a avaliação do viés de auto seleção da variável renda, sendo verificada a presença (ou ausência) da manipulação da variável de forma gráfica. Os próximos passos a serem testados são: a descontinuidade na probabilidade de exposição à intervenção no ponto de corte; randomização local (indivíduos logo abaixo e logo acima do limite devem ser comparáveis); e a ausência de descontinuidade no ponto de corte para as covariáveis.

Após atender a todas estas premissas, a descontinuidade da probabilidade de ter o desfecho de interesse (óbito materno) no ponto de corte pode ser entendida como o impacto da própria intervenção. Esta descontinuidade seria explicada pelos benefícios do PBF (educação e melhores indicadores de saúde: imunização, atenção pré-natal, dieta), supondo que os benefícios do programa tiveram o impacto esperado.

No entanto, mesmo que o RDD seja considerado o desenho quase-experimental que fornece estimativas de impacto mais acuradas, ele permite avaliar o efeito do programa somente nas beneficiárias com a renda perto do limiar, e não em todas as beneficiárias, excluindo assim as beneficiárias com rendas mais baixas. Dessa forma, é importante agregar outras metodologias analíticas para a avaliação do impacto do PBF, como o PSM, para ter uma maior amplitude de generalização sobre os resultados.

Todas as análises serão realizadas usando o Stata, versão 15.1.

5.3 Artigo 3 – *Parto cesáreo e mortalidade materna segundo grupos de Robson: um estudo de linkage de base populacional entre a população mais pobre do Brasil*

5.3.1 Desenho e fonte de dados

Será conduzido um estudo de coorte de base populacional incluindo todas as mulheres da coorte de 100 milhões de brasileiros com pelo menos um filho nascido vivo registrado, vinculado ao Sistema de Informações de Nascidos Vivos (SINASC). Para avaliar o desfecho (mortalidade materna), vinculamos a coorte aos óbitos registrados no Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) 13 entre 1º de janeiro de 2011 a 31 de dezembro de 2015.

A Coorte Brasileira de 100 Milhões é composta por dados do Cadastro Único para Programas Sociais do Governo Federal (Cadastro Único ou CadÚnico) (BARRETO et al., 2019). O CadÚnico é um sistema administrativo com informações detalhadas sobre as pessoas que se inscreveram para receber assistência governamental de proteção social. Assim, contém informações sobre a metade mais pobre da população brasileira (n = 114.008.317). Os critérios de elegibilidade para se cadastrar no CadÚnico incluem: 1. ter uma renda familiar mensal per capita de até meio salário mínimo (por exemplo, 778 reais em 2015 - aproximadamente 155 US \$), ou 2. ter uma renda familiar mensal total de até três salários mínimos (BRASIL,2021). O CadÚnico contém informações socioeconômicas sobre as condições de moradia, renda e características demográficas de todos os membros da família cadastrados. O Sistema de Informação de Nascidos Vivos (SINASC) reúne informações sobre nascimentos de todo o país, incluindo nome da mãe, local de residência, idade, estado civil, escolaridade, história obstétrica (cesárea anterior ou partos vaginais), características da gravidez (duração de gestação, tipo de parto, apresentação fetal) de mulheres nascidas vivas e características do recém-nascido (gêmeos e outros múltiplos, peso ao nascer, presença de anomalias congênitas) e o número de gestações anteriores (BRASIL,2011). O Sistema de Informações sobre Mortalidade está codificado usando a Classificação Internacional de Doenças, 10ª revisão (CID-10) e inclui informações sobre o falecido (nome, local de residência, idade, estado civil, educação, data e causa da morte).

5.3.2 População de estudo

O estudo incluirá dados da Coorte de 100 milhões de brasileiros vinculados com o SINASC e SIM. A população de estudo será constituída de mulheres em idade reprodutiva registradas no baseline da coorte, em sua última gestação no período de 2011 a 2015.

Linkage dos dados

O processo de linkage dos dados utilizou o nome da mulher e o nome da mãe, nome da mãe no SINASC, idade materna no momento do parto, data de nascimento e município de residência da mulher no momento do parto. Nomes e duplicatas ausentes ou implausíveis foram excluídos. A vinculação foi realizada com CIDACS-RL-Record Linkage, uma nova ferramenta de vinculação de registros desenvolvida para vincular conjuntos de dados administrativos em grande escala (ALMEIDA et al., 2020; BARBOSA et al., 2020). Os procedimentos de vinculação foram conduzidos no CIDACS em um ambiente de proteção de dados estrito e de acordo com as normas éticas e legais existentes (BARRETO et al., 2019). O Record Linkage executou duas etapas principais. Em primeiro lugar, o registro que corresponde aos dados de cada 100 milhões de linha de base de coorte (o conjunto de dados maior) foi indexado na biblioteca Lucene Apache (LUCENE, 2015). A estratégia de indexação permite pesquisar os registros mais semelhantes da linha de base de coorte indexada para cada registro no SINASC e SIM e enviar para a etapa de comparação entre pares. Em segundo lugar, os registros vinculados foram ordenados pelas pontuações e o par de comparação com a pontuação mais alta foi retido como um link potencial. A precisão da ligação foi testada usando uma curva ROC. A partir da curva ROC, o ponto de corte ideal de 0,923 [0,983 / 0,949] foi identificado para definir as correspondências. Dos pares vinculados, 97,8% foram estimados como correspondências verdadeiras e apenas 2,2% foram estimados como correspondências falsas.

5.3.3 Procedimentos

O desfecho primário deste estudo será a morte materna avaliada de acordo com CID-10: códigos XV (exceto aquelas mortes que ocorrem após o puerpério (O96 e 97) e antes do parto (O00-O08)), causa A34, F53, M83.0 (onde a morte ocorreu até 42 dias após o parto) e B20-B24, D39.2, E23. Levando em consideração o linkage com o SINASC, serão

consideradas apenas as parturientes que tiveram filhos nascidos vivos. Portanto, aquelas que tiveram filhos natimortos, abortos ou morreram durante a gravidez não serão incluídas na análise.

Com o objetivo de reforçar o controle por viés de indicação, serão conduzidas análises adicionais excluindo óbitos maternos mais prováveis de estarem associados a morbidades pré-natais ou condições obstétricas, como distúrbios hipertensivos na gravidez (O10-O16), diabetes mellitus na gravidez (O24), alguns distúrbios da placenta (O43-45) e distúrbios da membrana e do líquido amniótico (O41-O42), pois podem influenciar tanto no risco de morte quanto na probabilidade de cesariana (SOBHY et al., 2019; DENEUX-THARAUX et al., 2006; LIU et al., 2007). Por outro lado, também serão conduzidas análises separadas com mortes mais provavelmente relacionadas à cesariana, como hemorragia pós-parto (O72), infecção puerperal (O85-O86), tromboembolismo e outras complicações venosas (O22, O87-O88), embolia de líquido amniótico e complicações da anestesia (O74, O89).

Como variável de exposição, será utilizada a variável tipo de parto (cesariana e parto vaginal), sendo o parto vaginal considerado como referência.

Para estudar a associação entre mortalidade materna e cesariana, será usada a classificação de Robson para comparar grupos de mulheres em que são esperadas baixas ou altas taxas e necessidades de cesariana. Serão usadas as seguintes variáveis para compor os grupos de Robson: Gravidez anterior, semana gestacional, número de fetos, início do parto (cesariana pré-parto, parto vaginal induzido ou espontâneo) e cesariana anterior. Em seguida, cada grupo de Robson serão reagrupados naqueles com baixas taxas de cesarianas esperadas (grupos de Robson 1-4: mulheres nulíparas ou múltíparas a termo, com um bebê único, posição cefálica e sem cesariana anterior) e altas taxas de cesarianas esperadas (grupos de Robson 6 -10: nascimentos múltiplos, nascimentos prematuros e nascimentos não cefálicos). Mulheres com história prévia de cesariana serão mantidas separadas (grupo de Robson 5). Como os subgrupos 2b e 4b correspondem a cesariana antes do parto e, por definição, não há partos vaginais para comparação, não serão incluídos nos grupos 1 a 4. Serão conduzidas análises adicionais, comparando mulheres nos subgrupos 2b e 4b (nulíparas e múltíparas com cesariana não programada) com aquelas com cesariana nos grupos 2a e 4a (cesariana antes do trabalho de parto).

5.3.4 Processamento e análise estatística dos dados

Para comparar a mortalidade materna entre cesárea e parto vaginal, serão utilizadas as estimativas de risco de mortalidade de Kaplan-Meier e regressão de Cox. Modelos de cox levam em consideração o tempo decorrido até o aparecimento de um evento, possibilitando a avaliação de co-variáveis independentes (LANFRANCHI, VIOLA E NASCIMENTO, 2011). Para isso, serão considerados o tempo de sobrevivência (t) que é o tempo observado desde a entrada do indivíduo (data de nascimento do filho), até a ocorrência do evento de interesse ou falha (óbito materno). Serão censuradas da análise aquelas mulheres que tiverem informações incompletas sobre o tempo de sobrevivência, ou que faleceram por outra causa. A não consideração de informações incompletas sobre esses tempos de vida pode levar a vieses ou inferências menos eficientes (LANFRANCHI, VIOLA E NASCIMENTO, 2011). O estimador de Kaplan-Meier considera o número de intervalos de tempo equivalentes ao número de falhas distintas de forma que as probabilidades de falha são calculadas somente no instante em que elas ocorrerem. Dessa forma, as taxas de mortalidade materna serão estimadas pelo número de mortes maternas sobre o número de mulheres que tiveram pelo menos um filho nascido vivo registrado em toda a coorte. O tempo de follow-up de até 42 dias após o parto será considerado como período de exposição ao risco de mortalidade materna (LANFRANCHI, VIOLA E NASCIMENTO, 2011).

Para ajustar por fatores de confundimento, será realizada a análise do escore de propensão combinando mulheres que realizaram cesariana com aquelas que realizaram parto vaginal. O pareamento será baseado em fatores de risco, incluindo faixa etária (10-19, 20-35, > 35 anos), raça / cor (branca, negra, asiática, mestiça, indígena), estado civil (solteiro, casado / união, viúva, divorciado), educação materna (1-3, 4-7, 8-12 e > 12 anos de estudo), consultas pré-natais (0, 1-3, 4-6, > 7 consultas) e ano do parto (2011, 2012, 2013, 2014, 2015). Será estimado o escore de propensão para cada combinação dos Grupos de Robson e para a coorte como um todo, através de regressão logística multivariada, com um algoritmo de vizinho mais próximo 1: 1, sem substituição, com um calibre de 0,1 (AUSTIN et al., 2000). Participantes com dados ausentes em quaisquer covariáveis necessárias para o escore de propensão serão excluídas da análise principal. Nos grupos de Robson 1-4, os pares serão combinados selecionando um parto vaginal para cada Cesariana pois o parto vaginal é mais comum do que Cesariana. Nos grupos de Robson 5-10, será selecionada uma cesariana para cada parto vaginal porque a Cesariana é mais comum do que o parto vaginal.

5.4 Aspectos éticos

Os dados secundários oriundos dos sistemas oficiais de informações, disponibilizados para uso neste projeto, serão utilizados em conformidade com o que estabelece a regulamentação nacional da Comissão Nacional de Ética em pesquisa do Conselho Nacional de Saúde, resolução 466 de dezembro de 2012, que define que o uso de dados sem o termo de consentimento livre e esclarecido na pesquisa em saúde, pode ser feita na impossibilidade de obtenção do consentimento das pessoas, considerando-se que a pesquisa oferece riscos mínimos e que os direitos ou interesses dos envolvidos não serão violados e a privacidade e anonimato serão preservados. Assim, medidas de segurança serão adotadas para prevenir possíveis danos às pessoas envolvidas, especialmente em relação a segmentos vulneráveis, para evitar discriminação e estigmatização social. O(s) pesquisador(es) se responsabilizam por todo e qualquer uso indevido dos dados cedidos.

Os pesquisadores assumem que durante o desenvolvimento deste projeto serão rigorosamente seguidos todos os protocolos éticos, implicando respeito aos envolvidos, ponderação entre riscos e benefícios, tanto conhecidos como potenciais, individuais ou coletivos, comprometendo-se com o máximo de benefícios e o mínimo de danos e riscos, não perdendo o sentido de sua destinação sócio humanitária. Esta pesquisa está fundamentada em fatos científicos, experimentação prévia e pressupostos adequados à área específica, e conforme descrito em sua metodologia, serão utilizados métodos adequados para responder às questões estudadas. Será assegurada a confidencialidade dos dados, garantindo a não utilização das informações em prejuízo das pessoas e/ou das comunidades, inclusive em termos de autoestima, de prestígio e/ou de aspectos econômico-financeiros. Os dados serão utilizados exclusivamente para a finalidade prevista no seu protocolo e os resultados obtidos serão comunicados às autoridades competentes, tendo em vista contribuir para um melhor entendimento acerca das questões de saúde envolvidas e conseqüentemente a implementação de políticas públicas direcionadas a estas questões.

Confidencialidade das informações e acesso dos dados

Os dados integrados e anonimizados disponibilizados pelo Cidacs são obtidos a partir de dados administrativos governamentais. Esses dados são coletados por departamentos ou agências do governo para propósitos específicos, os quais contém informações pessoais que podem ser confidenciais e/ou sensíveis a exemplo de dados coletados para execução de programas sociais ou prestação de serviços de saúde. Sendo, portanto, a cessão desses dados

para uso secundário em pesquisa restrita e analisada caso a caso levando em consideração o equilíbrio entre riscos e benefícios aos indivíduos e o predominante interesse público.

A vinculação de registros entre diferentes fontes, governamentais administrativas ou não, requer dados individualizados e identificados para a aplicação de técnicas de record linkage. Portanto, o acesso, processamento e análise de dados contendo informações pessoais com finalidade de pesquisa e geração de evidências para a tomada de decisões em políticas públicas na área da saúde, requer base legal, arranjos de segurança físicos e virtuais, uso exclusivo para um propósito previamente especificado, credenciais apropriadas para acesso e parecer ético favorável do estudo proposto. Pesquisadores autorizados a utilizar dados administrativos governamentais contendo informações pessoais trabalham sob condições estritas, assumindo a responsabilidade de usar os dados fornecidos apenas para fins específicos e legítimos, bem como estar cientes de que ações legais serão tomadas se os dados forem utilizados inadequadamente ou sem o devido cuidado visando proteger os dados pessoais e a privacidade dos indivíduos.

No Brasil, a Lei de Acesso à Informação (LAI), regulamentada pelo Decreto nº 7.724/2012, traz diretrizes para que órgãos e entidades da administração pública federal adequem suas políticas de gestão da informação promovendo os ajustes necessários aos processos de registro, processamento, trâmite e arquivamento de documentos e informações. Contudo, a LAI não aborda a utilização das informações coletadas e armazenadas pelo governo para uso em pesquisa por ser mais voltada à transparência pública. Especificamente no que concerne a uma lei geral de proteção e tratamento de dados pessoais, inclusive com finalidade de pesquisa, somente em 14 de agosto de 2018 o Projeto de Lei de Proteção de Dados Pessoais, que tramitava na Câmara de Deputados desde 2012, teve sanção presidencial.

A Lei Geral de Proteção de Dados Pessoais (Lei 13.709/2018) determina os direitos dos cidadãos sobre seus dados e os critérios que agentes públicos e privados terão que obedecer ao tratá-los. Prevê que o órgão regulador poderá solicitar relatórios de riscos de privacidade para certificar-se como os dados pessoais estão sendo tratados - armazenados, processados e os critérios de acesso. Neste sentido, apresenta desafios de governança e gestão de todo o ciclo de vida dos dados requerendo investimentos em infraestrutura computacional e pessoal especializado, bem como aderência às boas práticas de segurança da informação, visando manter a privacidade e confidencialidade dos dados pessoais. A lei, que entrará em vigor em fevereiro de 2020, é a primeira lei brasileira sobre o tema e estabelece normas específicas para o tratamento de informações pessoais para pesquisa pública em saúde:

Art. 13. Na realização de estudos em saúde pública, os órgãos de pesquisa poderão ter acesso a bases de dados pessoais, que serão tratados exclusivamente dentro do órgão e estritamente para a finalidade de realização de estudos e pesquisas e mantidos em ambiente controlado e seguro, conforme práticas de segurança previstas em regulamento específico e que incluam, sempre que possível, a anonimização ou pseudonimização dos dados, bem como considerem os devidos padrões éticos relacionados a estudos e pesquisas.

O ambiente de análises do Cidacs é uma infraestrutura computacional segura, que inclui servidores e softwares, onde os *datasets* produzidos pelo Cidacs estão disponibilizadas para pesquisa e análises de dados. A segurança deste ambiente segue os procedimentos internacionais de data safe haven.

Anonimização de dados

O processo de anonimização de dados visa diminuir o risco de indivíduos serem reidentificados através de informações sensíveis (segurança da privacidade). A anonimização de dados no Cidacs leva em consideração o contexto no qual os dados estão sendo usados.

As informações sensíveis são agrupadas em variáveis identificadoras e variáveis semi identificadoras. As variáveis consideradas identificadoras (e.g. NIS, RG, CPF, Nome, Código de família, Endereço, etc) não estarão disponíveis em nenhum dataset extraído (nem no dicionário de dados). As variáveis semiidentificadoras estão marcadas no dicionário de dados com cor laranja. Caso as variáveis semiidentificadoras não possuam uso justificado para a pesquisa, elas não devem constar no plano de dados ou dataset a ser extraído:

Para mais informações, consultar:

- Website do Cidacs: <https://cidacs.bahia.fiocruz.br>
- Dicionário de Dados <https://cidacs.bahia.fiocruz.br/coorte-100m-sinan/>

5.4.1 Comitê de Ética em Pesquisa

O artigo 2 deste projeto foi aprovado pelo Comitê de Ética em Pesquisa (CEP) do Instituto de Saúde Coletiva da Universidade Federal da Bahia (ISC-UFBA), sob o parecer CAAE: 41695415.0.0000.5030. Os dados do *baseline* da Coorte de 100 Milhões de Brasileiros foram aprovados pelo Comitê de Ética da Fiocruz-Bahia, sob o parecer CAAE: 56003716.0.0000.0040.

5.5 Avaliação de riscos e benefícios

As implicações éticas e possibilidades de riscos aos participantes decorrentes da pesquisa são mínimos, visto que o desenvolvimento do estudo tem por base a vinculação de registros coletados rotineiramente pelos órgãos do governo federal para atender interesse público. A guarda, processamento dos dados (vinculação, anonimização, extração de dados), produção de metadados e disponibilização dos dados desidentificados a pesquisadores para uso em análises seguirão rigorosos procedimentos de segurança e privacidade, conforme já referido.

5.6 Impacto social e científico

A mais importante contribuição da pesquisa proposta será a geração de evidências do impacto dos determinantes sociais na saúde e políticas sociais. Sabe-se que políticas sociais como parte integrada às políticas de saúde exigem evidências de impacto consistentes e detalhadas, embora frequentemente tal evidência não exista ou não seja sólida o bastante para justificar sua introdução como parte integral das políticas de saúde. A magnitude das bases garantirá poder para investigação dessas questões com grande detalhe e contribuir para as políticas públicas.

O conhecimento dos fatores que impactam a mortalidade materna e as pessoas expostas ao maior risco têm o potencial de colaborar com estratégias de prevenção para evitar estes óbitos considerados, em sua maioria, evitáveis. Os resultados obtidos possibilitarão o avanço na compreensão do fenômeno, primeiro por se tratar de uma pesquisa de base populacional que possibilita o conhecimento do problema sob diferentes perspectivas. Assim, há a possibilidade de comparação entre as causas e regiões, além da inserção não só de mulheres urbanas, mas também residentes de áreas rurais e cidades menores, bem como de populações excluídas. Em segundo lugar, embora os PTCR estejam sendo comumente utilizadas na tentativa de agir sobre determinantes sociais da saúde materna, ainda existem poucos estudos com avaliação de impacto. A realização de estudos de avaliação de impacto se faz necessária para que sua eficácia não permaneça como hipótese, permitindo que sejam feitas mudanças e aperfeiçoamentos visando o alcance de resultados mais positivos.

7 LIMITAÇÕES

Por se tratar de um estudo com dados secundários, uma das principais limitações desse estudo, está no subregistro dos óbitos maternos presentes no SIM e na não correção dos óbitos e códigos garbage presentes no registro nacional de mortalidade, devido à ausência de metodologias de correção para dados individuais. Porém, ressalta-se que todos os registros do SIM passam pelo Sistema ANACONDA, que corrige parcialmente as causas básicas da DO, antes de se tornarem públicas. Além disso, para este estudo também será utilizada uma estratégia de busca da linha a da DO, no sentido de corrigir os subregistros da causa básica. Em relação aos dados secundários, ainda é possível se atentar que devido ao caráter longitudinal do estudo, a melhoria da investigação dos óbitos das Mulheres em Idade Fértil (MIF) pode trazer imprecisões decorrentes da melhoria das informações das estatísticas vitais ao longo do tempo (SUS 30 anos).

Outro aspecto importante do estudo é referente ao tempo de exposição dos indivíduos registrados na Coorte de 100 milhões de Brasileiros. Até o momento, temos as informações apenas do baseline da coorte. Informações relativas as atualizações das informações socioeconômicas dos indivíduos registrados na coorte não estão ainda disponíveis.

Em relação à seleção da população, é importante pontuar que o linkage de dados secundários não nos possibilita ter informações das mulheres que ficaram gestantes, no período do estudo, sendo estas o melhor grupo para definição da população em risco. No entanto, a utilização da população de mulher em idade fértil como população em risco e da subpopulação de mulheres que tiveram filhos do SINASC nos possibilita ter informações comparáveis às medidas de risco das taxas de mortalidade materna e da RMM.

A inexistência de informações relativas aos aspectos de saúde pregressos das mulheres e outros riscos, devido à natureza das fontes de dados utilizados neste estudo, é também uma limitação deste trabalho. Há um desconhecimento da história pregressa de saúde das mulheres beneficiárias do PBF. Porém, ressalta-se que a associação entre esses fatores de risco e a mortalidade materna já é consagrada na literatura, e que provavelmente, dada homogeneidade da amostra, elas estejam distribuídas de forma uniforme entre os beneficiários e os não beneficiários do Programa.

8 CRONOGRAMA DAS ATIVIDADES

Segue abaixo a descrição das atividades desenvolvidas e a serem realizadas para construção do projeto e obtenção de título (Quadro 4).

| | | | | | | | | | | | | | |
|-----------------------------------|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|----------------------|---|---|---|---|---|---|---|---|---|--|--|
| | | <i>linkage study</i> | | | | | | | | | | | |
| Processamento e análise dos dados | Extração do banco de dados linkado (SIM x SINASC x Baseline x PBF) | | x | x | x | x | x | | | | | | |
| | Atualização do dicionário de códigos (SIMx SINASC x Baseline x PBF) | | | | | | x | | | | | | |
| | Construção de rotina para limpeza do banco (Stata) | | | | | | x | | | | | | |
| | Avaliação de missing dos linkados e não linkados | | | | | | x | | | | | | |
| | Análise descritiva do banco de dados | | | | | | x | | | | | | |
| | Plano de Análise | | | | | | x | | | | | | |
| | Análise de dados, redação e submissão do manuscrito | | | | | | x | x | x | x | x | | |
| Artigo 3 | Construção do artigo 3: – <i>Parto cesáreo e mortalidade materna segundo grupos de Robson: um estudo de linkage de base populacional entre a população mais pobre do Brasil</i> | | | | | | | | | | | | |
| Processamento e análise dos dados | Extração do banco de dados linkado (SIM x SINASC x Baseline) | | | | | | x | | | | | | |
| | Construção de rotina para limpeza do banco (Stata) | | | | | | x | | | | | | |
| | Avaliação de missing dos linkados e não linkados | | | | | | x | | | | | | |
| | Análise descritiva do banco de dados | | | | | | x | | | | | | |
| | Plano de Análise | | | | | | x | | | | | | |
| | Análise de dados, redação e submissão do manuscrito | | | | | | x | x | x | x | x | | |

REFERÊNCIAS

- ABOUZAHAR, C., & ROYSTON, E. **Maternal Mortality A Global Factbook Maternal Mortality: A Global Factbook**. Geneva: World Health Organization.1991 Retrieved from http://apps.who.int/iris/bitstream/10665/38317/1/WHO_MCH_MSM_91.3.pdf
- ABOUZAHAR, C. Safe Motherhood: a brief history of the global movement 1947-2002. **British Medical Bulletin**, 67(1), 13–25. 2003 <http://doi.org/10.1093/bmb/ldg014>
- AGGARWAL, A., A. Pandey, and B. Bhattacharya, Risk Factors for maternal mortality in Dheli Slums: A community-based case-control study. **Indian Journal of Medical Science**. 61(9): p. 517-526.2007.
- ALLIK, M. et al. Developing a new small-area measure of deprivation using 2001 and 2011 census data from Scotland. **Health and Place**, 2016.
- ALMEIDA, Wanessa da Silva de; SZWARCOWALD, Célia Landmann. Adequação das informações de mortalidade e correção dos óbitos informados a partir da Pesquisa de Busca Ativa. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 22, p. 3193-3203, 2017.
- ALIO, A. P., SALIHU, H. M., NANA, P. N., CLAYTON, H. B., MBAH, A. K., & MARTY, P. J. (2011). Association between intimate partner violence and induced abortion in Cameroon. **International Journal of Gynecology and Obstetrics**, 112(2), 83–87. <http://doi.org/10.1016/j.ijgo.2010>.
- ALVAREZ, J. L., GIL, R., HERNÁNDEZ, V., & GIL, A. (2009). Factors associated with maternal mortality in Sub-Saharan Africa: an ecological study. **BMC Public Health**, 9, 462. <http://doi.org/10.1186/1471-2458-9-462>
- ALVAREZ RPS, S., Threats to safe motherhood in Honduran Miskito communities: Local perceptions of factors that contribute to maternal mortality. **Soc Sci Med**. 69: p.579-586. 2009
- AMZAT, J. The Question of autonomy in maternal health in Africa: A rights-based consideration. **Journal of Bioethical Inquiry**, 12(2), 283–293. 2015. <http://doi.org/10.1007/s11673-015-9607-y>
- AMORIM MMR, TAKEMOTO MLS, FONSECA EB. Maternal deaths with coronavirus disease 2019: a different outcome from low- to middle-resource countries? *Am J Obstet Gynecol*. 2020:10.1016/j.ajog.2020.04.023. <https://doi.org/10.1016/j.ajog.2020.04.023>
- ANDRADE CLT DE, SZWARCOWALD CL. Socio-spatial inequalities in the adequacy of Ministry of Health data on births and deaths at the municipal level in Brazil, 2000-2002. *Cadernos de Saúde Pública* 2007; **23**: 1207–16.
- ASPIRE. ASPIRE (Atlas of Social Protection: Indicators of Resilience and Equity): Coverage of SPL programs by poorest quintile and total population. World Bank. 2017.

AUSTIN MP, LEADER L. Maternal stress and obstetric and infant outcomes: epidemiological findings and neuroendocrine mechanisms. *Aust N Z J Obstet Gynaecol* 2000; **40**(3): 331-7.

BARBER, S.L., GERTLER, P.J. Empowering women to obtain high quality care: evidence from an evaluation of Mexico's conditional cash transfer programme. **Health Policy Plan.** Jan;24(1):18-25. 2009.doi: 10.1093/heapol/czn039.

BARROS, F.C., Matijasevich, A., Requejo, J.H., et al. Recent trends in maternal, newborn, and child health in Brazil: progress toward millennium development goals 4 and 5. **Am J Public Health.** 2010

BARTHOLO, Letícia; PASSOS, Luana; FONTOURA, Natália de Oliveira. Bolsa Família, Autonomia Feminina e Equidade de Gênero: o que indicam as pesquisas nacionais?. 2017.

BECKER, S. O.; ICHINO, A. Estimation of average treatment effects based on propensity scores. **The Stata Journal**, v. 2, n. 4, p. 358–377, 2002. Disponível em: < https://ageconsearch.umn.edu/bitstream/116022/2/sjart_st0026.pdf >.

BELL, J., S.L. Curtis, and S. Alayon, Trends in delivery care in six countries. **DHS Analytical Studies.** No 7, 2003

BELL, J., Et al., The epidemiology of pregnancy outcome in rural Burkina Faso. **Tropical Medicine and International Health.**13(Supp.1): p. 31-43. 2008.

BETRAN AP, TORLONI MR, ZHANG JJ, GÜLMEZOĞLU AM. WHO Statement on Caesarean Section Rates. *BJOG : an international journal of obstetrics and gynaecology* 2016; **123**(5): 667-70.

BLACK, A., N. Fleming, and E. Rome, Pregnancy in adolescents. **Adolesc Med State Art Rev** 23(1): p. 123-38.2012.

BOR, J. et al. Regression discontinuity designs in epidemiology: causal inference without randomized trials. **Epidemiology**, v. 25, n. 5, p. 729-37, Sep 2014. ISSN 1044-3983. Disponível em: < <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC4162343/pdf/ede-25-729.pdf> >.

BRASIL. Ministério da Saúde. Secretaria Técnica de Políticas de Saúde. Área Técnica de Saúde da Mulher. Manual dos Comitês de Mortalidade Materna. 2. ed. Brasília (DF); 2001.

BRASIL. Ministério da Saúde. Guia de vigilância epidemiológica do óbito materno / Guidance on maternal death surveillance. Secretaria de Vigilância em Saúde, Ministério da Saúde, Brasília—DF. 2009.

BRASIL. Ministério da Saúde. **Datasus.** Tabnet. Disponível em <http://www2.datasus.gov.br/DATASUS/index.php>, acesso em novembro de 2018

BRASIL. Ministério da Saúde. Secretaria de Atenção à Saúde. Departamento de Ações Programáticas Estratégicas. **Política nacional de atenção integral à saúde da mulher: princípios e diretrizes**. Brasília (DF): 2004.

BRASIL. Ministério da Saúde. Secretaria de Atenção à Saúde. Departamento de Ações Programáticas Estratégicas. Área Técnica de Saúde da Mulher. **Direitos Sexuais e Direitos Reprodutivos: uma prioridade do governo – Brasília: Ministério da Saúde, 2005.**

BRASIL. Ministério da Saúde. Secretaria de Atenção à Saúde. Departamento de Ações Programáticas Estratégicas. **Manual dos comitês de mortalidade materna** / Ministério da Saúde, Secretaria de Atenção à Saúde, Departamento de Ações Programáticas Estratégicas. – 3. ed. – Brasília : Editora do Ministério da Saúde, 2007. 104 p. – (Série A. Normas e Manuais Técnicos)

BRASIL Ministério da Saúde. **Datasus**. Tabnet. Disponível em <http://www2.datasus.gov.br/DATASUS/index.php>, acesso em novembro de 2018

BRASIL. **Portaria n 1.459, de 24 de junho de 2011**. Institui no âmbito do Sistema Único de Saúde- SUS-a Rede Cegonha. Disponível em: <http://bvsmms.saude.gov.br/bvs/saudelegis/gm/2011/prt1459_24_06_2011.html> Acesso em: 09/03/2019

BRASIL. Decreto nº 5.209, de 17 de setembro de 2004. **Regulamenta a Lei nº 10.836, de 9 de janeiro de 2004, que cria o Programa Bolsa Família, e dá outras providências**: Diário Oficial da União: 3 p. 2004.

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome. **Avaliação de políticas e programas do MDS: resultados: Bolsa Família e Assistência Social**. / Secretaria de Avaliação e Gestão da Informação – Brasília, DF: MDS; SAGI, 2007.

BRASIL, Ministério do Desenvolvimento Social e Combate a Fome. Cadernos de Estudos Desenvolvimento Social em Debate. – N. 13 / **Síntese das Pesquisas de Avaliação de Programas Sociais do MDS**, Versão atualizada e revisada: 2006 – 2010 - Brasília, DF : Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome; Secretaria de Avaliação e Gestão da Informação, 2010.

BRASIL. Ministério da Cidadania, **Bolsa Família - Benefícios**. Disponível em: <<http://mds.gov.br/assuntos/bolsa-familia/o-que-e/beneficios>> Acesso em: 09/03/2019

BRASIL. Ministério da Saúde. Manual dos comitês de mortalidade materna. Brasília: Ministério da Saúde, 2009

BRASIL. Portaria nº 399, de 22 de fevereiro de 2006. **Divulga o Pacto pela Saúde 2006 – Consolidação do SUS e aprova as Diretrizes Operacionais do Referido Pacto**. Disponível em: http://bvsmms.saude.gov.br/bvs/saudelegis/gm/2006/prt0399_22_02_2006.html. Acesso em: março de 2019

BRASIL. Quantidade de Famílias beneficiadas pelo Bolsa Família, Estimativa de Famílias Pobres - Censo IBGE 2010, Percentual de cobertura das Famílias beneficiárias do PBF [<https://aplicacoes.mds.gov.br/sagi/vis/data3/data-explorer.php#>]. Acesso em março de 2021.

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome. **Avaliação de políticas e programas do MDS: resultados: Bolsa Família e Assistência Social.** / Secretaria de Avaliação e Gestão da Informação – Brasília, DF: MDS; SAGI, 2007.

BRASIL. Ministério da Saúde. Secretaria de Vigilância em Saúde. Departamento de Análise de Situação em Saúde. **Guia de vigilância epidemiológica do óbito materno.** Brasília (DF), 2009.

BRASIL. Ministério da Saúde. Secretaria de Ciência, Tecnologia e Insumos Estratégicos. Departamento de Ciência e Tecnologia. **20 anos de pesquisas sobre aborto no Brasil /** Ministério da Saúde, Secretaria de Ciência, Tecnologia e Insumos Estratégicos, Departamento de Ciência e Tecnologia. – Brasília: Ministério da Saúde, 2009.

BRASIL, Ministério do Desenvolvimento Social e Combate a Fome. Cadernos de Estudos Desenvolvimento Social em Debate. – N. 13 / **Síntese das Pesquisas de Avaliação de Programas Sociais do MDS**, Versão atualizada e revisada: 2006 – 2010 - Brasília, DF: Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome; Secretaria de Avaliação e Gestão da Informação, 2010

BROWN, D. et al. All-cause and cause-specific mortality in Scotland 1981-2011 by age, sex and deprivation: A population-based study. **European Journal of Public Health**, v. 29, n. 4, p. 647–655, 2019.

BROWN, D.; LEYLAND, A. H. Scottish mortality rates 2000-2002 by deprivation and small area population mobility. **Social Science and Medicine**, v. 71, n. 11, p. 1951–1957, 2010.

BUOR, D., & BREAM, K. An analysis of the determinants of maternal mortality in Sub-Saharan Africa. **Journal of Women's Health**, 13(8), 926–938. 2004. <http://doi.org/10.1089/jwh.2004.13.926>

CALDERON, I. M. P. et. al. Intervenções benéficas no pré-natal para prevenção da mortalidade materna. **Rev Bras Ginecol Obstet.** 2006; 28(5): 310-5

CAMPBELL, E. E. et al. Socioeconomic status and adverse birth outcomes: a population-based Canadian sample. **J Biosoc Sci**, p. 1-12, Mar 08 2017. ISSN 0021-9320. Disponível em: <<https://www.cambridge.org/core/services/aop-cambridge-core/content/view/77782F1D9D698980991BCDC90DD26878/S0021932017000062a.pdf/div-class-title-socioeconomic-status-and-adverse-birth-outcomes-a-population-based-canadian-sample-div.pdf>>

CAMPBELL, E. E. et al. Socioeconomic Status and Adverse Birth Outcomes: A Population-Based Canadian Sample. **J Biosoc Sci**, v. 50, n. 1, p. 102-113, Jan 2018. ISSN 1469-7599 (Electronic)0021-9320 (Linking). Disponível em: <<http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/28270256>>.

CARDOSO, Luzia Magalhães; SOUZA, Mirian Moura Costantin Félix de; GUIMARAES, Roberto Ubirajara Cavalcante. Morte materna: uma expressão da "questão social". *Serv. Soc. Soc.*, São Paulo, n. 102, p. 244-268, June 2010.

CECCHINI, S.; MADARIAGA, A. **Conditional cash transfer programmes: the recent experience in Latin America and the Caribbean.** Santiago, Chile: United Nations publication, 2011. 208 ISBN 9789211217575.

CEDEPLAR (Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional – UFMG). Sumário Executivo. **Avaliação de impacto do Programa Bolsa Família.** Brasília: MDS; 2007.

CHAGAS, Eda Cristina da Silva, et al. Malária durante a gravidez: efeito sobre o curso da gestação na região amazônica. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 2009, 26: 203-208.

CHATURVEDI S, UPADHYAY S, DE COSTA A. Competence of birth attendants at providing emergency obstetric care under India's JSY conditional cash transfer program for institutional delivery: an assessment using case vignettes in Madhya Pradesh province. *BMC Pregnancy Childbirth*. 2014.

CHATURVEDI S, RANDIVE B, DIWAN V, DE COSTA A. Quality of obstetric referral services in India's JSY cash transfer programme for institutional births: a study from Madhya Pradesh province. *PLoS One*. 2014b

CHAUDHURY N, PARAJULI D. Conditional cash transfers and female schooling: the impact of the female school stipend programme on public school enrolments in Punjab, Pakistan. *Applied Economics*.42: 3565–83, 2010.

CHOE, S. A., KIM, J., KIM, S., PARK, Y., KULLAYA, S. M., & KIM, C. Y. Do antenatal care visits always contribute to facility-based delivery in Tanzania? A study of repeated cross-sectional data. *Health Policy and Planning*, 31(3), 277–284. 2016. <http://doi.org/10.1093/heapol/czv054>

CHOWDHURY, M. E., Botlero, R., Koblinsky, M., Saha, S. K., Dieltiens, G., & Ronsmans, C. (2007). Determinants of reduction in maternal mortality in Matlab, Bangladesh: a 30-year cohort study. *Lancet*, 370(9595), 1320–1328. [http://doi.org/10.1016/S0140-6736\(07\)61573-6](http://doi.org/10.1016/S0140-6736(07)61573-6)

CHOWDHURY ME, AHMED A, KALIM N, KOBLINSKY M. Causes of maternal mortality decline in Matlab, Bangladesh. *J Health Popul Nutr*; 27: 108-23. 2009.

CLARK, S.L., BELFORT, M.A., DILDY, G.A., HERBST, M.A., MEYERS, J.A., HANKINS, G.D., 2008. Maternal death in the 21st century: causes, prevention, and relationship to cesarean delivery. *American Journal of Obstetrics and Gynecology* 199, 1–5.

COELHO, E. A. C.; OLIVEIRA, J. F.; SILVA, C. T. O. Integralidade do cuidado à saúde da mulher: limites da prática profissional. *Esc Anna Nery*, v.13, n. 1, p. 154-160, jan-mar. 2009.

COELHO, Pedro Lima; MELO, Andrea Sales Soares de Azevedo. Impacto do Programa “Bolsa Família” sobre a qualidade da dieta das famílias de Pernambuco no Brasil. *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 22, p. 393-402, 2017.

CORREIA, Rafaella Araújo et al . Características epidemiológicas dos óbitos maternos ocorridos em Recife, PE, Brasil (2000-2006). **Rev. bras. enferm.**, Brasília , v. 64, n. 1, p. 91-97, Feb. 2011 .

COSTA, D. M. Considerações sobre o Programa Bolsa Família: implicações para o empoderamento e a autonomia das mulheres. [s.l.]: Ibase, 2008.

COSTELLO A, OSRIN D, MANANDHAR D. Reducing maternal and neonatal mortality in the poorest communities. *BMJ* 2004; **329**: 1166–8.

CONDE-AGUDELO, A., J. BEKIZÁN, And C. LAMMERS, Maternal-perinatal morbidity and mortality associated with adolescent pregnancy in Latin America: Cross-sectional study. **American Journal of Obstetrics and Gynecology**, (192): p. 342-9. 2005

DA COSTA, R. F. R.; COSTA, G. C. Pobres no campo, ricos na cidade? Uma análise multidimensional da pobreza. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, 2016.

DA SILVA MCM, ASSIS AMO, SANTANA MLP, PINHEIRO SMC, SANTOS NS, BRITO E. Programa Bolsa Família e Segurança Alimentar das Famílias Beneficiárias: Resultados para o Brasil e Regiões. In: **Avaliação de Políticas e Programas do MDS – Resultados**. Volume 2. Brasília: MDS; 2007.

DE BRAUW A, PETERMAN A. Can conditional cash transfers improve maternal health and birth outcomes? Evidence from El Salvador’s Comunidades Solidarias Rurales. **International Food Policy Research Institute (IFPRI)**, Washington: 2011

DENEUX-THARAUX, C., CARMONA, E., BOUVIER-COLLE, M.H., BRÉART, G., 2006. Postpartum maternal mortality and cesarean delivery. *Obstetrics & Gynecology* 108, 541–548

DEVRIES, K. M., MAK, J. Y., BACCHUS, L. J., CHILD, J. C., FALDER, G., PETZOLD, M., WATTS, C. H. (2013). Intimate partner violence and incident depressive symptoms and suicide attempts: A systematic review of longitudinal studies. **PLoS Medicine**, 10(5), e1001439. <http://doi.org/10.1371/journal.pmed.1001439>

DIAS MAB, DOMINGUES RMSM, PEREIRA APE, et al. Trajetória das mulheres na definição pelo parto cesáreo: estudo de caso em duas unidades do sistema de saúde suplementar do estado do Rio de Janeiro. *Ciência & Saúde Coletiva* 2008; **13**: 1521-34.

DINIZ, C. S. G. et al. Desigualdades sociodemográficas e na assistência à maternidade entrepuérperas no Sudeste do Brasil segundo cor da pele: dados do inquérito nacional Nascer noBrasil (2011-2012). **Saúde e Sociedade**, v. 25, n. 3, p. 561–572, set. 2016

DIORIO, A., & CRIVELLI-KOVACH, A. (2014). The global and local factors influencing maternal mortality ratios: Barriers and recommendations for success. **Journal of Social Science for Policy Implications** (Online), 2(23), 33–60. <http://doi.org/10.15640/10.15640/jsspi.v2n3a3>

DOLATIAN, M. et al. Psychosocial factors in pregnancy and birthweight: Path analysis. **J Obstet Gynaecol Res**, v. 42, n. 7, p. 822-30, Jul 2016. ISSN 1341-8076. Disponível em: < <https://obgyn.onlinelibrary.wiley.com/doi/pdf/10.1111/jog.12991> >.

DOMINGUES RM, Dias MA, NAKAMURA-PEREIRA M, TORRES JA, d’Orsi E, PEREIRA AP, et al. Process of decision-making regarding the mode of birth in Brazil: from the initial preference of women to the final mode of birth. *Cad Saude Publica*. 2014;30 Suppl 1:S101–116.

DOMINGUES, Rosa Maria Soares Madeira; LEAL, Maria do Carmo. Incidência de sífilis congênita e fatores associados à transmissão vertical da sífilis: dados do estudo Nascer no Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 32, n. 6, 2016.

ESTEVEZ-PEREIRA, Ana Paula, et al. Caesarean delivery and postpartum maternal mortality: a population-based case control study in Brazil. **PloS one**, 2016, 11.4.

ESTRELLA, Juliana and RIBEIRO, Leandro Molhano. Qualidade da gestão das condicionalidades do Programa Bolsa Família: uma discussão sobre o índice de gestão descentralizada. **Rev. Adm. Pública** [online]. 2008.

FILIPPI, V., CHOU, D., RONSMANS, C., GRAHAM, W., & SAY, L. (2016). **Levels and Causes of Maternal Mortality and Morbidity**. Reproductive, Maternal, Newborn, and Child Health: Disease Control Priorities, Third Edition (Volume 2). The International Bank for Reconstruction and Development/The World Bank. http://doi.org/10.1596/978-1-4648-0348-2_CH3

FISZBEIN, A.; SCHADY, N. **Conditional cash transfers: reducing present and future poverty**. World Bank. Washington DC, p.361. 2009

FOURNIER, P. et al., Improved access to comprehensive emergency obstetric care and its effect on institutional maternal mortality in rural Mali. **Bulletin of the World Organization**, 2009.87:p.30-38.

FRIAS PGD, PEREIRA PMH, ANDRADE CLTD, LIRA PICD, SZWARCOWALD CL. Evaluation of data on mortality and live births in Pernambuco State, Brazil. *Cad Saude Publica*. 2010; 26:671–81. PMID: [20512208](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/20512208/)

GABRYSCH, Sabine; CAMPBELL, Oona MR. Still too far to walk: literature review of the determinants of delivery service use. **BMC pregnancy and childbirth**, 2009, 9.1: 34.

GARBOIS, J. A.; SODRÉ, F.; DALBELLO-ARAUJO, M. Da noção de determinação social à de determinantes sociais da saúde. **Saúde em Debate**, v. 41, p. 63-76, 2017. ISSN 0103-1104.

GARCIA M, MOORE CMT. **The cash dividend: the rise of cash transfer programs in sub-Saharan Africa**. Washington, DC: World Bank, 2012.

GIBBONS L, BELIZÁN JM, LAUER JA, BETRÁN AP, MERIALDI M, ALTHABE F. The global numbers and costs of additionally needed and unnecessary caesarean sections performed per year: overuse as a barrier to universal coverage. *World health report 2010*; **30(1)**: 1-31.

GLASSMAN, A. et al. Impact of conditional cash transfers on maternal and newborn health. **Journal of Health, Population and Nutrition**, v. 31, n. 4 SUPPL.2, p. S48-S66, 2013.

GOES, Emanuelle Freitas, et al. Vulnerabilidade racial e barreiras individuais de mulheres em busca do primeiro atendimento pós-aborto. **Cadernos de Saúde Pública**, 36: e00189618, 2020.

GOLDENBERG, R. L. The plausibility of micronutrient deficiency in relationship to perinatal infection. **J Nutr**, v. 133, n. 5 Suppl 2, p. 1645S-1648S, May 2003. ISSN 0022-3166 (Print)0022-3166 (Linking). Disponível em: <
<http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/12730479> >.

GOMEZ, Gabriela B. et al. Untreated maternal syphilis and adverse outcomes of pregnancy: a systematic review and meta-analysis. **Bulletin of the World Health Organization**, v. 91, p. 217-226, 2013.

GONZÁLEZ-BLOCK MA, ROUVIER M, BECERRIL V, SESIA P. Mapping of health system functions to strengthen priority programs. The case of maternal health in Mexico. **BMC Public Health**.11: 164. 2011.

GONZALES, G.F., TAPIA, V.L., FORT, A.L., BETRAN, A.P., 2013. Pregnancy outcomes associated with cesarean deliveries in Peruvian public health facilities. *International Journal of Womens Health* 4, 637–645.

GRAHAM, Wendy J., et al. Measuring maternal mortality: an overview of opportunities and options for developing countries. **BMC medicine**, 2008, 6.1: 12.

GRANER S, MOGREN I, DUONG le Q, KRANTZ G, KLINGBERG-ALLVIN M. Maternal health care professionals' perspectives on the provision and use of antenatal and delivery care: a qualitative descriptive study in rural Vietnam. **BMC Public Health**. 2010.

GROTE, N. K. et al. A meta-analysis of depression during pregnancy and the risk of preterm birth, low birth weight, and intrauterine growth restriction. **Arch Gen Psychiatry**, v. 67, n. 10, p. 1012-24, Oct 2010. ISSN 1538-3636 (Electronic)

GUANAIS FC. The Combined Effects of the Expansion of Primary Health Care and Conditional Cash Transfers on Infant Mortality in Brazil, 1998-2010. **Am J Public Health** 2013.

GÜLMEZOĞLU, A. M., LAWRIE, T. A., HEZELGRAVE, N., OLADAPO, O. T., SOUZA, J. P., GIELEN, M., HOFMEYER, G. J. **Interventions to Reduce Maternal and Newborn Morbidity and Mortality**. Reproductive, Maternal, Newborn, and Child Health: Disease Control Priorities, Third Edition (Volume 2). 2016. The International Bank for Reconstruction and Development/The World Bank. http://doi.org/10.1596/978-1-4648-0348-2_CH7

HERNÁNDEZ B, RAMÍREZ D, MORENO H, LAIRD N. Evaluación del impacto de Oportunidades en la mortalidad materna e infantil. In: **Evaluación externa de impacto del Programa Oportunidades 2003**. 2005.

HILBE JM. Negative Binomial Regression by Joseph M. Hilbe. Cambridge Core. 2011; published online March. DOI:10.1017/CBO9780511973420.

HOJ, L., DA SILVA, D., HEDEGAARD, K., SANDSTROM, A., & AABY, P. Factors associated with maternal mortality in rural Guinea-Bissau. A longitudinal population-based study. *Bjog-na. International Journal of Obstetrics and Gynaecology*, 109(7), 792–799.2002.

HOYERT, D. L., DANIEL, I., & TULLY, P. Maternal mortality, United States and Canada, 1982-1997. *Birth*, 27(1), 4–11.200. Retrieved from <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/10865554>

IFPRI. **The Impact of Bolsa Família on Child, Maternal, and Household Welfare**. IFRPI, Washington: 2012. ILO (International Labour Office). *Bolsa Família in Brazil: Context, concept and impacts*. Geneva: ILO; 2009. Disponível em: http://www.ilo.org/public/libdoc/jobcrisis/download/109B09_28_engl.

ILO (International Labour Office). **Bolsa Família in Brazil: Context, concept and impacts**. Geneva: ILO; 2009. Disponível em: http://www.ilo.org/public/libdoc/jobcrisis/download/109B09_28_engl.

JAIME, Patricia Constante, et al. "V. Desnutrição em crianças de até cinco anos beneficiárias do programa bolsa família: análise transversal e painel longitudinal de 2008 a 2012." **Cadernos de Estudos**. 48.2014

JACOBSON, B., L. LADFORS, AND I. MILSOM, Advanced maternal age and adverse perinatal outcome. *Obstetrics and Gynecology*.104: p. 727-33. 2004.

JANNUZZI, P. DE M. Pobreza, Desigualdade e Mudança Social: trajetória no Brasil recente (1992 a 2014). **Revista de Estudos e Pesquisas sobre as Américas**, v. 10, n. 3, p. 1–29, 2016.

JEWKES, R. K., DUNKLE, K., NDUNA, M., & SHAI, N. Intimate partner violence, relationship power inequity, and incidence of HIV infection in young women in South Africa: a cohort study. *The Lancet*, 376(9734), 41–48. 2010.

JONES, C. P. Levels of racism: a theoretic framework and a gardener's tale. **American Journal of Public Health**, v. 90, n. 8, p. 1212–5, ago. 2000.

KALE, Pauline Lorena; COSTA, Antonio Jose Leal. Maternal deaths in the city of Rio de Janeiro, Brazil, 2000–2003. **Journal of health, population, and nutrition**, v. 27, n. 6, p. 794, 2009.

KALIM N, ANWAR I, KHAN J, BLUM LS, MORAN AC, BOTLERO R, KOBLINSKY M. Postpartum haemorrhage and eclampsia: differences in knowledge and care-seeking behaviour in two districts of Bangladesh. **J Health Popul Nutr**. 27: 156-69. 2009.

KAMILYA G, SEAL SL, MUKHERJI J, BHATTACHARYYA SK, HAZRA A. Maternal mortality and cesarean delivery: an analytical observational study. *The journal of obstetrics and gynaecology research* 2010; **36**(2): 248-53.

KASSEBAUM N.J., BERTOZZI-VILLA A., COGGESHALL M.S., SHACKELFORD K.A., STEINER C., HEUTON K.R., ...LOZANO R. Global, regional, and national levels and causes of maternal mortality during 1990-2013: A systematic analysis for the global burden of disease study 2015. **The Lancet**. 388(10053):1775–1812, 2016.

KEAG, Oonagh E.; NORMAN, Jane E.; STOCK, Sarah J. Long-term risks and benefits associated with cesarean delivery for mother, baby, and subsequent pregnancies: Systematic review and meta-analysis. **PLoS medicine**, 15.1.2018

KESTERTON AJ, CLELAND J, SLOGGETT A, RONSMANS C. Institutional delivery in rural India: the relative importance of accessibility and economic status. **BMC Pregnancy Childbirth**; 10: 30. 2010.

KHANDKER, SHAHIDUR, GAYATRI B. KOOLWAL, AND HUSSAIN SAMAD. **Handbook on impact evaluation: quantitative methods and practices**. The World Bank, 2009. <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/2693>

KOUM, K., et al., Maternal death cases in the top referral hospital in Cambodia. **J. Obstet. Gynaecol. Res.** 28(1): p. 13-18, 2002.

KUSUMA, D, et al. "Can cash transfers improve determinants of maternal mortality? Evidence from the household and community programs in Indonesia." **Social science & medicine** 163:10-20, 2016.

LANDON MB, HAUTH JC, LEVENO KJ Et al. Maternal and perinatal outcomes associated with a trial of labor after prior cesarean delivery. **N Engl J Med**, 2004.

LAGARDE M, HAINES A, PALMER N. The impact of conditional cash transfers on health outcomes and use of health services in low and middle income countries. **Cochrane Database of Systematic Reviews**. (Issue 4) No. CD008137, 2009

LAURENTI, R., 1989. Morbidade e mortalidade materna no Brasil. In: *Seminário Nacional de Morbi-mortalidade Materna* Itapeverica da Serra: Ministério da Saúde.

LAURENTI, R.; BUCHALLA, C. M.; LÓLIO, C. A.; SANTO, A. H. & JORGE, M. H. P. M., 1990. Mortalidade de mulheres em idade fértil no Município de São Paulo (Brasil), 1986: II. Mortes por causas maternas. *Revista de Saúde Pública*, 24:128-133.

LAURENTI, Ruy; JORGE, Maria Helena Prado de Mello; GOTLIEB, Sabina Léa Davidson. A mortalidade materna nas capitais brasileiras: algumas características e estimativa de um fator de ajuste. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, 7.4: 449-460, 2004.

LAVINAS, L.; COBO, B.; VEIGA, A. Bolsa Família: impacto das transferências de renda sobre a autonomia das mulheres e as relações de gênero. *Revista Latino-Americana de População*, n. 10, p. 31-54, 2012

LEAL, Maria do Carmo et al. Saúde reprodutiva, materna, neonatal e infantil nos 30 anos do Sistema Único de Saúde (SUS). **Ciênc. saúde coletiva**, Rio de Janeiro , v. 23, n. 6, p. 1915-1928, June 2018

LEAL, Maria do Carmo et al . Avanços na assistência ao parto no Brasil: resultados preliminares de dois estudos avaliativos. **Cad. Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 35, n. 7, e00223018, 2019 .

LEAL, M. DO C. et al. A cor da dor: iniquidades raciais na atenção pré-natal e ao parto no Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 33, n. suppl 1, p. e00078816, 2017.

LEAL, M. DO C.; GAMA, S. G. N. DA; CUNHA, C. B. DA. Desigualdades raciais, sociodemográficas e na assistência ao pré-natal e ao parto, 1999-2001. **Revista de Saúde Pública**, v. 39, n. 1, p. 100–107, jan. 2005

LIM, S. S., DANDONA L, HOISINGTON JA, JAMES SL, HOGAN MC, GAKIDOU E. India's Janani Suraksha Yojana, a conditional cash transfer programme to increase births in health facilities: an impact evaluation. **The Lancet**. 2010;

LEE D, LEMIEUX T. “Regression Discontinuity Designs in Economics”. **Journal of Economic Literature** 2010; 48:281-355. LEVY D, Ohls J. Evaluation of Jamaica’s PATH conditional cash transfer programme. *Journal of Development Effectiveness*, 2: 421–41, 2010.

LINDERT K. **Brazil: Bolsa Família Program – Scaling-up cash transfers for the poor**. Em: Sourcebook on Emerging Good Practice. Washington: MFDR; 2006. p.67-74. Disponível em: <http://www.mfdr.org/sourcebook/1stEdition/6-1Brazil-BolsaFamilia.pdf> Acesso 13/06/2013.

LINDERT K, LINDER A, HOBBS J, BRIERE B. **The Nuts and Bolts of Brazil’s Bolsa Família Program: Implementing Conditional Cash Transfers in a Decentralized Context**. Discussion Paper n.0709. Brasília:WB;2013. Disponível em: <http://siteresources.worldbank.org/INTLACREGTOPLABSOCPRO/Resources/BRBolsaFamiliaDiscussionPaper>

LITTLETON, H. L. et al. Psychosocial stress during pregnancy and perinatal outcomes: a meta-analytic review. **J Psychosom Obstet Gynaecol**, v. 31, n. 4, p. 219-28, Dec 2010. ISSN 1743-8942 (Electronic)

LIU S, LISTON RM, JOSEPH KS, HEAMAN M, SAUVE R, KRAMER MS. Maternal mortality and severe morbidity associated with low-risk planned cesarean delivery versus planned vaginal delivery at term. *CMAJ : Canadian Medical Association journal = journal de l'Association medicale canadienne* 2007; **176**(4): 455-60.

LOPES, F.; BUCHALLA, C. M.; AYRES, J. R. DE C. M. Mulheres negras e não-negras e vulnerabilidade ao HIV/Aids no estado de São Paulo, Brasil. **Revista de Saúde Pública**, v.41, p. 39–46, dez. 2007.

LUMBIGANON, P., LAOPAIBOON, M., GÜLMEZOGLU, A.M., et al., 2010. Method of delivery and pregnancy outcomes in Asia: the WHO global survey on maternal and perinatal health 2007-08. *Lancet* 375, 490–499.

MALTA, Deborah Carvalho, et al. Medidas de austeridade fiscal comprometem metas de controle de doenças não transmissíveis no Brasil. **Ciência & Saúde Coletiva**, 2018, 23: 3115-3122.

MARSTON, C., CLELAND, J. **The effects of contraception on obstetric outcomes**. Department of Reproductive Health and Research, WHO: Geneva. 2004

MARTINELLI, Katrini Guidolini, et al. Access to prenatal care: inequalities in a region with high maternal mortality in southeastern Brazil. **Ciencia & saude coletiva**, 2016, 21: 1647-1658.

MARTINS, A. L. Mortalidade materna de mulheres negras no Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 22, n. 11, p. 2473–2479, nov. 2006.

MARTINS, Alaerte Leandro. **Diferenciais raciais nos perfis e indicadores de mortalidade materna para o Brasil**. Anais, 1-23, 2016.

MCCARTHY, J. and D. MAINE, A Framework for Analyzing the Determinants of Maternal Mortality. **Studies in Family Planning**. 23(1): p. 23-33.1992.

MELO, M. C. O. L. (2012). Mulheres gerentes entre o empoderamento e o teto de vidro. In Freitas, M. E. de & Dantas, M. (Org.) *Diversidade sexual e trabalho*. (pp. 1 - 384). São Paulo: CNL – Cengage/Nacional.

MILLER, Suellen, et al. Beyond too little, too late and too much, too soon: a pathway towards evidence-based, respectful maternity care worldwide. **The Lancet**, 388.10056: 2176-2192. 2016.

MOLINA MILLAN, Teresa, et al. **Long-term Impacts of Conditional Cash Transfers: Review of the Evidence**. HAL, 2018

MOLINA G, ESQUIVEL MM, URIBE-LEITZ T, et al. Avoidable maternal and neonatal deaths associated with improving access to caesarean delivery in countries with low caesarean delivery rates: an ecological modelling analysis. **The Lancet**. 2015;385:33.

MORGAN, L. et al. Financial incentives and maternal health: Where do we go from here? **Journal of Health, Population and Nutrition**, v. 31, n. 4 SUPPL.2, p. S8-S22, 2013. ISSN 16060997 (ISSN).

MORSE, Marcia Lait et al . Mortalidade materna no Brasil: o que mostra a produção científica nos últimos 30 anos?. **Cad. Saúde Pública**, Rio de Janeiro , v. 27, n. 4, p. 623-638, Apr. 2011 .

MORRIS SS, Flores R, OLINTO P, MEDINA JM. Monetary incentives in primary health care and effects on use and coverage of preventive health care interventions in rural Honduras: Cluster randomised trial. **Lancet**. 2004;

MCCARTHY J, MAINE D. A Framework for Analyzing the Determinants of Maternal Mortality. **Stud Fam Plann**. 2006;

MOURA, Escolástica Rejane Ferreira; HOLANDA JR., Francisco and RODRIGUES, Maria Socorro Pereira. Avaliação da assistência pré-natal oferecida em uma microrregião de saúde do Ceará, Brasil. **Cad. Saúde Pública** [online]. 2003

MUMTAZ, Z., SALWAY, S., BHATTI, A., SHANNER, L., ZAMAN, S., LAING, L., & ELLISON, G. T. H. Improving maternal health in Pakistan: Toward a deeper understanding of the social determinants of poor women's access to maternal health services. **American Journal of Public Health**, 104(SUPPL. 1). 2014.

MUNIRO, Zainab et al. Grand multiparity as a predictor of adverse pregnancy outcome among women who delivered at a tertiary hospital in Northern Tanzania. **BMC pregnancy and childbirth**, v. 19, n. 1, p. 222, 2019.

NAKAMURA-PEREIRA, Marcos et al. Use of Robson classification to assess cesarean section rate in Brazil: the role of source of payment for childbirth. **Reproductive health**, v. 13, n. 3, p. 128, 2016.

NERY JS, PEREIRA SM, RASELLA D, et al. Effect of the Brazilian conditional cash transfer and primary health care programs on the new case detection rate of leprosy. *PLoS Negl Trop Dis* 2014; **8**: e3357.

NERY JS, RODRIGUES LC, RASELLA D, et al. Effect of Brazil's conditional cash transfer programme on tuberculosis incidence. *Int J Tuberc Lung Dis* 2017; **21**: 790–6

NOVELLINO, Maria Salet Ferreira. Os estudos sobre feminização da pobreza e políticas públicas para mulheres. **Anais**, p. 1-12, 2016.

OLIVEIRA, L.; SOARES, S. “Efeito preguiça” em programas de transferência de renda? In: CAMPELLO, T.; NERI, M. (Org.). Programa Bolsa Família: uma década de inclusão e cidadania. Brasília: Ipea, 2013

OMOLE-OHONSI, A.; ASHIMI, A. O. Grand multiparity: obstetric performance in Aminu Kano teaching hospital, Kano, Nigeria. **Nigerian journal of clinical practice**, v. 14, n. 1, 2011.

OKONTA, P., et al., Exploring the causes of and risk factors for maternal deaths in a rural Nigerian referral hospital. **Journal of Obstetrics and Gynaecology**, 22(6): p. 626-30.2002.

OPS (Organización Panamericana de la Salud)/OMS (Organización Mundial de la Salud), 1996. *Evaluación del Plan de Acción Regional para la Reducción de la Mortalidad Materna en las Américas 1990-1994*. Washington, DC: OPS/Geneva: OMS.

PAES DE BARROS, R.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente** Ipea. [s.l.: s.n.]. Disponível em: <<http://www.memoria.nemesis.org.br/index.php/ppe/article/view/1160>>.

PACAGNELLA, R. C., CECATTI, J. G., OSIS, M. J., SOUZA, J. P., CARVALHO, R., Maria, P., & OSIS, J. The role of delays in severe maternal morbidity and mortality:

expanding the conceptual. **Reproductive Health Matters Reproductive Health Matters**, 20(39), 155–163. 2012

PAES-SOUSA R, SANTOS LMP, MIAZAKI ÉS. Effects of a conditional cash transfer programme on child nutrition in Brazil. **Bull World Health Organ**; 89: 496–503. 2011

PASSOS, Luana. Gênero: dimensão contemplada no Bolsa Família?. **Textos & Contextos (Porto Alegre)**, v. 16, n. 1, p. 83-99, 2017.

PAIXÃO, Enny S. et al. Dengue during pregnancy and adverse fetal outcomes: a systematic review and meta-analysis. **The Lancet infectious diseases**, v. 16, n. 7, p. 857-865, 2016.

PANDEY, J. K. (2013). Women empowerment through self help group: A theoretical perspective. *Golden Research Thoughts*, 2(8), 1-4.

PATHAK PK, SINGH A, SUBRAMANIAN SV. Economic inequalities in maternal health care: prenatal care and skilled birth attendance in India, 1992-2006. **PLoS One**. 5: e13593 . 2010

PAXTON, Anne, et al. The evidence for emergency obstetric care. **International Journal of Gynecology & Obstetrics**, 88.2: 181-193.2005

PITA, R. et al. On the Accuracy and Scalability of Probabilistic Data Linkage over the Brazilian 114 Million Cohort. **IEEE Journal of Biomedical and Health Informatics**, v. 22, n. 2, p. 346–353, 2018.

PONCE J, BEDI AS. The impact of a cash transfer program on cognitive achievement: The Bono de Desarrollo Humano of Ecuador. **Economics of Education Review**; 29: 116–25. 2010

POWELL-JACKSON, Timothy; HANSON, Kara. Financial incentives for maternal health: impact of a national programme in Nepal. **Journal of health economics**. 31.1: 271-284.2012.

RAMIRES de JESUS G, RAMIRES DE JESUS N, PEIXOTO-FILHO FM, LOBATO G. Caesarean rates in Brazil: What is involved? *BJOG*. 2015;122(5):606–9.

RANDIVE, B. et al, India's Conditional Cash Transfer Programme (the JSY) to Promote Institutional Birth: Is There an Association between Institutional Birth Proportion and Maternal Mortality? **PLoSOne**. 2013.

RASELLA,D., AQUINO, R., SANTOS, C.A., PAES-SOUSA, R., BARRETO, M.L. Effect of a conditional cash transfer programme on childhood mortality: a nationwide analysis of Brazilian municipalities. **The Lancet**. 382: 57–64. 2013

RASELLA D, BASU S, HONE T, PAES-SOUSA R, OCKE-REIS CO, Millett C. Child morbidity and mortality associated with alternative policy responses to the economic crisis in Brazil: A nationwide microsimulation study. *PLoS Med* 2018; **15**: e1002570.

REIS, L. G. C.; PEPE, V. L. E.; CAETANO, R. Maternidade segura no Brasil: o longo percurso para a efetivação de um direito. **Physis Revista de Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, v. 21, n. 3, p. 1139-1159, 2011.

REQUEJO, J. et al. Born too soon: care during pregnancy and childbirth to reduce preterm deliveries and improve health outcomes of the preterm baby. **Reprod Health**, v. 10 Suppl 1, p. S4, 2013.

RIQUINHO DL, CORREIA SG. Mortalidade materna: perfil sócio-demográfico e causal. **Rev Bras Enferm**. 59(3):303-7. 2006.

RODRIGUES, A.V; SIQUEIRA, A. A. F. Uma análise da implementação dos comitês de estudos de morte materna no Brasil: um estudo de caso do Comitê do Estado de São Paulo. **Caderno de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 19, n. 1, p. 183-189, jan-fev, 2003. Disponível em: <https://dx.doi.org/10.1590/S0102-311X2003000100020>. Acesso em 08 de agosto de 2017

ROSENBAUM, P. **Observational Studies**. New York: Springer US, 2002.

RORTVEIT G, DALTVET A, Hannestad Y et al. Urinary incontinence after vaginal delivery or cesarean section. **N Engl J Med**;348:900-7.2003.

RONSMANS, C., & GRAHAM, W. J. Maternal survival 1: maternal mortality: who, when, where, and why. **The Lancet**, 368(9542),2006.

RONSMANS, C., et al., Maternal mortality and access to obstetric services in West Africa. **Tropical Medicine & International Health**, 8(10): p. 940-948.2003.

SAGI – MDS (Secretaria de Avaliação e Gestão da Informação - MDS). **Avaliação e Gestão da Informação**. Disponível em: <http://aplicacoes.mds.gov.br/sagi/FerramentasSAGI/index.php?group=1>.

SANNI ALI, M. et al. Administrative data linkage in Brazil: Potentials for health technology assessment. **Frontiers in Pharmacology**, v. 10, n. SEP, p. 1–20, 2019.

SANTOS, L. M. P. et al. **The Brazilian experience with conditional cash transfers cash transfers**: A successful way to reduce successful way to reduce inequity and to improve health inequity and to improve health and to improve health World Conference on Social Determinants of Health. Rio de Janeiro, Brazil: World Health Organization 2011.

SANTOS, Deivid Ramos dos, et al. Mortalidade materna na população indígena e não indígena no Pará: contribuição para a vigilância de óbitos. **Escola Anna Nery**, 2017, 21.4.

SAY, L. et al. Global causes of maternal death: a WHO systematic analysis. **Lancet Glob Health** 2014

SHEI, A. Brazil's Conditional Cash Transfer Program Associated With Declines In Infant Mortality Rates. **Health Aff (Millwood)**32: 1274–81. 2013.

SHECHTER, Yael et al. Obstetric complications in grand and great grand multiparous women. **The Journal of Maternal-Fetal & Neonatal Medicine**, v. 23, n. 10, p. 1211-1217, 2010.

SIQUEIRA AAF, RODRIGUES AV. Uma análise da implantação dos Comitês de Estudos de Morte Materna no Brasil: um estudo de caso do Comitê do Estado de São Paulo. *Cad Saúde Pública* 2003; 19: 183-9.

SOBHY S, ARROYO-MANZANO D, MURUGESU N, et al. Maternal and perinatal mortality and complications associated with caesarean section in low-income and middle-income countries: a systematic review and meta-analysis. *The Lancet* 2019; **393**(10184): 1973-82.

SOARES, V. M. N.; SCHOR, N.; TAVARES, C. M. Vidas arriscadas: uma reflexão sobre a relação entre o número de gestações e mortalidade materna. **Journal of Human Growth and Development**, v. 18, n. 3, p. 254, 2008.

SOARES, F.V., RIBAS, R.P., OSÓRIO, R.G. **Avaliando o impacto do Programa Bolsa Família, uma comparação com programas de transferência condicionada de renda de outros países**. Brasília: International Poverty Centre; 2007.

SOARES, S., RIBAS, R.P., SOARES, F.V. **Focalização e cobertura do Programa Bolsa-Família: qual o significado dos 11 milhões de famílias?** Texto para discussão nº1396. Rio de Janeiro: IPEA; 2009

SOUZA, J. P. A mortalidade materna e os novos objetivos de desenvolvimento sustentável (2016-2030). **Rev Bras Ginecol Obstet**, 37(12), 549-551.2015

SOUZA, J.P. . Mortalidade materna e desenvolvimento: a transição obstétrica no Brasil. **Revista Brasileira de Ginecologia e Obstetricia**, v. 35, n. 12, p. 533-535, 2013.

Souza JP, Tunçalp Ö, Vogel JP, Bohren M, Widmer M, Oladapo OT, et al. Obstetric transition: the pathway towards ending preventable maternal deaths. *BJOG: An International Journal of Obstetrics & Gynaecology* 2014;121(Suppl. 1):1-4.

SOSA-RUBÍ SG, WALKER D, SERVÁN E, BAUTISTA-ARREDONDO S. Learning effect of a conditional cash transfer programme on poor rural women's selection of delivery care in Mexico. **Health Policy Plan**. 2011;

STÖCKL, H., DEVRIES, K., ROTSTEIN, A., ABRAHAMS, N., CAMPBELL, J., WATTS, C., & MORENO, C. G. The global prevalence of intimate partner homicide: a systematic review. **The Lancet**, 382(9895), 859-865. 2013.

SZWARCWALD, Celia Landmann, et al. Estimação da razão de mortalidade materna no Brasil, 2008-2011. **Cad. Saúde Pública** [online]. 2014, vol.30, suppl.1, pp. S71-S83. ISSN 0102-311X. UN (United Nations). The Millennium Development Goals Report. New York, 2014.

SZWARCWALD CL, DE FRIAS PG, JÚNIOR PRB DESOUSA, DA SILVA DE ALMEIDA W, NETO OL DE M. Correction of vital statistics based on a proactive search of deaths and live births: evidence from a study of the North and Northeast regions of Brazil. *Popul Health Metr* 2014; **12**: 16.

THADDEUS, S. and D. MAINE, Too far to walk: maternal mortality in context. **Soc Sci Med**, 38(8): p. 1091 - 1110.1994.

TEIXEIRA NZF, PEREIRA WR, BARBOSA DA, VIANNA LAC. Mortalidade materna e sua interface com a raça em Mato Grosso. **Rev Bras Saúde Mater Infant**.12(1):27-35.2012.

TOWNSEND, P. **Conceptualising Poverty**. Dynamics of Deprivation, Aldershot: Gower, 1987.

TUCKER, Myra J., et al. The Black–White disparity in pregnancy-related mortality from 5 conditions: differences in prevalence and case-fatality rates. **American journal of public health**, 97.2: 247-251, 2007.

UNU-WIDER. **The growth-employment-poverty nexus in Latin America in the 2000s: Mexico country study**. [s.l: s.n.]. Disponível em: <<https://www.wider.unu.edu/sites/default/files/wp2015-079.pdf%5Chttp://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&db=eoh&AN=1550077&lang=es&site=ehost-live&scope=site>>.

UNITED NATIONS. **The Millennium Development Goals Report**. 2014. Disponível em <<http://www.un.org/millenniumgoals/2014%20MDG%20report/MDG%202014%20English%20web.pdf>>. Acesso em: 07 set. 2016.

VADNAIS, Mary; SACHS, Benjamin. Maternal mortality with cesarean delivery: a literature review. In: **Seminars in perinatology**. WB Saunders. p. 242-246. 2006

VENTURA, Miriam. A mortalidade materna: a persistente violação do direito de proteção da vida e autonomia feminina. **Revista Bioética**, v. 16, n. 2, p. 217-228, 2008.

VICTORA, C. G. et. al. Maternal and child health in Brasil: progress and challenges. Series Health in Brasil 2. **The Lancet**, 2011.

VILLAR J, VALLADARES E, WOJDYLA D, et al. Caesarean delivery rates and pregnancy outcomes: the 2005 WHO global survey on maternal and perinatal health in Latin America. **Lancet** 2006; **367**: 1819–29.

VILDA, Dovile, et al. **Income inequality and racial disparities in pregnancy-related mortality in the US**. SSM-population health, 9: 100477. 2019.

VIELLAS EF, Domingues RMSM, Dias MAB, Gama SGN, Theme Filha MM, Costa JV, Bastos MH, Leal MC. Assistência pré-natal no Brasil. **Cad Saude Publica**. 30(Supl. 1):S85-S100. 2014

VIKRAM K, SHARMA AK, KANNAN AT. Beneficiary level factors influencing Janani Suraksha Yojana utilization in urban slum population of trans-Yamuna area of Delhi. **Indian J Med Res**. 2013.

WB (World Bank). **Conditional cash transfer**. A World Bank Policy Research Report. Washington:

WEHBY, G. L.; LOPEZ-CAMELO, J. S. Maternal Education Gradients in Infant Health in Four South American Countries. **Matern Child Health J**, v. 21, n. 11, p. 2122-2131, Nov 2017. ISSN 1092-7875.

WERNECK, J. Racismo institucional e saúde da população negra. **Saúde e Sociedade**, v. 25, n. 3, p. 535–549, set. 2016.

WISE, Jacqui. Alarming global rise in caesarean births, figures show. 2018.

WHO, **Mother-Baby-Package**. 1996, Geneva: Maternal Health and Safe Motherhood Programme

WHO, UNFPA, World Bank . 2016. **Trends in maternal mortality: 1990 to 2015**.https://data.worldbank.org/indicator/SH.STA.MMRT?name_desc=true. Trends in maternal mortality: 1990 to 2015. 2016. Retrieved from. [Google Scholar]

WHO | **Maternal mortality**. Acesso em janeiro 2020, from <http://www.who.int/mediacentre/factsheets/fs348/en/>

WHO | **Maternal mortality: Levels and trends**. WHO. <http://www.who.int/reproductivehealth/publications/maternal-mortality-2000-2017/en/> (accessed Nov 1, 2020).

WHO. Strategies toward ending preventable maternal mortality (EPMM). 2015