



**Universidade Federal da Bahia
Instituto de Saúde Coletiva
Programa de Pós-graduação em Saúde Pública**



Davide Rasella

**Impacto do Programa Bolsa Família e seu
efeito conjunto com a Estratégia Saúde da
Família sobre a mortalidade no Brasil**

**Salvador
2013**

Davide Rasella

**Impacto do Programa Bolsa Família e seu
efeito conjunto com a Estratégia Saúde da
Família sobre a mortalidade no Brasil**

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

Orientador: Prof. Maurício Lima Barreto
Co-Orientadora: Prof. Rosana Aquino Pereira

Salvador
2013

*A Emanuela,
mia bella e sensibile compagna,
per essere stata sempre al mio fianco in tutti questi anni, anche quando oceani ci
separavano...*

*Ai miei genitori e alle mie sorelle,
che mi appoggiarono sempre nei momenti difficili del mio eterno vagabondare...*

*A tutti gli amici,
per la allegria e il compagnerismo con cui abbiamo vissuto insieme
questo brillante e a volte sofferto periodo...*

*...e a tutti quelli che, in qualsiasi parte del mondo,
lottano per una societa piú giusta e rispettosa di quello che siamo tutti,
al di lá della nostra ricchezza, provenienza, razza o religione:
uomini...*

Agradecimentos

A meu orientador, Mauricio Lima Barreto, para seu apoio constante, seus preciosos conselhos e sua confiança.

A minha co-orientadora, Rosana Aquino, para sua dedicação e determinação numa luta por um sistema de saúde melhor.

A todos meus amigos e companheiros, para os momentos lindos e para os momentos tristes da vida de estudante compartilhados e superados juntos.

Ao Instituto de Saúde Coletiva, pela disponibilidade e qualidade das pessoas e dos professores.

*El payaso no soy yo sino esta sociedad monstruosamente cínica y tan puerilmente
inconsciente, que juega al juego de la seriedad
para disimular su locura.*

Salvador Dalí

SUMÁRIO

Resumo	7
Abstract	9
Introdução	10
Artigo 1:	12
Impacto dos Programas de Transferência de Renda Condicional e da Atenção Primária à Saúde na Sobrevivência Infantil: um Modelo Teórico de Programa	
Artigo 2:	36
Impacto da desigualdade de renda, da atenção primária à saúde e de intervenções sociais sobre a expectativa de vida em um país em desenvolvimento fortemente desigual: o caso do Brasil	
Artigo 3:	55
Impacto de um programa de transferência de renda condicional sobre a mortalidade na infância do Brasil	
Conclusões	90

Resumo

O Brasil é uma das maiores economias do mundo, mas é também um país que apresenta grandes desigualdades socioeconômicas e uma parte considerável da população ainda em situação de pobreza.

Como estratégia de combate à pobreza foi implementado, nos últimos anos, o maior programa de transferência de renda do mundo: o Programa Bolsa Família, que conseguiu contemplar uma grande parte das famílias pobres do Brasil. No mesmo período, a Estratégia Saúde da Família, a maior política de atenção primária do país, apresentou uma importante ampliação de cobertura, alcançando em poucos anos mais que a metade da população brasileira.

O objetivo desta tese foi avaliar o impacto do Programa Bolsa Família e seu efeito conjunto com a Estratégia Saúde da Família na redução da mortalidade no Brasil.

A tese foi desenvolvida sob a forma de três artigos, tendo o primeiro como objetivo elaborar um modelo teórico do impacto dos programas de transferência de renda condicional, juntamente com programas de atenção primária, sobre a saúde e a sobrevivência na infância.

O segundo artigo analisou o efeito da desigualdade de renda, da Estratégia Saúde da Família e do Programa Bolsa Família sobre a expectativa de vida nos estados Brasileiros dos últimos anos, e o terceiro avaliou o impacto conjunto do Programa Bolsa Família com a Estratégia Saúde da Família sobre a mortalidade geral e por causas ligadas a pobreza em menores de cinco anos nos municípios brasileiros.

Os resultados destas avaliações demonstraram uma grande efetividade do Programa Bolsa Família na redução da mortalidade na infância. Este efeito foi maior para as causas de mortalidade ligadas à pobreza, como a desnutrição e a diarreia. A Estratégia Saúde da Família mostrou um impacto de magnitude similar, mas teve efeito também em causas dependentes do tratamento médico, como as infecções respiratórias das vias aéreas inferiores.

Os resultados fornecem evidências de que uma abordagem multissetorial que combine um sólido programa de transferência de renda com uma atenção primária efetiva pode reduzir consideravelmente a mortalidade na infância, sobre tudo por causas relacionadas à pobreza, num país com grandes desigualdades como o Brasil.

Palavras-chave: Bolsa Família, Saúde da Família, Impacto, Mortalidade, Pobreza, Políticas sociais, Políticas de Saúde.

Abstract

Brazil is one of the largest economies in the world, but it is also a country that has large socioeconomic inequalities and a considerable part of the population still living in poverty. In recent years, as a strategy to combat poverty, it has been implemented the largest cash transfer program in the world: the Bolsa Família Program, which succeeded in including a great part of poor households in the country. In the same period, the Family Health Strategy, the largest primary care policy of the country, showed a significant increase in coverage, reaching within a few years more than half of the Brazilian population. The aim of this thesis was to evaluate the impact of Bolsa Família Program and its effect, together with the Family Health Strategy, in the reduction of mortality in Brazil. The thesis was developed in the form of three articles, the first aim to develop a theoretical model of the impact of conditional cash transfer programs, together with primary care programs, on child health and child survival. The second article analyzed the effect of income inequality, Family Health Strategy and Bolsa Família Program on life expectancy in the Brazilian states, and the third evaluated the combined impact of the Bolsa Família Program with the Family Health Strategy on child mortality, overall and from poverty-related causes, in children under five years in the Brazilian municipalities. The results of these evaluations showed a great effectiveness of the Bolsa Família Program in reducing child mortality. This effect was higher for mortality causes associated with poverty, such as malnutrition and diarrhea. Family Health Strategy showed an impact of similar magnitude, but had also an effect on causes dependent on medical treatment, such as lower respiratory infections. These results provide evidence that a multi-sectoral approach, that combines a solid cash transfer program with an effective primary care, can significantly reduce child mortality, especially for poverty-related causes, in a country with large inequalities such as Brazil.

Keywords: Conditional Cash Transfer, Family Allowance, Family Health, Impact, Mortality, Poverty, Social Policy, Health Policy.

Introdução

Grandes mudanças aconteceram no Brasil dos últimos anos. O Brasil é atualmente o sexto país do mundo em termos de Produto Interno Bruto, mas ainda está entre os países com as maiores desigualdades socioeconômicas e apresenta uma parte considerável da população em situação de pobreza. Esta desigualdade se manifesta não somente em termos de renda per capita, mas também em vários outros aspectos, como analfabetismo, condições de moradia e acesso às diferentes infraestruturas. Ela tem profundas raízes na história e no modelo econômico de desenvolvimento do país que, sob muitos aspectos, permanece similar até o presente.

Nos últimos anos cresceu o consenso internacional de que, para melhorar a saúde e reduzir à mortalidade na população, seja necessário planejar intervenções que abordem os determinantes sociais em saúde. Em particular tiveram uma grande expansão os programas de transferência de renda condicional: programas que fornecem uma renda para famílias pobres com a condição que os filhos cumpram condicionalidades específicas, geralmente na educação e na saúde. Entretanto o reconhecimento da multicausalidade e da complexidade dos determinantes e das doenças evoca um maior esforço na construção de intervenções intersetoriais que enfrentem de forma mais abrangente os problemas de saúde da população.

No Brasil, devido também às mudanças de forças e movimentos políticos a nível nacional e local, importantes políticas sociais e de saúde vêm sendo implementadas, alcançando amplas coberturas populacionais num período de tempo relativamente breve. No mesmo período, o país vem vivenciando uma rápida transição epidemiológica e uma melhoria de importantes indicadores de morbidade e mortalidade da população.

O objetivo geral desta tese foi avaliar o impacto de uma das maiores políticas sociais implementadas nos últimos anos no país, o programa de transferência de renda condicional Bolsa Família, e seu efeito conjunto com a maior política de atenção básica do Brasil: a Estratégia Saúde da Família.

A tese foi desenvolvida sob a forma de três artigos, buscando alcançar, na ordem, os seguintes objetivos específicos:

1. Elaborar um modelo teórico do impacto dos programas de transferência de renda condicional, juntamente com programas de atenção primária, sobre a saúde e a sobrevivência na infância.
2. Avaliar o efeito da desigualdade de renda, da Estratégia Saúde da Família e do Programa Bolsa Família sobre a expectativa de vida dos estados brasileiros nos últimos anos.
3. Avaliar o impacto conjunto do Programa Bolsa Família com a Estratégia Saúde da Família sobre a mortalidade geral e por causas ligadas a pobreza em menores de cinco anos nos municípios brasileiros.

ARTIGO 1:

**Impacto dos Programas de Transferência de Renda
Condicional e da Atenção Primária à Saúde na
Sobrevivência Infantil: um Modelo Teórico de Programa**

RESUMO

Os programas de transferência de renda condicional (PTRC) começaram a ser implementados na década de 1990 e espalharam -se rapidamente nos últimos anos, sendo reconhecidos como uma estratégia efetiva para reduzir a pobreza e a desigualdade nos países em desenvolvimento. Os objetivos dos PTRC são - a curto prazo - aliviar os efeitos imediatos da pobreza e - a longo prazo - quebrar a transmissão intergeracional da miséria, investindo em capital humano. Nestes programas, as mães das famílias beneficiárias recebem dinheiro somente se os seus filhos - e elas mesmas se estiverem grávidas - cumpram com condicionalidades bem definidas no campo da saúde e da educação. As condicionalidades de saúde incluem vacinação, acompanhamento do crescimento, exames de rotina para crianças e exames pré-natal para mulheres grávidas. No presente estudo, foi concebido um modelo teórico de programa sobre o impacto dos PTRC na mortalidade infantil, combinando as características dos programas com o quadro teórico e os determinantes da sobrevivência em criança, sugerindo como os PTRC podem ter um efeito protetor sobre a mortalidade infantil. A interação com a Atenção Primária à Saúde (APS), e sua possível efetividade na saúde da criança também são avaliados neste estudo. Revisões recentes sobre os PTRC confirmaram um aumento na utilização dos serviços de saúde e um impacto positivo geral sobre desfechos de saúde, como desnutrição infantil, saúde e sobrevivência nos menores de 5 anos, mesmo que, em algum caso, os efeitos sejam misturados. A qualidade e acessibilidade dos serviços de APS são fatores importantes para a efetividade dos PTRC.

Os PTRC, agindo como políticas intersetoriais que lidam com a saúde infantil, abordando seus determinantes distais e proximais, poderiam representar um meio eficaz para reduzir a mortalidade das crianças nos países em desenvolvimento.

ABSTRACT

Conditional cash transfer (CCT) programs began to be implemented in late 1990s and spread rapidly as a strategy to reduce poverty and inequality in developing countries. The objectives of the CCTs are - in the short-term - to alleviate the immediate poverty effects and - in the long-term - break the intergenerational transmission of poverty, investing in human capital. Conditional means that mothers of the targeted households receive cash only if their children - and herself if pregnant - comply with established health and educational conditions. Mostly health conditions include vaccinations, growth monitoring, routine checkups for children and prenatal checkups for pregnant women. In the present study a programme theory framework on the impact of the CCTs on child mortality has been designed, combining the programmes characteristics with the theoretical framework and determinants of child health and child survival, suggesting that CCTs should have a protective effect on child mortality. The interaction with Primary Health Care (PHC) and its effectiveness on child health are also evaluated. Reviews of CCTs evaluations confirmed an increase in the health service utilization and a general positive impact on final health outcomes, as child undernutrition, health, and survival, even if in some cases the effects are mixed. The quality and accessibility of the PHC services are an important factor for CCTs effectiveness.

CCT programmes, as intersectorial policies dealing with child mortality and addressing its underlying and proximal determinants, could represent a successful way to increase child survival in developing countries, especially if in conjunction with an effective PHC.

INTRODUÇÃO

Cerca de metade dos pobres do mundo são crianças, e o efeito cumulativo da pobreza, especialmente no início da vida, pode causar deficiências nutricionais e problemas de saúde, reduzindo a capacidade da criança de sustentar uma vida normal e lidar com as dificuldades (Unicef, 2000) . As crianças pobres têm muito mais chances de morrer de pneumonia, diarreia, malária, sarampo e HIV/AIDS, que - juntamente com a desnutrição - são responsáveis por mais de metade das mortes em menores de 5 anos (Wagstaff et al, 2004.). Estratégias adotadas para reduzir a mortalidade infantil em países em desenvolvimento são geralmente focadas em intervenções biomédicas dirigidas a causas etiológicas específicas (Jones et al, 2003), sem considerar os determinantes da sobrevivência infantil. Há um consenso crescente de que, para reduzir as desigualdades na saúde, especialmente durante a infância, seja necessário desenhar intervenções que também abordem os determinantes sociais da saúde (WHO, 2008).

A fim de melhorar as condições socioeconômicas das famílias pobres, uma nova tipologia de intervenção social foi recentemente implantada: os programas de transferência de renda condicional (PTRC) (WB, 2009). Os PTRC espalharam-se rapidamente na última década, em particular nos países em desenvolvimento, ganhando um amplo consenso político (WB, 2009, Gaarder et al, 2010). Os PTRC transferem renda às famílias pobres, com a exigência de que os pais cumpram específicas condicionalidades, geralmente focadas na saúde e na educação dos seus filhos (Gaarder et al, 2010). As condicionalidades de saúde do programa são geralmente cumpridas a nível de atenção primária à saúde (APS), e a interação com a APS é, portanto, um elemento importante para a eficácia dos PTRC (WB, 2009). Estudos recentes já demonstraram que a APS pode melhorar a situação de saúde de uma população, especialmente nas áreas pobres, contribuindo para reduzir as desigualdades (Macinko et al, 2009; Kruk, 2010; WHO, 2008).

O objetivo do presente estudo foi desenvolver um modelo teórico de programa para o impacto dos PTRC, incluindo sua interação com a APS, sobre a saúde e sobrevivência da criança nos países em desenvolvimento.

MÉTODOS

Para identificar os estudos de avaliação do impacto CCTs, em especial sobre a sobrevivência da criança, foi realizada uma revisão da literatura com critérios de sistematicidade em diferentes bases de dados: PubMed, Embase, Econlit, Scopus e Jstor. Depois de um teste de sensibilidade, a fim de obter resultados sensíveis e específicos, a seguinte combinação de palavras-chave foi escolhida: "cash transfer" AND (health OR imunization OR vaccine OR growth OR nutrition OR undernutrition OR underweight OR malnutrition OR stunting OR wasting OR disease OR morbidity OR mortality OR survival OR hospitalization) AND (child OR children OR infant OR under-five). Na base PubMed, devido à quantidade limitada de resultados, apenas a palavra-chave "cash transfer" tem sido usada. Além disso, foram utilizadas referências cruzadas entre revisões e artigos. Devido ao fato de que uma grande quantidade de documentos e avaliações de programas foram produzidos por agências governamentais ou de desenvolvimento e publicados como literatura cinza (não peer-reviewed), foram realizadas pesquisas orientadas no *Google Scholar* e nos catálogos de documentos da *Organização Mundial da Saúde* e outras relevantes instituições internacionais. Para identificar os artigos e revisões mais relevantes sobre os efeitos da atenção primária na saúde da criança e sobre os determinantes da sobrevivência infantil, foram realizadas pesquisas específicas em PubMed.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Modelo Teórico do Programa:

1. Desnutrição Infantil, Saúde e Sobrevivência da Criança

A subnutrição é considerada uma das maiores causas evitáveis de mortalidade na infância, e é responsável por cerca de 3,5 milhões de mortes de crianças a cada ano, sendo a quase totalidade nos países em desenvolvimento (Horton, 2008). A desnutrição, afetando o desenvolvimento físico e mental da criança, pode ter vários efeitos negativos sobre a sociedade, mesmo em termos de produtividade econômica (Sheeran, 2008). Desnutrição infantil engloba atraso de crescimento (isto é, baixa estatura para a idade, indicando restrição crônica do potencial de crescimento de uma criança); desnutrição (ou seja, baixo peso para a altura, indicando a perda de

peso aguda) e baixo peso (ou seja, baixo peso para a idade, expressa quando uma das duas condições precedentes - ou ambas - estão presentes numa criança). As deficiências em vitaminas e minerais (referidos como micronutrientes) são também considerados formas de subnutrição (Caulfield et al, 2006). Nos países em desenvolvimento, a porcentagem de crianças com atraso de crescimento foi estimada em 32% e severamente desnutridas em 3,5%. Essas diferentes formas de desnutrição podem ter diferentes determinantes e podem requerer diferentes tipos de intervenção (Black et al, 2008). Se o atraso de crescimento é considerado uma doença crônica, o emagrecimento severo é uma doença aguda associada à altas taxas de mortalidade (Grover, 2009). Em muitos países, o maior problema não é a ingestão insuficiente de proteínas e calorias, mas a qualidade nutricional da dieta e a ingestão inadequada de micronutrientes (Stewart et al, 2010).

Há uma forte relação entre desnutrição e sobrevivência da criança: o aumento do nível de desnutrição infantil aumenta o risco de morte, em particular para infecções como diarreia ou sarampo (Black et al, 2008, Caulfield et al, 2004). Desnutrição e infecções têm um efeito sinérgico sobre a mortalidade de crianças, ou seja, a chance de morrer é maior se a criança for subnutrida e infectada no mesmo tempo em comparação à simples soma das duas chances de morrer para as duas causas separadas (Black et al, 2003). Globalmente, mais crianças morrem para o efeito sinérgico da desnutrição-infecção do que das sequelas da desnutrição sozinhas (Fishman et al, 2008). Uma espécie de ciclo vicioso existe entre infecções e desnutrição: a desnutrição prejudica as funções imunitárias e, conseqüentemente, aumenta o risco de infecções, ao mesmo tempo em que infecções agravam o estado nutricional da criança, necessitando o aumento da ingestão de calorias e proteínas e gerando uma maior perda de nutrientes (Ramachandran et al, 2009). Demonstrou-se que os episódios repetidos de diarreia nos primeiros 2 anos de vida estão associados com o atraso de crescimento infantil (Chekley et al, 2008). A enfermidade na infância devido à infecção é geralmente menor nos primeiros três meses, devido ao aleitamento materno exclusivo, mas a introdução precoce de substitutos do leite materno e uma alimentação complementar inadequada aumenta o risco de infecção.

O estado nutricional da mãe antes e durante a gravidez é outro fator importante que influencia no estado de saúde do filho e no seu futuro adulto. Nos países em

desenvolvimento, recém-nascidos com atrasos de crescimento têm um risco aumentado de morte, em particular por diarreia e pneumonia (Kramer et al, 2001). Tem de ser considerado que a subnutrição em mulheres representa um fardo intergeracional: a desnutrição da mãe durante a sua vida fetal e na infância limita o crescimento do seu feto (Fall et al, 2009.).

A desnutrição infantil é apenas um, mesmo que importante, dos fatores que podem afetar a saúde e sobrevivência da criança. Uma rede complexa de determinantes, em vários níveis, é responsável por esses resultados. No nível distal, há fatores socioeconômicos, como renda e educação, que afetam outros determinantes em nível intermediário, como características ambientais e comportamentos relacionados à saúde, que, por sua vez, levam a causas de morte mais proximais, tais como a desnutrição ou as infecções (Black et al., 2003; Mosley et al, 1984).

Vários mecanismos foram propostos para elucidar a relação - já bem estabelecida na literatura - entre renda e saúde da criança (Shah et al, 1987; Wagstaff et al, 2004). As famílias pobres são obrigadas a viver em habitações lotadas, podendo aumentar assim o número de acidentes domiciliares e de doenças transmissíveis; muitas vezes, eles podem comprar apenas poucos alimentos com baixa qualidade nutricional, levando à desnutrição infantil. A falta de dinheiro pode afetar o acesso aos cuidados de saúde ou ao diagnóstico e tratamento, e as longas jornadas de trabalho dos pais podem determinar uma supervisão inadequada dos filhos em casa. Além disso, esse estilo de vida pode gerar desordens relacionadas, como o estresse nas crianças. Em geral, as crianças de baixa renda são mais propensas a terem todas as condições de doenças crônicas ou agudas, incluindo problemas de saúde mental, e são mais propensas a serem limitadas ao longo da vida por estas condições (Currie et al, 2007).

A educação da mãe é outro importante determinante da saúde da criança, e isso tem sido associado em vários estudos ao aumento da sobrevivência infantil e diminuição da desnutrição infantil (Hobcraft et al, 1993). Comportamentos ligados à fecundidade, como a idade da maternidade ou o intervalo entre os nascimentos, mostraram estar associados com a mortalidade infantil (Rutstein, 2000).

A água e o saneamento são outros determinantes importantes da saúde e, juntamente com os hábitos ligados à higiene, são responsáveis por uma grande

parte da mortalidade infantil, causada principalmente por diarreia e doenças parasitárias (Fewtrell et al, 2005;.. Pruss et al, 2002) .

Os serviços de saúde têm um papel importante na sobrevivência da criança, que depende da acessibilidade geográfica e econômica e da efetividade dos mesmo (Cavagnero et al, 2008).

Por fim, também as normas e práticas sociais a nível comunitário podem influenciar os comportamentos relacionados com a saúde dos pais (Woolcock et al, 2000).

2. Atenção Primária à Saúde

A Atenção Primária à Saúde foi concebida como instrumento fundamental para melhorar a saúde em todo o mundo desde a Conferência de Alma Ata, mais de 30 anos atrás, mas foi implantada durante todo este período sobre diferentes formas, desde abrangente e de base comunitária até seletiva e focada em doenças específicas (WHO, 2008; Rhode et al, 2008)..

Recentemente, a APS tem sido apontada como um caminho potencial para alcançar os Objetivos de Desenvolvimento do Milênio e reforçar os sistemas de saúde (WHO, 2008). A APS, como pretendido pela OMS nos últimos anos, caracteriza-se por ser um primeiro contato com o sistema de saúde, ser contínua e centrada na pessoa, concentrada nas necessidades de saúde e com responsabilidade pela saúde da comunidade, incluindo abordagens dos determinantes da saúde (OMS, 2008).

Recentes revisões coletaram evidências sobre o impacto da APS na saúde da população em países em desenvolvimento: a APS reduz a mortalidade infantil e de menores de cinco anos, principalmente por doenças infecciosas, possivelmente vinculando intervenções como a terapia de reidratação por via oral, a vacinação, a suplementação de micronutrientes e a promoção do aleitamento materno exclusivo (Macinko et al, 2009;.. Kruk et al, 2010; WHO, 2008). A APS pode resolver 60% dos DALYs e reduzir o número de mortes que ocorrem no domicílio, especialmente em países extremamente pobres (Macinko et al, 2009). Isto é feito melhorando o acesso da população aos cuidados de saúde onde o sistema de referência está funcionando corretamente, até para um nível mais elevado de atenção à saúde (Kruk et al, 2010). Foi observado que, a oferta local de serviços de saúde, juntamente com a participação da comunidade, aumenta o uso e a confiança da população no sistema

de saúde (Kruk et al, 2010). Demonstrou-se que, a implantação da APS, especialmente em áreas carentes e rurais, tem aumentado o acesso equitativo à saúde, reduzindo as diferenças entre ricos e pobres (WHO, 2008; Kruk et al, 2010). A APS tem também demonstrado ser custo-efetiva (Kruk et al, 2010). No entanto, a APS é menos eficaz no caso de sistemas de gestão pouco desenvolvidas, recursos humanos muitos reduzidos e crônico subfinanciamento, sendo necessário um forte compromisso político para implantar e manter uma APS efetiva (Rhode et al, 2008).

3. Programas de Transferência de Renda Condicional

Os programas de Transferência de Renda Condicional são programas que transferem dinheiro para famílias pobres segundo critérios de elegibilidade, com a condição de que os pais fazem investimentos no capital humano de seus filhos (WB, 2009; Barrientos e cols, 2004; Barrientos e cols, 2006). Os objetivos do PTRC são em primeiro lugar fornecer às famílias pobres um piso de consumo mínimo, aliviando assim a curto prazo os efeitos da pobreza, e em segundo - a longo prazo - quebrar a transmissão intergeracional da pobreza através das condicionalidades.

Os primeiros PTRC foram implementados no final da década de 1990 e rapidamente se espalharam em vários países, especialmente na América Latina, tornando-se, em alguns casos, como no Brasil e no México, o maior programa nacional de assistência social e abrangendo milhões de famílias (WB, 2009; Sudhanshu et al, 2006).

A seleção das famílias elegíveis é feita, principalmente, com uma *proxy* da situação de pobreza, às vezes combinada com uma estimativa da pobreza por área geográficas. Na maioria dos PTRC a quantidade dos benefícios depende do número de crianças na família, mas alguns PTRC diferenciam a quantidade de benefícios por níveis de pobreza.

As condicionalidade dos PTRC variam de acordo com o programa, mas são essencialmente centradas na saúde e na educação. As condicionalidades na educação são, para quase todos os PTRC, a matrícula e a frequência de uma percentagem estabelecida de dias letivos, sendo que alguns programas têm condicionalidades relacionadas com os aspectos de desempenho escolar.

A Tabela 1, obtida com informações de um recente relatório do Banco Mundial sobre os PTRC (BM, 2009), apresenta as principais características dos PTRC existentes em todo o mundo: as condicionalidades de saúde são geralmente

aplicadas à crianças de 0 a 6 anos e, na maioria dos programas, à mulheres grávidas e /ou lactantes. Eles exigem que as crianças visitem regularmente os centros de saúde para controle do estado de saúde, em alguns países, seguindo uma agenda bem definida, em outros sem indicações precisas. Na maioria dos programas, as crianças têm que cumprir o calendário vacinal, monitorar o crescimento para 2-6 vezes por ano e, em alguns casos, as mães têm que assistir às sessões educacionais sobre saúde e nutrição. Alguns programas também fornecem bens em espécie, como alimentos enriquecidos com micronutrientes.

Para entender os caminhos através os quais os PTRC podem melhorar a saúde e a sobrevivência da criança, desenvolvemos um modelo teórico de programa para desfechos de saúde, definindo os processos pelo quais um programa poderia exercer seus efeitos (Rossi et al, 2004). Como mostrado na Figura 1, os programas de TCR podem afetar a saúde da criança, em primeiro lugar, melhorando o estado nutricional da criança: o dinheiro transferido para a família, na maioria dos programas para a mãe, pode ser gasto para aumentar o consumo de alimentos no domicílio. As mães são as favorecidas porque há evidências de que as transferências de renda voltadas para as mulheres permitem aumentar o controle das mulheres sobre os recursos e aumentar os seu poder de decisão em relação à nutrição e à saúde da criança, resultando em um impacto maior sobre a qualidade de vida de seus filhos (Barrientos et al, 2006). Os PTRC não somente aumentam a despesa das famílias, contribuindo para a redução da pobreza, mas aumentam em particular as despesas para alimentos (WB, 2009). Isto levaria a um aumento do consumo de alimentos calóricos e proteicos, evitando formas de desnutrição energético-protéica (Grover, 2009; Waterlow, 1972).

Foi observada também uma melhoria da qualidade da dieta das famílias, com um aumento dos gastos com alimentos de origem animal, frutas e legumes (Leroy et al, 2010). Isto levaria a um aumento na densidade de nutrientes na dieta e a um consumo de micronutrientes importantes, como as vitaminas A e C, fibras, ferro e zinco. Tem que se considerar que, em crianças menores de 5 anos, quase toda a morbidade decorrente de deficiências de micronutrientes é atribuível à baixa ingestão de vitamina A e de zinco (Bhutta et al, 2008). Como discutido acima, a

redução da desnutrição infantil pode melhorar fortemente a sua saúde e a chance de sobrevivência da criança.

Atividades educativas, tanto em nutrição quanto em saúde, fazem parte das condicionalidades de alguns PTRC. Como mencionado acima, o conhecimento e a educação das mães é um dos mais fortes determinantes da saúde infantil, permitindo melhorar as práticas de higiene (como lavar as mãos e a destinação adequada dos dejetos), aumentar a probabilidade de uma criança ser imunizada, usar ORT no caso de diarreia, e buscar cuidado médico se a criança tiver febre (Wagstaff et al, 2004). Considerando as condicionalidades ligadas à frequência escolar dos PTRC, também se pode supor que meninas educadas poderiam tornar-se mães educadas, melhorando a saúde das crianças das próximas gerações. A frequência escolar da criança poderia ter um impacto positivo sobre a sua própria saúde, mesmo a curto prazo, se fossem fornecidas pelos professores atividades educativas sobre higiene e alimentação.

4. Condicionalidades em saúde dos PTRC e interação com a APS

Os PTRC pretendem remover as barreiras financeiras que dificultam o acesso aos serviços de saúde e outro tipo de barreiras, tais como as barreiras culturais ou a percepção da inutilidade de algumas intervenções de saúde (Ranganathan et al, 2012). Tem que ser considerado que a escassez de contatos com o sistema de saúde, em particular aos cuidados de saúde primários, devido a problemas de acesso ou comportamentos específicos relacionados com a saúde da família, afeta profundamente a saúde e a sobrevivência da criança nos países em desenvolvimento (Gwatkin et al, 2003). As condicionalidades dos PTRC para a saúde são baseadas em contatos frequentes dos beneficiários com o sistema de saúde, seja para crianças ou para mulheres grávidas. O acompanhamento do crescimento da criança é uma das condicionalidades de saúde mais comuns dos PTRC, de acordo com a crença de que poderia ter um impacto significativo sobre a saúde e a mortalidade infantil. Mesmo que haja evidências contrastantes de que o acompanhamento do crescimento por si só possa ser eficaz (Ashworth et al, 2008; Panpanich et al, 2000), ele pode fornecer um ponto de entrada aos serviços de saúde preventiva e curativa, e o Fundo das Nações Unidas para a Infância

recomenda este tipo de acompanhamento como uma estratégia para combater a desnutrição nos países em desenvolvimento (Unicef, 2006). A maioria das avaliações indicam que os PTRC aumentaram o número de visitas de acompanhamento e monitoramento do crescimento (WB, 2009; Lagarde et al, 2009). Quase todos os PTRC tem como condicionalidade cumprir o calendário vacinal. A imunização, em particular para o sarampo, o tétano e o *Haemophilus influenzae* (tipo b), tem demonstrado ser eficaz na prevenção da mortalidade infantil, mas, muitas vezes, estas vacinações têm baixas coberturas nos países em desenvolvimento (Jones et al, 2003). Os efeitos dos PTRC sobre a cobertura vacinal são misturados, aumentando em alguns países, mas mantendo-se estável em outros, principalmente onde a cobertura vacinal já é elevada (WB, 2009;. Lagarde et al, 2009). Alguns estudos mostram também um aumento do numero de visitas de pré-natais entre mulheres grávidas beneficiárias (Gaarder 2010).

O efeito positivo dos PTCR na saúde e sobrevivência da criança depende, principalmente, da acessibilidade e da qualidade do sistema de saúde, em particular da atenção primária à saúde (Lagarde et al, 2009;. WB, 2009). Como descrito acima e resumidos em uma recente revisão sistemática, os PTCR são globalmente eficazes em aumentar o uso de serviços de prevenção, diminuindo as barreiras ao acesso das populações mais pobres e, conseqüentemente, incentivando o uso de serviços de saúde (Ranganathan et al, 2012). Conseqüentemente, a qualidade do serviço oferecido pela APS torna-se um elemento essencial para a eficácia dos PTCR em desfechos de saúde (WB, 2009). Os PTCR podem atuar também estimulando as mulheres para negociar um melhor atendimento com os prestadores de cuidados de saúde (Gaarder 2010).

5. Impacto dos PTCR

Vários estudos foram realizados para avaliar o efeito dos PTRC na saúde. Amplas revisões indicam, no geral, um impacto positivo dos PTRC na saúde da população, mesmo que a magnitude dos efeitos varie de acordo com o programa (Lagarde et al, 2009; WB 2009; Fernald et al, 2009;. Gaarder et al, 2010;. Leroy et al, 2009;. Ranganathan et al, 2012). Efeitos positivos foram relatados na enfermidade em crianças, assim como relatada pelas mães, enquanto efeitos mistos foram encontrados nos níveis de anemia. No que diz respeito ao estado nutricional das crianças, foram

encontrados efeitos gerais positivos sobre a desnutrição aguda, mesmo com alguma exceção. Efeitos positivos também foram encontrados nas funções cognitivas das crianças (Fernald et al, 2009). Quanto ao efeito dos PTRC sobre a sobrevivência da criança, apesar da intensiva revisão da literatura, apenas um estudo peer-reviewed e um relatório institucional foram encontrados. Eles analisam com dados secundários e fazem uma abordagem ecológica sobre os efeitos do PTRC. Oportunidades, mostrando um considerável impacto do programa sobre a redução da mortalidade infantil (Barham, 2010; Hernandez, 2004).

CONCLUSÕES

Programas de transferência de renda representam uma estratégia bem concebida de redução da pobreza, seguindo um sólido modelo teórico de intervenção. OS PTRC têm demonstrado serem muito eficazes no aumento da utilização dos serviços de saúde e terem um impacto positivo geral sobre vários desfechos de saúde, apesar do fato de que - em alguns casos - os efeitos são misturados.

Tem que se considerar que os PTRC podem variar entre os países em termos de direcionamento, benefícios e condicionalidades de saúde e que essas características estruturais poderiam determinar a diferente eficácia dos programas (WB, 2009, Ranganathan 2012). Os PTRC reconhecem a pobreza como um problema multidimensional e são implantados, especialmente na América Latina, de forma a integrar as diferentes políticas setoriais, incluindo a integração com programas de APS (WB, 2009). Já existem experiências nacionais bem sucedidas que demonstram como, abordando os diferentes determinantes da saúde da criança, tanto a nível distal quanto proximal, com políticas intersetoriais eficazes, é possível obter fortes efeitos positivos sobre a sobrevivência da criança (Sepulveda et al, 2006). Desnutrição, doenças infecciosas e outras causas de mortalidade têm um efeito sinérgico sobre a sobrevivência da criança e, conseqüentemente, é necessário criar estratégias de saúde pública que abordam desde o mais distais para o mais proximais de seus determinantes e adotem abordagens intersetoriais para obter um impacto sinérgico das intervenções. Os programas de transferência de renda condicional, coordenados com programas de APS eficazes, podem representar uma estratégia efetiva para reduzir a mortalidade infantil em países em desenvolvimento.

REFERENCIAS

Ashworth A, Shrimpton R, Jamil K. Growth monitoring and promotion: review of evidence of impact. *Matern Child Nutr.* 2008 Apr;4 Suppl 1:86-117.

Barrientos A, Dejong D. Reducing Child Poverty with Cash Transfers: A Sure Thing? *Development Policy Review*, 2006, 24 (5): 537-552

Barrientos A, Dejong D. Child Poverty and Cash Transfers. London: CHIP; 2004
Available at:
<http://www.childhoodpoverty.org/index.php/action=documentfeed/doctype=pdf/id=84/pdf> Accessed February 15, 2010.

Barham T. A healthier start: The effect of conditional cash transfers on neonatal and infant mortality in rural Mexico. *Journal of Development Economics* 2011; 94: 74-85

Black RE, Allen LH, Bhutta ZA, Caulfield LE, de Onis M, Ezzati M, Mathers C, Rivera J; Maternal and Child Undernutrition Study Group. Maternal and child undernutrition: global and regional exposures and health consequences. *Lancet.* 2008; 19;371(9608):243-60.

Black RE, Morris SS, Bryce J. Where and why are 10 million children dying every year? *Lancet.* 2003 Jun 28;361(9376):2226-34.

Bhutta ZA, Ahmed T, Black RE, Cousens S, Dewey K, Giugliani E, Haider BA, Kirkwood B, Morris SS, Sachdev HP, Shekar M; Maternal and Child Undernutrition Study Group. What works? Interventions for maternal and child undernutrition and survival. *Lancet.* 2008 Feb 2;371(9610):417-40.

Caulfield LE, Richard SA, Rivera JA, Musgrove P, Black RE. Stunting, Wasting, and Micronutrient Deficiency Disorders. In: Disease Control Priorities in Developing Countries, 2nd Edition,551-568. New York: Oxford University Press; 2006.

Caulfield LE, de Onis M, Blössner M, Black RE. Undernutrition as an underlying cause of child deaths associated with diarrhea, pneumonia, malaria, and measles. *Am J Clin Nutr.* 2004;80(1):193-8.

Checkley W, Buckley G, Gilman RH, et al, The Childhood Malnutrition and Infection Network. Multi-country analysis of the effects of diarrhoea on childhood stunting. *Int J Epidemiol* 2008;37: 816–30.

Cavagnero E, Daelmans B, Gupta N, Scherpbier R, Shankar A, Countdown Working Group on Health Policy and Health Systems. Assessment of the health system and policy environment as a critical complement to tracking intervention coverage for maternal, newborn, and child health. *Lancet.* 2008;371(9620):1284-93.

Cueto S. Conditional cash-transfer programmes in developing countries. *Lancet.* 2009 Dec 12;374(9706):1952-3.

Currie J, Lin W. Chipping away at health: more on the relationship between income and child health. *Health Aff (Millwood)*. 2007 Mar-Apr;26(2):331-44.

Fall C. Maternal nutrition: effects on health in the next generation. *Indian J Med Res*. 2009 Nov;130(5):593-9.

Fernald LC, Gertler PJ, Neufeld LM. 10-year effect of Oportunidades, Mexico's conditional cash transfer programme, on child growth, cognition, language, and behaviour: a longitudinal follow-up study. *Lancet*. 2009 Dec 12;374(9706):1997-2005.

Fewtrell L, Kaufmann RB, Kay D, Enanoria W, Haller L, Colford JM Jr. Water, sanitation, and hygiene interventions to reduce diarrhoea in less developed countries: a systematic review and meta-analysis. *Lancet Infect Dis*. 2005 Jan;5(1):42-52.

Fishman SM, Caulfield L, de Onis M, et al. *Childhood and maternal underweight*. In: Ezzati M, Lopez AD, Rodgers A, Murray CLJ, eds. Comparative quantification of health risks: global and regional burden of disease attributable to selected major risk factors. Geneva: World Health Organization, 2004: 39–161.

Gaarder MM, Glassman A, Todd JE. Conditional cash transfers and health: unpacking the causal chain. *Journal of Development Effectiveness*. 2010;2(1):6–50.

Gwatkin D, Habicht JP; Multi-Country Evaluation of IMCI Study Group. Reducing child mortality: can public health deliver? Bryce J, el Arifeen S, Pariyo G, Lanata C, *Lancet*. 2003 Jul 12;362(9378):159-64.

Grover Z. Protein energy malnutrition. *Pediatr Clin North Am*. 2009 Oct;56(5):1055-68.

Hernández B, Dolores R, Hortensia M, Nan L. "Evaluación del Impacto de Oportunidades en la Mortalidad Materna e Infantil." In *External Evaluation of the Impact of the Human Development Program Oportunidades 2004*. Mexico City: National Institute of Public Health; 2004.

Hobcraft J. Women's education, child welfare and child survival: a review of the evidence. *Health Transit Rev*. 1993;3:159–175.

Horton R. Maternal and child undernutrition: an urgent opportunity. *Lancet*. 2008 Jan 19;371(9608):179.

Jones G, Steketee RW, Black RE, Bhutta ZA, Morris SS; Bellagio Child Survival Study Group. How many child deaths can we prevent this year? *Lancet*. 2003 Jul 5;362(9377):65-71.

Kramer MS, Victora C. *Low birth weight and perinatal mortality*. In: Semba RD, Bloem MW, eds. *Nutrition and health in developing countries*. Humana Press, 2001.

- Kruk ME, Porignon D, Rockers PC, Van Lerberghe W. The contribution of primary care to health and health systems in low- and middle-income countries: a critical review of major primary care initiatives. *Soc Sci Med* 2010; 70: 904–11.
- 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 Syst Rev*. 2009 Oct 7;(4):CD008137.
- Leroy JL, Gadsden P, Rodríguez-Ramírez S, de Cossío TG. Cash and in-kind transfers in poor rural communities in Mexico increase household fruit, vegetable, and micronutrient consumption but also lead to excess energy consumption. *J Nutr*. 2010;140(3):612-7.
- Leroy JL, Ruelb M, Verhofstadt E. The impact of conditional cash transfer programmes on child nutrition: a review of evidence using a programme theory framework. *Journal of Development Effectiveness*. 2009;1(2):103–129.
- Macinko J, Starfield B, Erinosh T. The impact of primary healthcare on population health in low- and middle-income countries. *J Ambul Care Manage* 2009; 32: 150–71.
- Mosley WH, Chen LC. An analytical framework for the study of child survival in developing countries. 1984. *Bull World Health Organ*. 2003;81(2):140-5.
- Panpanich R, Garner P. Growth monitoring in children. *Cochrane Database Syst Rev*. 2000;(2):CD001443. Review.
- Prüss A, Kay D, Fewtrell L, Bartram J. Estimating the burden of disease from water, sanitation, and hygiene at a global level. *Environ Health Perspect*. 2002 May;110(5):537-42.
- Ramachandran P, Gopalan HS. Undernutrition & risk of infections in preschool children. *Indian J Med Res*. 2009 Nov;130(5):579-83.
- Ranganathan M, Lagarde M. Promoting healthy behaviours and improving health outcomes in low and middle income countries: a review of the impact of conditional cash transfer programmes. *Prev Med* 2012; 55 Suppl: S95–S105.
- Rohde J, Cousens S, Chopra M, *et al*. 30 years after Alma-Ata: has primary health care worked in countries? *Lancet* 2008; 372: 950–61.
- Rossi, P.H., Lipsey, M.W. and Freeman, H.E., 2004. Evaluation: a systematic approach. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Rutstein SO. Factors associated with trends in infant and child mortality in developing countries during the 1990s. *Bulletin of the World Health Organization*. 2000;78(10):1256-70.

Sepúlveda J, Bustreo F, Tapia R, Rivera J, Lozano R, Oláiz G, Partida V, García-García L, Valdespino JL. Improvement of child survival in Mexico: the diagonal approach. *Lancet*. 2006 Dec 2;368(9551):2017-27.

Shah CP, Kahan M, Krauser J. The health of children of low-income families. *CMAJ*. 1987 Sep 15;137(6):485-90.

Sheeran J. The challenge of hunger. *Lancet*. 2008 Jan 19;371(9608):180-1.

Stewart CP, Dewey KG, Ashorn P. The undernutrition epidemic: an urgent health priority. *Lancet*. 2010 Jan 23;375(9711):282.

Sudhanshu Handa and Benjamin Davis. The Experience of Conditional Cash Transfers in Latin America and the Caribbean. *Development Policy Review* 2006; 24: 513-536.

UNICEF. *Poverty Reduction Begins with Children*. New York: UNICEF; 2000. Available at: http://www.unicef.org/publications/files/pub_poverty_reduction_en.pdf Accessed January 12, 2010

Wagstaff A, Bustreo F, Bryce J, Claeson M; WHO-World Bank Child Health and Poverty Working Group. Child health: reaching the poor. *Am J Public Health*. 2004 May;94(5):726-36. Review.

Waterlow JC. Classification and definition of protein-calorie malnutrition. *Br Med J*. 1972 Sep 2;3(5826):566-9.

Woolcock M, Narayan M. Social capital: implications for development theory, research and policy. *World Bank Res Observer*. 2000;15:225–251.

World Bank. *Conditional cash transfer*. A World Bank Policy Research Report. Washington: WB; 2009.

World Food Programme & United Nations Children's Fund. *Global Framework for Action. Ending Child Hunger and Undernutrition Initiative*. New York, US: WFP & UNICEF; 2006. Available at: http://www.unicef.org/about/execboard/files/Global_Framework_for_Action1.0--Dec2006.pdf Accessed January 12, 2010.

World Health Organization. *World Health Report 2008 – Primary Health Care: now more than ever*. Geneva: WHO,2008.

(b) World Health Organization. Commission on social determinants of health. *Closing the gap in a generation*. Geneva, Switzerland: WHO; 2008. Available at: http://www.who.int/social_determinants/thecommission/finalreport/en/index.html Accessed June 17, 2009.

**Tabela 1. População-alvo, cobertura, benefícios dos Programas e condicionalidades em saúde de PTRC no mundo.
Modificado a partir de World Bank, 2009**

<u>CCTs Program</u>	<u>Target Population</u>	<u>Coverage</u>	<u>Benefits</u>	<u>Health Conditions</u>
NATIONWIDE				
Bolsa Família (Brazil)	<ul style="list-style-type: none"> Poor families: monthly PCI from R\$60.01 to R\$120.00b Extremely poor families: monthly PCI up to R\$60.00 	11.1 million families (June 2006)	<ul style="list-style-type: none"> Basic benefit (R\$62) for extremely poor families Variable benefit (R\$15) per child (maximum 3c less than 15 years of age) for both extremely poor and poor families Variable benefit (R\$30) per youth (maximum 2d aged 15–17) for both extremely and poor families Education: primary school—varies by grade, \$12–\$23 per child per month plus \$23 per child per year for school materials; secondary—varies by grade and gender, \$34–\$43 per child per month plus \$29 per child per year for school materials; middle/higher—varies by grade and gender \$57–\$74 per child per month plus \$29 per child per year for school materials Education: \$336 in a savings account upon completion of high school (grade 12) Health: \$17 per household per month \$23 per month per adult over 69 years old who is part of a beneficiary family 	<ul style="list-style-type: none"> Children aged 0–6: vaccine schedules, regular health checkups, and growth monitoring Pregnant and lactating women: prenatal and postnatal checkups, and participation in educational health and nutrition seminars offered by local health teams
Oportunidades (Mexico)	Extremely poor households	5 million households, approximately 18% of the country's total population	<ul style="list-style-type: none"> Education: \$336 in a savings account upon completion of high school (grade 12) Health: \$17 per household per month \$23 per month per adult over 69 years old who is part of a beneficiary family 	<ul style="list-style-type: none"> Compliance by all household members with the required number of preventive medical checkups Attendance of family member older than 15 years at health and nutrition lectures
Bono de Desarrollo Humano (Ecuador)	Households with children aged 0–16 in the poorest 2 quintiles, and poor households with elderly and/or disabled members	<ul style="list-style-type: none"> 1,060,416 households (January 2006) (approximately 5 million people) 40% of population 	<ul style="list-style-type: none"> \$15 per month per family Senior and disabled heads of household: \$11.50 per month 	Children aged 0–5: bimonthly visits to health posts for growth and development checkups and immunizations

<u>CCT Program</u>	<u>Target Population</u>	<u>Coverage</u>	<u>Benefits</u>	<u>Health Conditions</u>
Familias en Acción (Colombia)	extremely poor families with minors aged 0–6 not participating in other programs (health subsidy), and/or minors aged 7–17 enrolled in school (education subsidy)	1.7 million households by end of 2007	<ul style="list-style-type: none"> • Education subsidy: in elementary school, Col\$15,000 per month (approximately \$8) for each minor attending grades 2–5; b in high school, Col\$25,000–60,000 per month (approximately \$14–33) per minor attending grades 6–11 c • Health subsidy: Col\$50,000 per month (approximately \$3,028) per family with members aged less than 7 years 	Meet the growth control and development checkups scheduled every 2 months for children aged 0–1, 3 times a year for children up to 2 years, and 2 times a year thereafter up to 7 years
Program of Advancement through Health and Education (Jamaica)	<ul style="list-style-type: none"> • Children aged 0–19 (or until they graduate from secondary school) • Poor people aged 60 and older • Pregnant or lactating women up to 6 months after delivery • People with disabilities • Poor adults 	300,000 people or 12% of total population (September 2008); of that total, 70% are children, 11% are disabled, and 19% are elderly or are pregnant and/or lactating mothers	<ul style="list-style-type: none"> • J\$650 per month per beneficiary (established limit of 20 beneficiaries in any one family). a Beginning december 2008, a new differentiated scheme of benefits is in place: boys receive 10% higher benefits than girls at all grades; lower-secondary students receive 50% higher than base benefit; upper-secondary students receive 75% higher than base benefit; all other categories receive the base benefit of \$650. 	<ul style="list-style-type: none"> • 4 health center visits per year for children aged 0–11 months (in keeping with the immunization schedule stipulated by the Ministry of Health) • 2 health center visits per year, at 6-month intervals, for children aged 12–59 months • Health center visits every 2 months for pregnant women, and at 6 weeks and 2 months postpartum for lactating women • 2 health center visits per year, at 6-month intervals, for people with disabilities, elderly people, and other adult beneficiaries
REGIONAL OR NARROW TARGET				
Chile Solidario	268,000 households (the estimated number of indigent households in the country)	256	<ul style="list-style-type: none"> • Decreasing monthly benefits for the first 24 months: \$21 per month for the first 6 months, \$16 per month for the second 6 months of the program, \$11 per month for the third 6 months, and finally \$8 for the last 6 months, an amount equivalent to the family allowance (SUF) adjusted yearly for inflation; these amounts are for 2006 • After 24 months, “exit grant” equivalent to a monthly SUF for 3 ys. 	Signature and compliance with a contract committing to participate in the activities identified, together with personalized assistance in 7 areas (health, education, employment, housing, income, family life, and legal documentation)

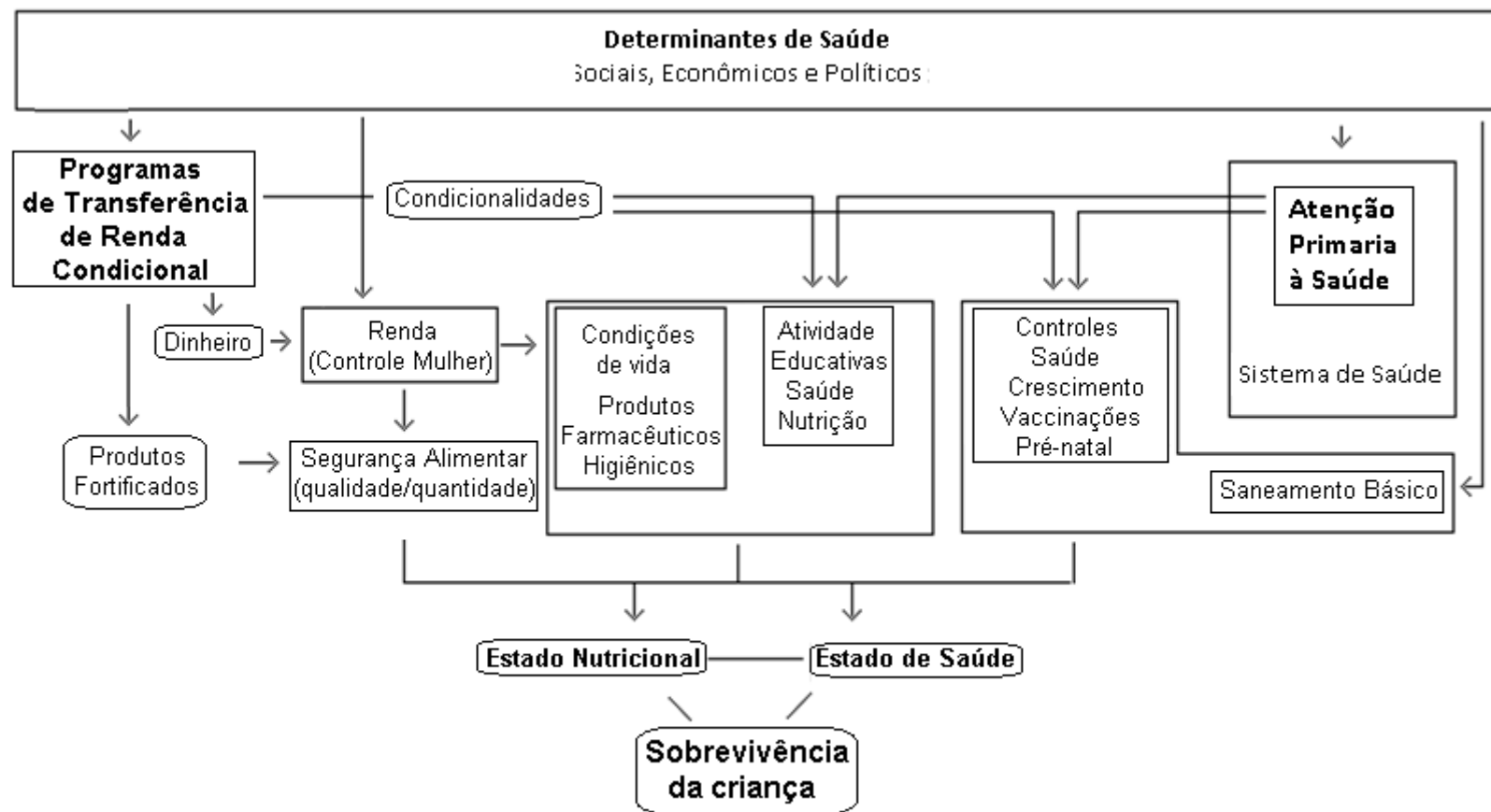
<u>CCT Program</u>	<u>Target Population</u>	<u>Coverage</u>	<u>Benefits</u>	<u>Health Conditions</u>
Social Risk Mitigation Project (Turkey)	poor families with children aged 0–6 or in primary or secondary school, and pregnant mothers (poorest 6% of the population)	855,906 households; that is, about 2.5 million beneficiaries or 2.8% of population (end 2006)	<ul style="list-style-type: none"> • Education grant per month: primary—\$13 per boy, \$16 per girl; secondary—\$23 per boy, \$30 per girl • Health grant: \$12.50 a month per child aged 0–6, over 12 months • Pregnancy grant: \$13 per month during pregnancy and a 2-month lactating period • Delivery at a health clinic: one-time payment of \$41 	Health grant and pregnancy grant: visit the clinic regularly, according to the table given by the Ministry of Health
Programa de Asignación Familiar (Honduras)	poor households with children aged 6–12 who have not completed grade 4 of primary school (education), and poor households with pregnant women and/or children less than 3 years old (health)	<ul style="list-style-type: none"> • 240,000 households, 17 departments, 133 municipalities, 1,115 towns • 15% of population 	<ul style="list-style-type: none"> • in all 17 departments, food security (nutrition) benefit is \$113 per household per year • in 4 departments (where idB supports the pRAF), additional education and health benefits are • Education benefit: \$60 per household • Health benefit: \$40 per household • Delivery incentive: \$60 per pregnant woman 	Compliance with required frequency of health center visits; a compliance enforced only in the 4 departments where pRAF is supported by the idB; in the remaining 13 departments, households are encouraged only to send children to school/take them for health visit
Cash Transfer for Orphans and Vulnerable Children (Kenya)	poor households fostering OVC aged 0–17	12,500 OVC in 37 districts (the program aims to target 100,000 households at full scale, reaching an estimated 300,000 OVC)	<ul style="list-style-type: none"> • K Sh 1,000 (\$13.70) for 1–2 OVC, K Sh 2,000 (\$20.50) for 3–4 OVC, and K Sh 3,000 (\$27.40) for 5 or more OVC aged 0–17 	<ul style="list-style-type: none"> • Health facility visits for immunizations for children aged 0–1 six times per year • Health facility visits for growth monitoring and vitamin A supplement for children aged 1–5 twice a year
Orphans and Vulnerable Children (Burkina Faso)	poor households of OVC with HiV/AidS in villages of the nahouri region; the program in the Sanmatenga province has not yet been launched	3,250 households	<ul style="list-style-type: none"> • Children aged 0–6: CFAF 1,000/quarter or CFAF 4,000/year • Children aged 7–10: CFAF 2,000/quarter or CFAF 8,000/year • Children aged 11–15: CFAF 4,000/quarter or CFAF 16,000/year • In villages with CCTs, payments are made as described below under “conditions.” in villages with UCTs, payments are made without conditions. 	Children aged 0–6 regularly attend a health center; this is confirmed by a health care provider

<u>CCT Program</u>	<u>Target Population</u>	<u>Coverage</u>	<u>Benefits</u>	<u>Health Conditions</u>
Care of the Poor (Nigeria)	<ul style="list-style-type: none"> Female-headed households Aged parent-headed households Physically challenged people-headed households (for example, leprosy patients) Transient-poor-headed households (for example, seasonal farmers) VVF (Vesico vaginal fistula) patients, HIV-affected households 	<p>3,000 households each in 12 pilot states by end of 2009</p> <p>• In 2007: 348 subdistricts in 49 districts, 7 provinces; includes 387,928 poorest households (target in 2007 is 500,000 poorest households)</p>	<p>Cash transfer (the Basic income Guarantee) based on number of children per household: 1 child, =n1,500; 2–3 children, =n3,000; 4 or more children, =n5,000. A compulsory saving of =n7,000 monthly in favor of the participants to be disbursed as a lump sum after a year for the establishment of viable microenterprises after undergoing training.</p>	<p>pregnant women within benefiting households must attend and show evidence of antenatal care.</p>
Program Keluarga Harapan (Indonesia)	poorest households	<p>• In 2008: figure in 2007 above plus new locations (292 subdistrict, 22 districts, 6 provinces); includes new members numbering approximately 245,371 poorest households</p>	<p>Minimum Rp 600,000; maximum Rp 2,200,000</p>	<ul style="list-style-type: none"> Children aged 0–6 visit health clinics to use health services as outlined in the department of Health protocols. Pregnant (and lactating) women attend health clinics to receive antenatal (and postnatal) examinations, according to the department of Health protocols

<u>CCT Program</u>	<u>Target Population</u>	<u>Coverage</u>	<u>Benefits</u>	<u>Health Conditions</u>
Pantawid Pamilyang Pilipino Program (Philippines)	<ul style="list-style-type: none"> For health grant: Poor households with children less than 5 years old and/or pregnant women For education grant: Poor households with children aged 6–14 Total beneficiaries: 380,000 households 	poor households in 140 of the poorest municipalities and 10 cities	<ul style="list-style-type: none"> Health transfer currently set at =p500 (\$11)a per household per month (for a period of 12 months per year), regardless of the number of children Education transfer is =p300 (US\$7)a per month (for a period of 10 months per year), up to a maximum of 3 children 	Children and pregnant women attend health centers and posts to get regular preventive health checkups and immunizations, according to the department of Health's protocol
Programa Familias (Argentina)	Jefas de Hogar desocupadosa program, who have at least 2 children to take care of and who have not completed secondary school	504,784 families (August 2007)	Arg\$155–305 a month per child aged 5–19, depending on the number of children (minimum 2, maximum 6)	<ul style="list-style-type: none"> Compliance with the National Immunization Plan for children under 19 years Bimonthly checkups for pregnant women
Juancito Pinto (Bolivia)	public sch. child up to gr. 6	1.2 million children	Bs 200 (\$25) per child per year	not available
Subsidio Unitario Familiar (Chile)	poor households (in the bottom 40% of the income distribution) with pregnant women, school-age children, or disabled memb.	1.2 million individualsa	Ch\$5,393 (\$10) per month (2007)b	Regular medical controls for children less than 6 years
Solidaridad (Dominican Republic)	Families living in extreme or moderate poverty with children aged 0–16 or adults 16+ lacking identification	<ul style="list-style-type: none"> 461,446 families (December 2008) 10% of total population (2006) 	<ul style="list-style-type: none"> Education (ILAE): RD\$300 (\$9) for 1 or 2 children, RD\$450 (\$14) for 3 children, and Rd\$600 (\$19) for 4 or more children aged 6–16 per month Food income component (Comer es Primero): RD\$700 (\$20) per month Identification component: covers the fees to obtain the birth certificate and/or identification card for children and adults in Solidaridad families Education: \$15 per month per household with children aged 6–15 Health: \$15 per month per household with children aged 0–5 and/or pregnant women Health and education: \$20 per month per household for households that qualify for both health and education benefits 	Regular visits to health center for examinations, growth and development monitoring, and immunizations, for children aged 0–12 months (every 2 months) and children aged 1–5 years (every 4 months)
Red Solidaria (El Salvador)	Families living in extreme poverty with children aged 0–15 in rural el Salvador	77 municipalities in 2008		Compliance with immunization and regular health and nutrition monitoring a

<u>CCT Program</u>	<u>Target Population</u>	<u>Coverage</u>	<u>Benefits</u>	<u>Health Conditions</u>
Mi Familia Progresá (Guatemala)	extremely poor families with minors aged 0–15, living in the 130 most vulnerable municipalities	Target is about 250,000 households by end 2009	<ul style="list-style-type: none"> • Education subsidy: in elementary school for children aged 6–15, Q 150 per month (approximately \$20) regardless of the number of eligible children • Health subsidy: Q 150,000 per month (approximately \$20) per family with members less than 16 years old \$35 per month per household; the amount was increased to \$50 in July 2008 as a response to food price inflation. The amount is flat per household, irrespective of the number or ages of children. 	Meet the growth control and regular checkups scheduled for pregnant women and children aged 0–16
Red de Oportunidades (Panama)	Families living under the extreme poverty line (about 16.6% of the population, 70,000 households)	nationwide	Flat benefit (G/ 60,000) + variable component (G/ 30,000 per child up to a maximum of 4). Benefit range: G/ 90,000–G/ 180,000 (equivalent to \$18–\$36)	<ul style="list-style-type: none"> • Immunizations for children aged 0–5 • Visits to basic health services providers
Tekoporã/PROPAIS II (Paraguay)	extremely poor families with children aged 0–14 and pregnant women, rural areas only	Tekoporã: 14,000; pROpAis ii: 5,800		Follow the vaccination calendar; child health checks, age groups 0–5 and 6–14
Juntos (Peru)	poor households with children less than 14 years old	453,823 (June 2008)	S/.100 (\$33) per month	Regular health visits for pregnant women and for children less than 5 years old

Figura 1. Modelo teórico dos efeitos dos programas de transferência condicionadas de renda e da atenção primária à saúde sobre a sobrevivência da criança.



ARTIGO 2:

Impacto da desigualdade de renda, da atenção primária à saúde e de intervenções sociais sobre a expectativa de vida em um país em desenvolvimento fortemente desigual: o caso do Brasil

RESUMO

Introdução Poucos estudos analisaram os efeitos da desigualdade de renda sobre a saúde em países em desenvolvimento, particularmente durante períodos de crescimento econômico, redução das disparidades sociais e implementação de políticas de saúde e de bem-estar social.

Objetivo Avaliar a associação entre desigualdade de renda e expectativa de vida no Brasil, incluindo o efeito de intervenções sociais e de saúde, no período de 2000 a 2009.

Métodos Foi criado um banco de dados em painel dos 27 estados brasileiros no período de 2000 até 2009. As associações foram estimadas por meio de regressão linear multivariada por dados em painel com efeitos fixos e erro padrão robusto por heterocedasticidade e autocorrelação. Os modelos utilizaram a expectativa de vida como variável dependente e o índice de Gini, ou uma razão de renda, como variáveis independentes principais. Determinantes demográficos, socioeconômicos e de saúde representaram as covariáveis do modelo.

Resultados Todas as medidas de desigualdade de renda foram negativamente associadas com a expectativa de vida ($p < 0,05$), mesmo após o ajuste do modelo para todas as covariáveis. O Programa de Saúde da Família, o principal programa de atenção primária do país, foi positivamente associado com a expectativa de vida ($p < 0,05$) e o programa de transferência de renda condicionada Bolsa Família foi negativamente associado com a taxa de pobreza e com a desigualdade de renda ($p < 0,05$).

Conclusões Nos últimos anos, políticas sociais e de saúde eficazes permitiram ao Brasil reduzir a pobreza absoluta e a desigualdade de renda, contribuindo na diminuição das taxas de mortalidade na população. Reduzir a desigualdade de renda pode representar um passo importante para melhorar a saúde e aumentar a expectativa de vida da população, particularmente em países em desenvolvimento com grandes desigualdades.

ABSTRACT

Background Few studies have analysed the effects of income inequality on health in developing countries, particularly during economic growth, reduction of social disparities and reinforcement of the welfare and healthcare system.

Objective We evaluated the association between income inequality and life expectancy in Brazil, including the effect of social and health interventions, in the period 2000–2009.

Methods A panel dataset was created for the 27 Brazilian states over the referred time period. Multivariable linear regressions were performed using fixed-effects estimation with heteroscedasticity and serial correlation robust SEs. Models were fitted for life expectancy as a dependent variable, using the Gini index or a percentile income dispersion ratio as the main independent variable, and for demographic, socioeconomic and healthcare-related determinants as covariates.

Results The Gini index, as the other measure of income inequality, was negatively associated with life expectancy ($p < 0.05$), even after adjustment for all the socioeconomic and health-related covariates. The Family Health Program, the main primary healthcare (PHC) programme of the country, was positively associated with life expectancy ($p < 0.05$), and the conditional cash transfer programme Bolsa Familia was negatively associated with poverty rate and income inequality ($p < 0.05$).

Conclusions In recent years, effective social policies have enabled Brazil to partially reduce absolute poverty and income inequality, contributing—together with PHC—to decreasing death rates in the population. Reducing income inequality may represent an important step towards improving health and increasing life expectancy, particularly in developing countries where inequalities are high.

INTRODUÇÃO

A relação entre desigualdade de renda e morbimortalidade da população tem sido extensivamente estudada nos últimos anos. No entanto, resultados contraditórios têm sido relatados e diferentes hipóteses foram levantadas na tentativa de explicar as associações encontradas. [1,2]

Segundo alguns autores, a distribuição de renda nos países mais ricos do mundo atua como *proxy* de estratificação social, que é um dos mais importantes determinantes da saúde. [1] Nestes países, vários estudos mostraram que a desigualdade de renda, além da renda absoluta, tem um efeito na redução da expectativa de vida (EV), explicando esta associação por meio dos efeitos psicossociais da comparação social. [3] No entanto, outros estudos - realizados com o uso de modelos estatísticos multinível - atribuem essa relação ao "efeito de concavidade": é a relação côncava entre renda e saúde a nível individual a produzir uma associação estatisticamente significativa entre desigualdade de renda e expectativa de vida a nível ecológico. [4,5,6] Até agora, poucos estudos foram efetuados em países em desenvolvimento na convicção de que nestes países a renda individual determine fortemente os padrões de vida de uma pessoa, exercendo uma influência direta maior sobre a saúde que outros fatores psicossociais. [1,7] Contudo, em sociedades caracterizadas por grandes desigualdades socioeconômicas, tanto em países em desenvolvimento quanto em países desenvolvidos, a desigualdade de renda é negativamente correlacionada com desfechos de saúde, e alguns autores propuseram uma explicação que utiliza tanto a percepção social quanto os padrões de vida. [8] Foi sugerido que o efeito da desigualdade de renda sobre a saúde só é detectável quando a desigualdade supera um valor estabelecido. [9]

No Brasil, que é considerado ainda um país em desenvolvimento, a desigualdade de renda está localizada entre as maiores do mundo, ficando na 11^a posição no índice de Gini. [10] No entanto, ao longo dos últimos dez anos, um sólido crescimento econômico e políticas sociais eficazes - como a transferência condicionada de renda do programa Bolsa Família (PBF) [11] e os benefícios de

prestação continuada (BPC), além do aumento do salário mínimo - levaram a uma melhoria das condições socioeconômicas da população e a uma redução das desigualdades sociais (como mostrado pela importante redução no índice de Gini). [12,13] Por outro lado, o programa de Saúde da Família (PSF), o principal programa de atenção primária de saúde do país, tem incrementado significativamente sua cobertura no mesmo período, contribuindo para a redução da mortalidade infantil. [14,15]

Alguns estudos, restritos principalmente a nível local, têm tentado avaliar o efeito da desigualdade de renda sobre a saúde da população brasileira, [16,17,18] mas nenhum tem utilizado medidas de desigualdade de renda diferentes ou analisado o efeito da diminuição da desigualdade que ocorreu nos últimos anos, incluindo programas sociais e de saúde implementadas no mesmo período.

O objetivo do presente estudo foi investigar o efeito da desigualdade de renda, juntamente com as intervenções sociais e de saúde, sobre a expectativa de vida no Brasil no período entre 2000 e 2009.

MÉTODOS

Este estudo tem um desenho ecológico misto no qual os estados brasileiros são a unidade de análise. Um banco de dados em painel foi criado, utilizando os 27 Estados brasileiros com observações anuais a partir de 2000 a 2009.

Os dados foram obtidos a partir de diferentes sistemas de informação. A expectativa de vida foi obtida a partir de fontes do Ministério da Saúde. [19] Três medidas comumente utilizadas na literatura para descrever a desigualdade de renda foram selecionadas como principais variáveis independentes e obtidas nos bancos de dados do Instituto Brasileiro de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA): [20, 21] o índice de Gini e a razão entre a renda de diferentes percentuais da população. O índice de Gini é definido como a relação entre as áreas no diagrama da curva de Lorenz, podendo variar de 0, ou seja igualdade completa, até 100, ou seja completa desigualdade. As outras duas medidas de desigualdade disponíveis no banco de

dados foram: a razão entre a renda média dos 10% mais ricos e dos 40% mais pobres (razão 10/40) e a razão entre a renda média dos 20% mais ricos e os 20% mais pobres (razão 20/20).

Pelo ajuste do modelo, foram selecionadas covariáveis que, além de serem reconhecidas na literatura como determinantes da expectativa de vida, [22,23] estavam disponíveis nas bases de dados: [19,21] renda per capita mensal, percentual de pessoas em situação de pobreza (segundo classificação IPEA), taxa de analfabetismo em maiores de 15 anos, taxa de fecundidade total, taxa de urbanização, percentual de pessoas que vivem em domicílios com sistema de abastecimento de água, percentual de pessoas que vivem em domicílios com saneamento básico, percentagem de pessoas que vivem em domicílios com material durável, cobertura municipal do Programa Saúde da Família, número de leitos hospitalares por 1.000 habitantes, número de instrumentos de diagnóstico por imagem por 100.000 habitantes (máquina de raio-x, tomografia e ressonância magnética) e despesas totais em saúde, como porcentagem do PIB. Os valores de algumas das covariáveis para o ano de 2008 e 2009 foram obtidos por extrapolação linear.

Análises estatísticas

Para a análise estatística dos dados, foram utilizadas regressões lineares múltiplas para dados de painel com efeitos fixos. Além do termo de erro, modelos por dados em painel incluem um segundo termo para controlar as características não observadas invariáveis no tempo, neste caso, características geográficas, históricas e socioculturais de cada Estado. A escolha dos efeitos fixos em lugar dos modelos de efeitos aleatórios foi baseada no teste de Hausman. Além disso, os modelos de efeitos fixos permitem correlações entre o termo invariável no tempo e as variáveis independentes do modelo, tornando-se, em geral, mais robustos para a análise do impacto de intervenções. [24]

Foi realizado um diagnóstico de regressão, testando também potencial heterocedasticidade e autocorrelação. Os modelos finais foram estimados com o método dos mínimos quadrados ordinários (OLS) e estimadores de erros padrão robustos à heterocedasticidade e autocorrelação (HAC).

Como testes de sensibilidade, os modelos foram rodados com especificações diferentes, incluindo estimadores por mínimos quadrados generalizados (FGLS) na presença de autocorrelação AR(1) e heterocedasticidade, além de estimadores OLS com erro padrão de Newey-West. Nenhuma dessas especificações alternativas afetou as principais conclusões dos modelos finais, sugerindo que os resultados são robustos.

Análises bivariadas foram realizadas utilizando a cobertura do programa de transferência de renda Bolsa Família como variável independente e a renda per capita, a desigualdade de renda e a taxa de pobreza per capita como variáveis dependentes.

Foi utilizado o programa estatístico Stata versão 10.1 para o processamento e análise dos dados.

RESULTADOS

Existe uma grande heterogeneidade entre os valores das variáveis de estudo nos diferentes estados. Em 2000, a renda per capita mensal variou de 254 Reais no Maranhão até 1.060 Reais no Distrito Federal, enquanto a expectativa de vida variou entre os 63,8 anos em Alagoas e os 73,6 anos no Distrito Federal.

A Tabela 1 mostra os valores médios e as mudanças percentuais das variáveis dependentes e independentes: todos os indicadores de desigualdade de renda diminuíram, enquanto a expectativa de vida aumentou. A cobertura do Programa Saúde da Família e do programa Bolsa Família cresceram vigorosamente. Mudanças em todas as demais variáveis indicaram uma melhoria das condições socioeconômicas e sanitárias da população.

Os modelos de regressão linear com efeitos fixos (Tabela 2) mostram uma associação negativa entre o índice de Gini e a expectativa de vida nos modelos brutos e ajustados. Esta associação se manteve estatisticamente significativa, mesmo após o controle para a renda per capita (modelo 1), as variáveis

demográficas e socioeconômicas (modelo 2) e as variáveis relacionadas à assistência à saúde (modelo 3). A maioria dos covariáveis teve a direção de associação esperada com a EV, mas alguns delas não mantiveram a significância estatística no modelo final, presumivelmente devido ao número limitado de observações.

A Tabela 3 mostra o coeficiente de regressão linear entre a expectativa de vida e as razões de renda 10/40 e 20/20. Ambos mostram um efeito negativo e estatisticamente significativo, mesmo após o controle para as variáveis de confundimento.

Nos modelos de regressão linear de efeitos fixos para a associação bivariada entre programa Bolsa Família e variáveis socioeconômicas selecionadas, a cobertura do PBF foi positivamente associada com a renda per capita [coeficiente de regressão linear (b): 2,36, intervalo de confiança 95% (IC 95%): 1,97-2,74] e negativamente associado com o Índice de Gini (b: -0,03, IC 95%: -0,05 a -0,02) e com o percentual da população em situação de pobreza (b: -0,22, IC 95%: -0,24 a -0,19).

DISCUSSÃO

Os resultados deste estudo mostram que a desigualdade de renda nos 27 estados brasileiros (medido por três diferentes indicadores: o índice de Gini, a razão entre a renda média dos 10% mais ricos da população dividida pelo rendimento médio dos 40% mais pobres, e a relação entre a renda dos 20% mais ricos dividida por o 20% mais pobres) está associada negativamente com a expectativa de vida em modelos ajustados. Entre as variáveis de controle, o Programa de Saúde da Família mostrou uma associação positiva e estatisticamente significativa com a expectativa de vida. O Programa Bolsa Família mostrou uma associação negativa e estatisticamente significativa com a desigualdade de renda e a porcentagem de pessoas que vivem na pobreza.

A associação negativa entre a expectativa de vida e o índice de Gini no Brasil confirmaram os resultados de um estudo transversal já publicado [16], mas,

diferentemente desse estudo, os nossos resultados indicam uma associação negativa estatisticamente significativa, mesmo depois de controlar para a taxa de analfabetismo e as outras covariáveis, incluindo variáveis relacionadas à assistência à saúde, presumivelmente por causa do uso de dados em painel em lugar de simples dados de corte transversal.

Considerando a relação curvilínea entre renda e mortalidade, e presumindo que o 10% e o 20% mais rico da população têm condições de saúde razoavelmente semelhantes, [25] o maior efeito da razão de renda entre o 10% mais rico e o 40% mais pobre em comparação com a razão 20/20 pode sugerir que, no 40% mais pobre da população, e não apenas no 20% mais pobre, a renda exerce ainda um forte efeito sobre a saúde. [20]

O maior decréscimo nas duas medidas de desigualdade de renda, em comparação com o índice de Gini, juntamente com dados sobre a redução da pobreza absoluta observados em outros estudos [21], são a prova de que, no Brasil, uma melhora vem ocorrendo na distribuição de renda por meio de uma diminuição no número de indivíduos pobres em lugar de uma redistribuição mais generalizada da renda. [12]

Em nossos modelos ajustados, a porcentagem de indivíduos que vivem na pobreza não teve a associação e a significância estatística esperada por causa da sua alta correlação (Pearson $R^2 < -0,8$) e multicolinearidade (Fator de Inflação da Variância > 10) com a renda per capita. Quando a renda per capita foi removida do modelo ajustado, o coeficiente desta variável tornou-se negativo e estatisticamente significativo. Considerando que a presença desta variável não afetou a força, a direção ou a significância de outras variáveis independentes, esta foi mantida nos modelos finais por razões teóricas.

Diferentes hipóteses podem explicar o efeito da distribuição de renda sobre os desfechos de saúde no Brasil. Considerando-se que um grande número de pessoas ainda vive em extrema pobreza, seja na zona rural como nas áreas urbanas, e considerando valor elevado do índice de Gini e das razões de renda, uma parte da relação entre as medidas de desigualdade de renda e a expectativa de vida pode ser explicado pelo efeito de concavidade, também conhecido como hipótese do artefato estatístico. [4,6,26] De acordo com esta hipótese, a associação ecológica entre

desigualdade de renda e saúde seria um artefato estatístico devido à relação não linear entre o rendimento individual e a mortalidade. A renda, como *proxy* das condições materiais de vida de um indivíduo, representaria um dos principais determinantes da saúde, mesmo em países ricos.

Considerando a ampla estratificação das classes sociais na população brasileira, uma parte importante do efeito marginal poderia também ser explicado pela hipótese contextual. [1,27] Nos países de renda per capita médio-alta, o principal determinante da saúde já não seria a renda absoluta, mas a renda relativa. Agindo como *proxy* da estratificação social, a desigualdade de renda seria socialmente corrosiva, causando mais violência, taxas de homicídio maiores, menor capital social e aumento do estresse crônico. Tem que se considerar que os homicídios e a morbimortalidade relacionada à violência ainda representam um enorme problema de saúde pública no Brasil, mesmo que haja nos últimos anos alguns sinais de declínio. [28] Vários estudos têm demonstrado que sociedades mais igualitárias têm normalmente uma expectativa de vida mais elevada, uma menor mortalidade infantil, taxas de homicídio e taxas de incidência de doenças cardíacas e respiratórias menores. [29] Alguns autores mostraram que, nos países em que a desigualdade é extremamente alta, mesmo usando uma modelagem multinível, o efeito de concavidade poderia explicar apenas até a metade da associação entre desigualdade e saúde, indicando que fatores contextuais seriam responsáveis do efeito restante. [8] Uma recente meta-análise de todos os estudos realizados em vários níveis sobre a associação entre a distribuição de renda e a saúde confirmou o efeito negativo da desigualdade de renda, mesmo após o controle por o efeito de artefato estatístico, sugerindo que o impacto dos fatores contextuais sobre a população poderia ser relevante. [9] Estes efeitos foram evidentes apenas em países com um índice de Gini superior a 30, como é o caso do Brasil.

O Brasil é considerado uma das maiores economias emergentes do mundo, no entanto, continua sendo um país no qual a desigualdade de renda é extremamente elevada e o Índice de Desenvolvimento Humano é relativamente baixo quando comparado com países com semelhante Produto Interno Bruto per capita. [10] Nos últimos anos, ocorreu no país uma redução na desigualdade de renda e da pobreza absoluta. [21] O Programa Bolsa Família, lançado em 2003 e considerado o maior

programa de transferência condicional de renda no mundo, conseguiu mostrar uma elevada focalização nas classes mais pobres da população nestes últimos anos. [11] Os achados sobre o efeito do PBF nas variáveis socioeconômicas, similar aos obtidos em um outro estudo com metodologia diferente [13], sugerem que este programa pode ser um dos fatores responsáveis para a melhoria das condições socioeconômicas e para a redução das desigualdades de renda na população brasileira.

O Programa Saúde da Família foi adotado a nível nacional em 1994 e representou uma estratégia para focar o modelo de atenção primária e aumentar a cobertura do Sistema Nacional de Saúde, especialmente para áreas carentes (como comunidades rurais e favelas urbanas). [30] Nos últimos anos, o PSF tem experimentado uma expansão dramática, estando presente até o final de 2011 em 94% dos municípios brasileiros e cobrindo o 54% da população do país. [31] O efeito do PSF sobre a expectativa de vida nunca foi mostrado na literatura, mas é plausível, considerando que estudos anteriores demonstraram o seu forte impacto na mortalidade infantil e na redução das internações sensíveis à atenção ambulatorial. [14,15,32] Tem que ser considerado que os programas de atenção primária à saúde como o PSF são considerados uma estratégia eficaz para a redução da carga de doenças crônicas em adultos, mesmo em países em desenvolvimento. [33] Alguns autores argumentam que, os cuidados de saúde primários, além de exercer um efeito significativo sobre a mortalidade, podem atenuar parcialmente os efeitos adversos da desigualdade de renda. [34]

A desigualdade de renda poderia exercer a sua influência sobre o risco de mortalidade com um período de defasagem, dependendo do país, período histórico e nível de desigualdade de renda [35]. No nosso estudo, não investigamos os efeitos defasados da desigualdade de renda devido ao período relativamente curto de tempo considerado, derivado da necessidade de informações de mortalidade de melhor qualidade. [36] Ademais, a década anterior foi caracterizada por uma diferente tendência de desigualdade de renda e para um contexto socioeconômico diferente. [12,21] Tem que ser considerado que, tal como discutido acima, a desigualdade de renda não só exerce seus efeitos favorecendo o desenvolvimento de doenças crônicas, mas também reduz em um curto período de tempo a

mortalidade infantil e as taxas de homicídio. [29] Além disso, há um crescente corpo de evidências de que as mudanças socioeconômicas, bem como as intervenções sociais e de saúde eficazes, podem reduzir as taxas de mortalidade na população - mesmo por doenças crônicas - num curto período de tempo, e não exigem necessariamente décadas para mostrar um impacto [37]

A principal força do presente estudo reside no uso da análise de dados em painel, em vez de dados transversais clássicos, para demonstrar a associação entre desigualdade de renda e saúde. Dados em painel fornecem evidências mais fortes para inferência causal em relação a dados puramente transversais. [24]

A principal desvantagem do uso do índice de Gini é que este não captura onde ocorreu a desigualdade na população, e duas distribuições de renda muito diferentes podem resultar no mesmo índice de Gini (um elevado índice de Gini pode ser a consequência da presença de um pequeno grupo de indivíduos extremamente ricos ou pequeno grupo de indivíduos extremamente pobres). [20] Utilizando como alternativa ao índice de Gini, através da razão de renda obtemos resultados comparáveis, demonstrando a robustez dos nossos achados. A razão de renda é uma medida facilmente interpretável e permite a compreensão de qual seção do espectro de renda pode ser mais importante para a saúde, no entanto, ela não mede a desigualdade na sociedade como um todo.

Uma das principais limitações deste estudo é a possibilidade de falácia ecológica: é impossível determinar exatamente a exposição das pessoas que experimentaram o desfecho, já que a única informação disponível se dá a nível agregado. No entanto, considerando que a desigualdade de renda é uma medida intrinsecamente agregada, e que seu efeito não se limita aos pobres, mas se estende até as classes mais ricas, é razoável supor que se trata de uma exposição que é compartilhada entre cada membro da sociedade. [29]

Compreender a importância e os efeitos da redução das desigualdades socioeconômicas e, em particular da desigualdade de renda em países em desenvolvimento, é um importante objetivo político. A desigualdade é prejudicial não só do ponto de vista social ou econômico, mas também para as condições de saúde de uma população. Nos últimos anos, o Brasil, um dos países com a pior distribuição

de renda do mundo, conseguiu reduzir suas desigualdades socioeconômicas e melhorar a saúde da sua população por meio de políticas sociais e de saúde eficazes, mostrando um possível caminho a seguir para outros países em desenvolvimento.

REFERENCIAS

- 1 Wilkinson RG, Pickett KE. Income inequality and population health: a review and explanation of the evidence. *Soc Sci Med.* 2006;62:1768-84.
- 2 Lynch J, Smith GD, Harper S, et al. Is income inequality a determinant of population health? Part 1. A systematic review. *Milbank Q;* 2004;82:5-99.
- 3 Marmot M, Wilkinson RG. Psychosocial and material pathways in the relation between income and health: a response to Lynch et al. *BMJ.* 2001;322:1233-6.
- 4 Jen MH, Jones K, Johnston R. Global variations in health: evaluating Wilkinson's income inequality hypothesis using the World Values Survey. *Soc Sci Med.* 2009;68:643-53.
- 5 Macinko JA, Shi L, Starfield B, Wulu JT. Income inequality and health: a critical review of the literature. *Jr Med Care Res Rev.* 2003;60:407-52.
- 6 Subramanian SV, Kawachi I. Income Inequality and Health: What Have We Learned So Far? *Epidemiol Rev.* 2004;26:78-91.
- 7 Backlund E, Sorlie PD, Johnson NJ. The shape of the relationship between income and mortality in the United States. Evidence from the National Longitudinal Mortality Study. *Ann Epidemiol.* 1996;6:12-20.
- 8 Babones SJ. Income inequality and population health: correlation and causality. *Soc Sci Med.* 2008;66:1614-26.
- 9 Kondo N, Sembajwe G, Kawachi I, et al. Income inequality, mortality, and self rated health: meta-analysis of multilevel studies. *BMJ.* 2009;339:b4471.
- 10 United Nation Development Program. Human Development Report 2008. Available at: <http://hdr.undp.org/en/> Accessed July 13, 2009.
- 11 Lindert K, Linder A, Hobbs J, et al. The Nuts and Bolts of Brazil's Bolsa Família Program: Implementing Conditional Cash Transfers in a Decentralized Context. Discussion Paper n.0709. Brasília: WB; 2007. Available at: <http://siteresources.worldbank.org/INTLACREGTOPLABSOCPRO/Resources/BRBolsaFamiliaDiscussionPaper.pdf> Accessed May 11, 2010.
- 12 Barros RP, Carvalho M, Franco S, et al. A queda recente da desigualdade de renda no Brasil. [The recent decrease of income inequality in Brazil]. Rio de Janeiro, Brazil: IPEA; 2007. Available at:

desafios2.ipea.gov.br/sites/000/2/publicacoes/tds/td_1258.pdf Accessed June 21, 2009.

13 Soares FV, Sousa MM, Osório RG. Cash Transfer Programs in Brazil: Impacts on Inequality and Poverty. Working Paper n. 21. Brasília, Brazil: UNDP; 2006. Available at: <http://www.ipc-undp.org/pub/IPCWorkingPaper21.pdf>. Accessed July 29, 2009.

14 Rasella D, Aquino R, Barreto ML. Reducing childhood mortality from diarrhea and lower respiratory tract infections in Brazil. *Pediatrics*. 2010;126:e534-40.

15 Aquino R, de Oliveira NF, Barreto ML. Impact of the family health program on infant mortality in Brazilian municipalities. *Am J Public Health*. 2009;99:87-93.

16 Messias E. Income inequality, illiteracy rate, and life expectancy in Brazil. *Am J Public Health*. 2003;93:1294-6.

17 Szwarcwald CL, Bastos FI, Viacava F, et al. Income inequality and homicide rates in Rio de Janeiro, Brazil. *Am J Public Health*. 1999;89:845-50.

18 Szwarcwald CL, Andrade CL, Bastos FI. Income inequality, residential poverty clustering and infant mortality: a study in Rio de Janeiro, Brazil. *Soc Sci Med*. 2002;55:2083-92.

19 Ministerio da Saude. DATASUS. IDB 2010. Available at: <http://www2.datasus.gov.br/DATASUS/index.php?area=0201> Accessed August 5, 2012.

20 De Maio FG. Income inequality measures. *J Epidemiol Community Health*. 2007;61:849-52.

21 Institute of Applied Economic Research (IPEA). Ipeadata. Available at: <http://www.ipeadata.gov.br> Accessed August 10, 2012.

22 Lin RT, Chen YM, Chien LC, Chan CC. Political and social determinants of life expectancy in less developed countries: a longitudinal study. *BMC Public Health*. 2012;12:85-92.

23. Mahfuz K. Determinants of life expectancy in developing countries. *J Dev Areas*. 2008;41:185-204

24 Wooldridge JM. *Introductory Econometrics, a modern approach*. 3rd edition. Cincinnati, US: South-Western College Pub; 2005.

25 Jen MH, Jones K, Johnston R. Compositional and contextual approaches to the study of health behaviour and outcomes: using multi-level modelling to evaluate Wilkinson's income inequality hypothesis. *Health Place*. 2009;15:198-203.

- 26 Gravelle, H. How much of the relation between population mortality and unequal distribution of income is a statistical artefact? *BMJ*.1998;316:382–385.
- 27 Wilkinson, R. National mortality rates: The impact of inequality? *Am J Public Health*. 1992;82:1082-84.
- 28 Reichenheim ME, de Souza ER, Moraes CL et al. Violence and injuries in Brazil: the effect, progress made, and challenges ahead. *Lancet*. 2011;377:1962-75.
- 29 Wilkinson RG, Pickett KE. Income inequality and socioeconomic gradients in mortality. *Am J Public Health*. 2008; 98:699-704.
- 30 Ministério da Saúde; Departamento de Atenção Básica. Programa de Saúde da Família [Family Health Program]. *Rev Saude Publica* 2000, 34:316-19.
- 31 Ministério da Saúde: Departamento de Atenção Básica e Saúde da Família. [<http://dab.saude.gov.br/>]. Accessed December 10, 2008
- 32 Macinko J, de Oliveira VB, Turci MA et al. The influence of primary care and hospital supply on ambulatory care-sensitive hospitalizations among adults in Brazil, 1999-2007. *Am J Public Health*. 2011;101:1963-70.
- 33 Beaglehole R, Epping-Jordan J, Patel V et al. Improving the prevention and management of chronic disease in low-income and middle-income countries: a priority for primary health care. *Lancet*. 2008;372:940-9.
- 34 Shi L, Starfield B. Primary care, income inequalities, and self-rated health in the United States: A mixed-level analysis. *Int J Health Serv*. 2000;30:541-55.
- 35 Zheng H. Do people die from income inequality of a decade ago? *Social Science & Medicine*. 2012; 75: 36-45.
- 36 Szwarcwald CL. Strategies for improving the monitoring of vital events in Brazil. *Int J Epidemiol*. 2008, 37:738-44.
- 37 Capewell S, O'Flaherty M. Rapid mortality falls after risk-factor changes in populations. *Lancet*. 2011;378:752-3.

TABELAS

Tabela 1: Valores da média e desvio padrão (SD) das variáveis selecionadas para os Estados Brasileiros (n.27).

Variável	Média (SD) 2000	Média (SD) 2009	% Diferença
População (em milhões)	6.29 (7.63)	7.09 (8.50)	12.72
Expectativa de Vida	69.54 (2.70)	72.39 (2.31)	4.11
Índice de Gini	57.45 (3.20)	53.48 (3.77)	-6.91
Razão de Renda entre os 10% mais ricos e os 40% mais pobres	20.34 (4.07)	16.12 (3.96)	-20,75
Razão de Renda entre os 20% mais ricos e os 20% mais pobres	22.38 (4.48)	17.49 (4.36)	-21,85
Renda per Capita (mensal)	491.9 (190.7)	643.4 (240.2)	30.80
Taxa de pobreza	37.93 (16.70)	25.52 (13.06)	-32.72
Percentual de indivíduos que vivem em domicílios com água encanada	78.59 (15.71)	88.39 (12.10)	12.47
Taxa de analfabetismo em maiores de 15 anos	15.46 (8.53)	11.52 (6.05)	-25.49
Percentual de indivíduos que vivem em domicílios com esgoto	51.96 (21.71)	67.61 (27.21)	30.12
Percentual de indivíduos que vivem em domicílios com materiais duráveis	92.93 (8.36)	96.22 (4.31)	3.54
Taxa de fecundidade	2.62 (0.50)	1.99 (0.49)	-24.04
Taxa de urbanização	76.76 (9.93)	82.17 (8.15)	7.05
Cobertura do Programa Saúde da Família	17.35 (13.21)	60.14 (21.15)	246.7
Numero de leitos hospitalares por 1.000 habitantes	2.71 (0.72)	2.35 (0.37)	-13.28
Numero de instrumentos diagnósticos por imagem cada 100.000 habitantes	8.92 (3.38)	10.31 (3.76)	15.58
Gasto Total em saúde % do GDP	4.21 (1.86)	4.76 (1.95)	13.06
Cobertura do Programa Bolsa Família*	56.53 (13.77)	113.58 (10.88)	100.9

* Cobertura da população-alvo pobre, a partir de 2004, ano de implementação do programa.

Tabela 2: Modelos de regressão a efeitos fixos para a associação ajustadas entre expectativa de vida e índice de Gini nos Estados brasileiros, 2000-2009.

Variável	Expectativa de Vida					
	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
	b	(IC 95%)	b	(IC 95%)	b	(IC 95%)
Índice de Gini	-0.197	(-0.261 to -0.134)	-0.079	(-0.128 to -0.031)	-0.045	(-0.084 to -0.007)
Renda per Capita (mensal)	0.007	(0.005 to 0.010)	0.004	(0.003 to 0.006)	0.003	(0.002 to 0.005)
Taxa de pobreza	-	-	0.015	(-0.018 to 0.048)	0.006	(-0.017 to 0.028)
Taxa de analfabetismo em maiores de 15 anos	-	-	-0.064	(-0.111 to -0.017)	-0.051	(-0.091 to -0.011)
Taxa de fecundidade	-	-	-1.053	(-1.556 to -0.549)	-0.940	(-1.297 to -0.584)
Taxa de urbanização	-	-	0.176	(0.081 to 0.272)	0.052	(-0.028 to 0.131)
Percentual de indivíduos que vivem em domicílios com água encanada	-	-	-0.045	(-2.132 to 2.043)	-0.185	(-1.651 to 1.282)
Percentual de indivíduos que vivem em domicílios com esgoto	-	-	0.399	(-0.320 to 1.119)	0.108	(-0.559 to 0.776)
Percentual de indivíduos que vivem em domicílios com materiais duráveis	-	-	-0.011	(-0.057 to 0.035)	-0.007	(-0.040 to 0.025)
Cobertura do Programa Saúde da Família	-	-	-	-	0.023	(0.016 to 0.030)
Numero de leitos hospitalares por 1.000 habitantes	-	-	-	-	-0.122	(-0.391 to 0.148)
Numero de instrumentos diagnósticos por imagem cada 100.000 habitantes	-	-	-	-	0.097	(-0.046 to 0.240)
Gasto total em saúde % do GDP	-	-	-	-	-0.069	(-0.222 to 0.085)
Num. Observações	270		270		270	
Num. Estados	27		27		27	
R ² (within)	0.677		0.872		0.907	
P for F test all $u_i=0$	<0.001		<0.001		<0.001	

Tabela 3: Modelos de regressão a efeitos fixos para a associação ajustada entre expectativa de vida e razão de renda 10/40 e 20/20 nos Estados brasileiros, 2000-2009.

Variável	Expectativa de Vida			
	Modelo 1		Modelo 2	
	b	(IC 95%)	b	(IC 95%)
Razão de Renda entre os 10% mais ricos e os 40% mais pobres	-0.048	(-0.084 to -0.012)	-	-
Razão de Renda entre os 20% mais ricos e os 20% mais pobres	-	-	-0.025	(-0.049 to -0.002)
Renda per Capita (mensal)	0.003	(0.002 to 0.005)	0.003	(0.002 to 0.005)
Taxa de pobreza	0.005	(-0.017 to 0.028)	-0.001	(-0.022 to 0.019)
Taxa de analfabetismo em maiores de 15 anos	-0.048	(-0.088 to -0.008)	-0.047	(-0.088 to -0.007)
Taxa de fecundidade	-0.931	(-1.296 to -0.566)	-0.965	(-1.332 to -0.598)
Taxa de urbanização	0.056	(-0.023 to 0.135)	0.068	(-0.013 to 0.149)
Percentual de indivíduos que vivem em domicílios com água encanada	-0.221	(-1.739 to 1.299)	-0.341	(-1.919 to 1.235)
Percentual de indivíduos que vivem em domicílios com esgoto	0.087	(-0.570 to 0.743)	0.058	(-0.621 to 0.737)
Percentual de indivíduos que vivem em domicílios com materiais duráveis	-0.008	(-0.039 to 0.023)	-0.013	(-0.046 to 0.020)
Cobertura do Programa Saúde da Família	0.022	(0.016 to 0.029)	0.023	(0.016 to 0.029)
Numero de leitos hospitalares por 1.000 habitantes	-0.130	(-0.398 to 0.137)	-0.116	(-0.388 to 0.157)
Numero de instrumentos diagnósticos por imagem cada 100.000 habitantes	0.099	(-0.044 to 0.243)	0.106	(-0.041 to 0.254)
Gasto total em saúde % do GDP	-0.060	(-0.201 to 0.081)	-0.076	(-0.223 to 0.071)
Num. Observações	270		270	
Num. Estados	27		27	
R ² (within)	0.908		0.906	
P for F test all $u_i=0$	<0.001		<0.001	

ARTIGO 3

Efeito de um programa de transferência condicional de renda sobre a mortalidade em crianças: uma análise nos municípios brasileiros

RESUMO

Introdução Nos últimos anos, o Brasil passou por grandes mudanças socioeconômicas e epidemiológicas, incluindo uma forte redução na mortalidade em crianças. O Programa Bolsa Família (PBF) é um programa de transferência condicional de renda implantado recentemente no país e que transfere dinheiro para as famílias pobres, se estas cumprirem condicionalidades relacionadas à saúde e à educação. O objetivo do presente estudo foi avaliar o impacto do PBF, juntamente com maior programa de atenção primária à saúde do país, a Estratégia de Saúde da Família (ESF), sobre as taxas de mortalidade em menores de cinco anos (TMM5) em geral, bem como devida às causas específicas associadas à pobreza, tais como desnutrição, diarreia e infecções das vias respiratórias inferiores (IVRI).

Métodos O estudo tem um desenho ecológico misto. Ele cobre o período de 2004 até 2009 e inclui 2.853 municípios com estatísticas vitais de qualidade adequada. Todas as causas de TMM5, TMM5 para causas selecionadas, as taxas de internação de menores de cinco e outros indicadores foram calculados por cada município para cada ano. A cobertura do PBF foi classificada como baixa, média, alta ou consolidadas. Análises de regressão multivariada por dados em painel foram conduzidas utilizando modelos de regressão negativa binomial com efeitos fixos e foram ajustados para covariáveis socioeconômicas consideradas relevantes.

Resultados A TMM5, geral e por causas relacionadas com a pobreza, diminuiu à medida que aumentou a cobertura do PBF. As razões de risco (RR) do impacto do PBF na TMM5 foram 0,94 (IC95%: 0,92-0,96), 0,88 (IC95% 0,85-0,91) e de 0,82 (IC95%: 0,78-0,87) para o nível de cobertura intermediário, alto e consolidado, respectivamente. O efeito da cobertura PBF consolidada foi maior na TMM5, resultante da desnutrição (RR: 0,35; IC95%: 0,24-0,50) e diarreia (RR: 0,47; IC95%:0,37-0,61). O PBF aumentou a cobertura de vacinação e consultas pré-natais e reduziu as taxas de hospitalização em menores de cinco anos, tanto geral como para as causas específicas. A ESF reduziu a TMM5 e as outras causas de mortalidade, mas demonstrou um efeito maior na mortalidade por infecções respiratórias das vias aéreas inferiores.

Interpretação Um programa de transferência condicional de renda pode contribuir para a redução da mortalidade infantil geral devido às causas relacionadas com a

pobreza, como desnutrição e diarreia, como observado em um país de renda média como o Brasil.

ABSTRACT

Background In the past 15 years, Brazil has undergone notable social and public health changes, including a large reduction in child mortality. The *Bolsa Familia* Programme (BFP) is a widespread conditional cash transfer programme, launched in 2003, which transfers cash to poor households (maximum income US\$70 per person a month) when they comply with conditions related to health and education. Transfers range from \$18 to \$175 per month, depending on the income and composition of the family. We aimed to assess the effect of the BFP, joined with the largest primary health care program of the country, the Family Health Program (FHP), on deaths of children younger than 5 years (under-5), overall and resulting from specific causes associated with poverty:

malnutrition, diarrhoea, and lower respiratory infections.

Methods The study had a mixed ecological design. It covered the period from 2004–09 and included 2853 (of 5565) municipalities with death and live birth statistics of adequate quality. We used government sources to calculate all cause under-5 mortality rates and under-5 mortality rates for selected causes. BFP coverage was classified as low (0.0–17.1%), intermediate (17.2–32.0%), high (>32.0%), or consolidated (>32.0% and target population coverage \geq 100% for at least 4 years). We did multivariable regression analyses of panel data with fixed-effects negative binomial models, adjusted for relevant social and economic covariates.

Findings Under-5 mortality rate, overall and resulting from poverty-related causes, decreased as BFP coverage increased. The rate ratios (RR) for the effect of the BFP on overall under-5 mortality rate were 0.94 (95% CI 0.92–0.96) for intermediate coverage, 0.88 (0.85–0.91) for high coverage, and 0.83 (0.79–0.88) for consolidated coverage. The effect of consolidated BFP coverage was highest on under-5 mortality resulting from malnutrition (RR 0.35; 95% CI 0.24–0.50) and diarrhoea (0.47; 95% CI 0.37–0.61). The FHP reduced the U5MR, overall and for the specific causes, in particular for lower respiratory infections.

Interpretation A conditional cash transfer programme can greatly contribute to a decrease in childhood mortality overall, and in particular for deaths attributable to poverty-related causes such as malnutrition and diarrhoea, in a large middle-income country such as Brazil.

INTRODUÇÃO

Programas de transferência condicional de renda (PTCR) são intervenções que transferem dinheiro para famílias pobres, com a exigência de que os pais cumpram condicionalidades específicas, geralmente focadas na saúde e educação dos filhos.¹ A transferência de renda visa aliviar a pobreza em curto prazo, enquanto as condicionalidades encorajam a utilização dos serviços de saúde e educação existentes. Os primeiros PTCR foram implementadas na década de 1990 e rapidamente se espalharam para vários países ao redor do mundo, tornando-se uma importante estratégia para redução da pobreza e redução da desigualdade de renda nos países de baixa e média rendas.^{1, 2}

No Brasil, o Programa Bolsa Família (PBF) foi lançado em 2003 e originou-se da fusão de quatro programas sociais nacionais pré-existent em um único programa expandido.³ O PBF é o maior PTCR do mundo, e sua cobertura cresceu muito nos últimos anos. Chegou a todos os 5.565 municípios brasileiros, tendo cobertos 13,4 milhões de famílias em 2011, com um orçamento total de EUA \$ 11,2 bilhões.⁴ As transferências de dinheiro são destinadas a famílias extremamente pobres (com renda abaixo de \$ 35,00 per capita por mês) e para outras famílias consideradas pobres (com renda entre \$ 35,00 e 70,00 per capita por mês), se incluir as crianças de 17 anos ou mais, jovens ou mulheres grávidas ou lactantes. Dependendo do nível da pobreza e da composição da família, os benefícios variam - de acordo com o número de crianças e adolescentes - a partir de \$ 18 até \$ 175, e a mãe (se houver) deve receber o pagamento mensal em nome de toda a família.⁵ A família inscrita no PBF tem que cumprir com as condicionalidades relacionadas à saúde e educação. Para atender às condicionalidades de saúde, crianças menores de 7 anos devem ser vacinadas de acordo com o cronograma do Programa de Imunização e devem cumprir com os *check-ups* de rotina para o seu crescimento e desenvolvimento. As mulheres grávidas e lactantes devem comparecer nas consultas pré-natais e pós-natais de rotina e participar de atividades de educação nutricional. Se possível, as condicionalidades relacionadas à saúde devem ser cumpridas utilizando as unidades do principal programa de atenção primária de saúde do país, o Programa de Saúde da Família (PSF).⁶ O PSF é um programa com abrangência nacional implementado ao longo dos últimos anos no país. Em 2011,

chegou a 94% dos municípios brasileiros, cobrindo 53% da população.⁷ O PSF brasileiro tem como objetivo ampliar o acesso aos serviços de saúde, oferecendo saúde gratuita e baseado na comunidade.⁸

O Brasil é um país caracterizado por grandes desigualdades sociais, e experimentou grandes mudanças sociais e de saúde nos últimos anos, incluindo uma grande redução na taxa de mortalidade em menores de cinco anos (TMM5), permitindo ao país atingir o quarto Objetivo de Desenvolvimento do Milênio.^{9,10} O PSF tem sido um dos responsáveis pela redução acentuada da TMM5.^{11,12} Nossa hipótese é que o PBF poderia ter reduzido a mortalidade infantil, agindo sobre os determinantes sociais da saúde e estimulando os cuidados de saúde através das suas condicionalidades. Estudos anteriores relataram sobre a efetividade do PBF na redução da desnutrição infantil,^{13,14} mas não há estudos que têm abordado o efeito do PBF sobre a enfermidade ou mortalidade infantil. Portanto, o objetivo do presente estudo foi avaliar o impacto do PBF sobre a taxa de mortalidade em menores de cinco nos municípios brasileiros, em particular por causas de mortalidade associadas à pobreza, tais como desnutrição, diarreia e infecções das vias respiratórias inferiores (IVRI), bem como em alguns dos potenciais mecanismos intermediários, tais como vacinação, pré-natal e hospitalização.

MÉTODOS

Este estudo tem um desenho ecológico misto, que combina um desenho de grupo múltiplo ecológico com um desenho de tendência temporal. O município é a unidade de análise. Criamos um conjunto de dados longitudinais de várias bases de dados para os anos de 2004-2009. Dos 5.507 municípios brasileiros, selecionamos um subconjunto que tinha estatísticas vitais adequadas (óbitos e registro de nascimento), durante os primeiros anos do período em estudo (assumimos uma adequação constante para os anos seguintes, devido às melhorias na coleta de informações vitais).¹⁵ A adequação das informações de mortalidade foi avaliada de acordo com um critério multidimensional validado,¹⁶ que considera o valor da taxa de mortalidade padronizada do município, a relação entre as taxas de natalidade registradas e estimadas, o percentual de óbitos mal definidos e o desvio médio dos dois parâmetros anteriores no período de 2004-2006. As taxas de mortalidade foram

obtidas pelo cálculo direto, dividindo o número de mortes de menores de 5 anos de idade por mil nascidos vivos. Grupos de causas selecionadas de mortalidade e hospitalizações foram criados baseados nas categorias da Classificação Internacional de Doenças, 10a Revisão:¹⁷ doenças diarreicas (A00, A01, A03, A04, A06-A09), desnutrição (E40-E46), infecções das vias respiratórias inferiores (J10-J18, J20-J22) e causas externas (V01-Y98). A mortalidade por causas externas foi incluída como controle, porque não há efeitos esperado de quaisquer dos programas em estudo. Taxas de internação de menores de cinco anos também foram obtidas por cálculo direto. Um índice de cobertura vacinal foi criado e dicotomizado, com o valor maior atribuído a áreas onde a cobertura das três principais vacinas (sarampo, pólio oral e DPT) foi maior que 95%.

Para o PBF, é possível conceber dois indicadores diferentes de cobertura. A primeira é a cobertura da população-alvo (PA), calculado como o número de famílias beneficiárias do PBF dividido pelo número de famílias elegíveis (de acordo com os critérios do PBF) no município.⁴ A segunda é a cobertura do PBF sobre a população total, calculada como o número de indivíduos beneficiários do PBF (obtido multiplicando o número de famílias beneficiadas pelo tamanho médio da família) sobre a população total do mesmo município. Todos os modelos foram estimados com esses dois indicadores (Anexo 1) e, a fim de incluir os seus recursos numa única medida, foi criado um indicador de cobertura da combinação de ambos. Este indicador de cobertura do PBF foi categorizado da seguinte forma: baixa (cobertura do PBF sobre a população total do município 0,0-17,1%), intermediária (17,2-32,0%), alta (> 32,0%) e consolidada (cobertura do PBF sobre o total da população do município > 32,0% e, ao mesmo tempo, cobertura do PBF da população alvo \geq 100% durante, pelo menos, os 4 anos anteriores). Devido à ausência na literatura de valores de referência, os pontos de corte utilizados para a classificação (17,1% e 32,0%) representaram os tercis da distribuição dos valores de cobertura municipal do PBF. Este indicador, ajustado nos modelos para o percentual da PA no município, nos permitiu captar o efeito da duração do programa e o impacto de suas eventuais externalidades.² A cobertura do PSF foi calculada como a razão entre o número total de pessoas cadastradas no programa dividido a população do município, e foi classificada, por razões de comparabilidade, como em estudos anteriores:^{11,12,15} sem PSF, incipiente (<30,0% da população), intermediário (30,0

para 69,9% ou $\geq 70,0\%$ para menos do que os quatro anos anteriores), e consolidado ($\geq 70,0\%$, pelo menos nos quatro anos anteriores). Nós selecionamos um conjunto de covariáveis reconhecidas como determinantes da mortalidade infantil (por todas as causas e por causas específicas) que estavam disponíveis: a renda mensal per capita, o percentual da PA dividido pela população total do município, a prevalência de analfabetismo entre os indivíduos maiores de 15 anos de idade, o percentual de pessoas que vivem em domicílios com saneamento inadequado (abastecimento inadequado de água, de esgoto e de coleta de lixo), a taxa de fecundidade total e a taxa de hospitalização no município. As covariáveis foram dicotomizadas de acordo com o valor da mediana da distribuição ou, quando existentes, valores de referência da literatura.

Fontes de Dados

Os dados utilizados neste estudo foram coletados a partir de diferentes sistemas de informação. As seguintes fontes de dados do Ministério da Saúde (MS) foram utilizadas: Sistema de Informações sobre Mortalidade, Sistema de Informação da Atenção Básica, Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos e Sistema de Informações Ambulatoriais.⁷ Utilizou-se os bancos de dados do Ministério do Desenvolvimento Social para o cálculo da cobertura do PBF,⁴ e os bancos de dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística para as variáveis socioeconômicas.¹⁸ Devido ao fato que as covariáveis foram obtidas a partir dos bancos de dados dos censos nacionais de 2000 a 2010, o valores anuais 2004-2009 foram calculados por interpolação linear.

Análises Estatísticas

Foram utilizados modelos de regressão binomial negativa condicional para dados em painel com efeitos fixos. Como explicado em detalhe no anexo 3, a fim de verificar se esses modelos pudessem realmente remover os efeitos fixos,¹⁹ foram estimados modelos com especificações diferentes para o nosso conjunto de dados, incluindo modelos de regressão negativa binomial não condicional e regressão de Poisson condicional com erro-padrão robustos. Os modelos de regressão binomial negativa condicional com efeitos fixos demonstraram ser os mais adequados para a nossa análise. Os modelos de efeitos fixos, como quaisquer outros modelos de

dados longitudinais, incluem um termo para controlar características da unidade de análise que são constantes durante o período em estudo e que não foram incluídas no modelo como variáveis de confundimento, como alguns aspectos geográficos, históricos ou socioculturais de cada município. A especificação do modelo de efeitos fixos foi escolhida com base no teste de Hausman, considerando que é o mais apropriado para avaliações de impacto.^{20, 21} Para entender quais modelos teriam o melhor *fitting*, foram utilizados o critério de informação Akaike (AIC) e o critério de informação Bayesiano (BIC).¹⁹ Diferentes modelos foram estimados com as variáveis expressas como contínuas ou categorizadas (Anexo 1). Enquanto variáveis contínuas permitem estimar a força média de uma associação ao longo de toda a gama de valores de uma variável, variáveis categorizadas fornecem uma medida mais interpretável de efeito, comparando os valores de diferentes categorias de uma variável. Além disso, o uso de diferentes níveis de cobertura permitem verificar a existência de um gradiente de efeito, relacionado - no nosso caso - a diferentes graus de implantação da intervenção.^{11, 12,15} Para avaliar a associação entre a cobertura do PBF ou PSF e as taxas de mortalidade, calculamos as razões de mortalidade, brutas e ajustadas pelas covariáveis, utilizando os municípios com menor cobertura como categoria de referência.

Para detectar qualquer interação entre o PBF e PSF, foi criado um termo produto entre a cobertura do PBF e a cobertura do PSF (dicotomizadas em consolidada ou não consolidada) e os modelos foram ajustados com as mesmas especificações dos anteriores, mas com a adição deste termo produto. Uma análise de sensibilidade foi realizada rodando os modelos com os dados de todos os municípios brasileiros, independentemente da qualidade das informações vitais.

Para o processamento e análise de banco de dados, foi utilizado o software Stata versão 12.0.

RESULTADOS

Os critérios de adequação das informações vitais foram respeitados por 2.906 municípios. Destes municípios, 2.853 (52% do total de municípios brasileiros) tinham dados disponíveis para todas as variáveis e foram incluídos em nossa análise. De

2004-2009, a TMM5 média diminuiu 19% nos municípios estudados, e, entre as causas selecionadas, o maior declínio foi associado com desnutrição (58%) (Tabela 1). A TMM5 associada às causas externas diminuiu 18%. A cobertura PBF média nos municípios apresentou alguma variação anual durante o período de estudo, atingindo um pico em 2009, com cobertura de 28,3%. A cobertura do PSF média nos municípios aumentou continuamente, atingindo 75% em 2009. Condições socioeconômicas melhoraram durante o período de estudo, com a média mensal da renda per capita crescendo de 46% e a percentagem de pessoas que vivem em domicílios com saneamento inadequado diminuindo em 26%.

A Tabela 2 mostra as associações brutas e ajustadas da TMM5 com os níveis de cobertura municipal do PBF e PSF. Na análise, ambas as medidas de PBF e cobertura do PSF apresentaram uma relação dose-resposta estatisticamente significativa com a diminuição de TMM5, mesmo após o ajuste para as covariáveis socioeconômicas e demográficas. Resultados semelhantes foram obtidos nos modelos onde todas as variáveis foram utilizadas como contínuas (Anexo 1). A Tabela 3 apresenta o efeito de cobertura municipal do PBF e PSF em causas selecionadas de mortalidade infantil. Ambas as intervenções tiveram um impacto sobre todas as causas selecionadas, exceto por causas externas, que foi utilizada como controle. O impacto mais forte da PBF esteve na TMM5, resultante da desnutrição, enquanto o PSF foi associado com uma redução maior nas doenças diarreicas e nas infecções das vias respiratórias inferiores.

Como mostrado na Tabela 4, nos modelos multivariados que controlavam para a cobertura do PSF e pelas outras covariáveis relevantes, o aumento da cobertura do PBF foi associado a uma maior cobertura de vacinação contra o sarampo, a poliomielite e DPT, e a uma redução do número de mulheres grávidas que deram à luz sem receber qualquer atendimento pré-natal. Ademais, a cobertura do PBF foi associada a uma redução das taxas de hospitalização em menores de 5 anos de uma maneira similar à redução nas taxas de mortalidade, tendo um efeito mais forte sobre a desnutrição e nenhum efeito sobre as causas externas.

Todos os termos de interação PBF-PSF foram associados negativamente com as taxas de mortalidade, mas a única associação estatisticamente significativa foi na TMM5, por todas as causas (RR: 0,95, IC95%: 0,91-0,99).

Municípios com informação adequada mostraram um status socioeconômico um pouco menor e uma cobertura do PBF um pouco maior do que os com informações inadequadas. Um teste de sensibilidade realizado rodando os modelos com os dados de todos os municípios brasileiros mostrou efeitos do PBF e do PSF ligeiramente inferiores, sendo que o efeito da cobertura do PBF consolidada sobre a TMM5 geral foi de 0,83 (IC95%:0,78-0,87) e da cobertura do PSF consolidada foi de 0,91 (IC95%:0,87-0,94), enquanto que, para a mortalidade em menores de cinco anos por diarreia foi de 0,52 (IC95%:0,41-0,66 95%) e 0,65 (IC95%:0,54-0,79 95%), respectivamente.

DISCUSSÃO

Os resultados do nosso estudo mostram que PBF tem desempenhado um papel significativo na redução da mortalidade infantil, geral e por causas relacionadas com a pobreza, como desnutrição e diarreia, nos municípios brasileiros nos últimos anos. O efeito foi mantido mesmo após o ajuste para covariáveis socioeconômicas e para a cobertura do PSF. O aumento da cobertura municipal do PBF, da sua duração e da cobertura da população alvo reforçaram o impacto do programa. O efeito do PBF foi mais forte quando, além de uma elevada cobertura municipal, foi mantida uma cobertura total da população-alvo, pobre, durante 4 anos ou mais. Quanto aos fatores envolvidos na cadeia causal de redução da mortalidade, foi mostrado que o PBF reduziu substancialmente as taxas de hospitalização em menores de cinco anos e aumentou a cobertura vacinal e as consultas pré-natais.

Considerado que o PBF e o PSF foram implantados em grande escala no mesmo período e nas mesmas áreas no Brasil, tivemos uma oportunidade única de explorar seus efeitos conjuntos. A eficácia do PSF na redução da mortalidade infantil geral e por doenças específicas, como diarreia e infecções respiratórias, já foi demonstrado em estudos precedentes.^{11, 12,22} No entanto, nenhum destes estudos incluíram o efeito da PBF em suas análises.

Vários estudos em todo o mundo, resumidos em recentes revisões de literatura,^{23,24,25} mostram que os Programas de Transferência de Renda (PTCR) tiveram efeitos positivos sobre o estado nutricional e sobre o estado de saúde da criança, por meio do aumento no uso de serviços preventivos, das coberturas

vacinais e da promoção de comportamentos saudáveis. Só um recente estudo econométrico avaliou o efeito de um PTCR sobre a mortalidade infantil. O estudo relatou que o PTCR mexicano Progresá foi capaz de reduzir a mortalidade infantil em áreas rurais.²⁶ Nossa análise, usando uma abordagem estatística diferente e vários desfechos de mortalidade, excluindo os municípios com informações vitais inadequadas, considerando diferentes indicadores de cobertura e estudando o efeito do PBF sobre alguns mecanismos intermediários (vacinação, pré-natal e hospitalizações), mostrou como o PBF poderia ter um impacto sobre a mortalidade infantil. A grande magnitude do impacto do PBF observada pode ser explicada pelo fato que o número de mortes em menores de cinco anos em um município e que derivam de grupos reduzidos de pessoas extremamente pobres representam uma elevada proporção do total de mortes em menores de cinco anos nos municípios. A proporção atinge quase 100% para causas de mortalidade relacionadas com a pobreza, como a desnutrição ou diarreia. A demonstração matemática e uma discussão mais ampla estão disponíveis no anexo2.

O PBF, assim como outros PTCR, pode afetar a sobrevivência da criança através de diferentes mecanismos (Figura 1), basicamente centrados na melhoria da renda e nas condicionalidades de saúde: uma renda maior pode aumentar o acesso aos alimentos e a outros bens relacionados com a saúde, enquanto as condicionalidades de saúde pode melhorar acesso aos serviços de saúde.²⁵ Há uma forte relação entre a desnutrição infantil e a sobrevivência das crianças, ou seja, o aumento dos níveis de desnutrição infantil aumenta o risco de morte, especialmente por diarreia e sarampo.²⁷ Já foi demonstrado que, as famílias pobres inscritas no PBF, aumentam as despesas em alimentos e melhoram em termos de segurança alimentar.²⁸ Em geral, no Brasil houve uma diminuição acentuada da desnutrição infantil na última década, principalmente entre as famílias pobres.⁹ A contribuição do PBF para este processo tem sido demonstrada em alguns estudos recentes: crianças de famílias beneficiárias do PBF eram mais propensas a serem bem nutridas do que os de famílias não beneficiárias.^{13,14} O subsídio em dinheiro do PBF poderia reduzir a carga da pobreza nas famílias, bem como melhorar as condições de vida e remover ou reduzir as barreiras de acesso aos cuidados de saúde.²⁹

Uma outra explicação para o efeito do PBF sobre a sobrevivência da criança está associada às condicionalidades na saúde, o que incluem visitas pré-natais, cuidados

pós-natais e atividades educacionais de saúde e nutrição para as mães, bem como o respeito do calendário de vacinação regular e de rotinas de check-up para crescimento e desenvolvimento de crianças menores de 7 anos de idade. Conhecimento e educação materna são alguns dos mais fortes determinantes da saúde infantil, da melhoria da nutrição, das práticas de higiene e da maior procura por cuidados de saúde.²⁹ Mesmo que haja evidências conflitantes que o monitoramento do crescimento infantil por si só seja eficaz, ele pode fornecer um ponto de entrada para serviços de saúde preventivos e curativos, reduzindo a escassez de contato com o sistema de saúde, o que representa um importante determinante da sobrevivência infantil em países em desenvolvimento.³⁰ Como mostrado em nosso estudo, o PBF aumenta as visitas pré-natais e a cobertura vacinal, principalmente para o sarampo e DPT. Estes são reconhecidos como intervenções eficazes para prevenir a mortalidade em criança.³¹

Mesmo que a implantação e cobertura do PSF não seja afetada pela presença do PBF, de acordo com o Ministério da Saúde, o PSF é a estratégia de escolha para ajudar os beneficiários do PBF a cumprir as condicionalidades em saúde.⁶ Ao contrário do PBF, que tem uma população-alvo específica, o PSF tem o objetivo de cobrir toda a população do município com cuidados de saúde primários gratuitos e abrangentes.⁸ Quando beneficiários do PBF estão em uma área de cobertura do PSF, a equipe do PSF tem formalmente a responsabilidade de oferecer todos os serviços relacionados às condicionalidades, enquanto os agentes comunitários de saúde devem realizar visitas domiciliares e acompanhar ativamente o cumprimento das condicionalidades.⁶ O PSF aumenta em geral o acesso aos cuidados de saúde,^{15, 32} isso poderia reforçar o impacto do PBF sobre os beneficiários cobertos para o PSF em comparação com os beneficiários que são assistidos pelas unidades de saúde tradicionais, que são, geralmente, mais distantes e não realizam atividades de envolvimento comunitário e visitas domiciliares.³

O forte impacto do PBF observado nas internações em menores de cinco anos, tanto em geral como por causas específicas, pode ser explicado por dois mecanismos diferentes: a) diminuição da incidência das doenças, afetando os determinantes sociais da saúde; b) aumentando o primeiro contato com o sistema de saúde, reduzindo assim o número de casos graves que requerem internação hospitalar.²⁵

Uma das vantagens do nosso estudo é que usamos uma medida de intensidade da intervenção (a cobertura do PBF) , que é especificamente ligada ao grupo da população que é responsável por uma grande parte do desfecho (mortes por causas relacionadas à pobreza), assim reduzindo a plausibilidade de falácias ecológicas. Outro ponto forte do estudo é a seleção de municípios com qualidade adequada de informação vital, o que aumenta a validade interna do estudo, embora possa gerar algumas limitações na generalização dos resultados. No entanto, a análise descritiva e a análise de sensibilidade realizadas com todos os municípios brasileiros mostram estimativas de efeitos semelhantes, comprovando a robustez dos nossos resultados. Em alguns dos modelos para causas selecionadas de mortalidade, o número de observações que são incluídas na análise varia por razões estatísticas, sendo que os municípios com os mesmos valores do desfecho (neste caso, 0 mortes) ao longo de todo o período de 6 anos não foram incluídos no ajuste do modelo, devido a uma limitação do algoritmo do modelo a efeitos fixos.^{19, 20} Contudo, comparando os valores das covariáveis dos municípios incluídos em cada modelo com aqueles que foram excluídos, encontramos valores semelhantes, e as estimativas dos modelos de efeitos aleatórios (que incluem todos os 2.853 municípios do ajuste do modelo) não mudam o signo, o significado, ou as principais conclusões alcançadas com os modelos a efeitos fixos. Uma variável de tempo não foi incluída nos modelos, porque a razão das taxas de mortalidade, comparando dois ou mais grupos de cobertura, expostos à mesma tendência de mortalidade, permitiu controlar para tendências seculares.^{11,12} A introdução de uma variável de tempo no modelos teria constituído um problema de *overspecification*, como foi confirmado para análises de sensibilidade conduzidas introduzindo este termo. O fato de que estes modelos não foram afetados por tendências seculares de mortalidade foi sugerido pelas estimativas do efeito do PBF e do PSF na TMM5 devidas às causas externas: apesar dessa mortalidade decrescer no período subestudo, ambos os programas não mostraram nenhum efeito de redução sobre ela. Uma limitação do estudo é que os modelos de efeitos fixos pode controlar apenas o viés de seleção associado às características dos municípios constantes no tempo.²¹ No entanto, o fato de ter usado um conjunto relativamente amplo de covariáveis e de não ter mostrado nenhum efeito de ambos os programas na mortalidade por causas externas, sugerem que outro possível viés de seleção foi controlado.

Os resultados do nosso estudo fornecem evidência de que uma abordagem multissetorial, que combine um PTCR em larga escala, com o potencial de agir sobre importantes determinantes sociais da saúde, e um sistema de atenção primária à saúde eficaz, capaz de atender às condicionalidades impostas para o PTCR, pode reduzir substancialmente a mortalidade infantil por causas relacionadas com a pobreza em um país de renda média como o Brasil.

REFERENCIAS

1. World Bank. *Conditional cash transfer*. A World Bank Policy Research Report. Washington: WB; 2009.
2. Sudhanshu Handa and Benjamin Davis. The Experience of Conditional Cash Transfers in Latin America and the Caribbean. *Development Policy Review* 2006; 24: 513-536.
3. 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*. Brasília: WB; 2007.
<http://siteresources.worldbank.org/INTLACREGTOPLABSOCPRO/Resources/BRBolsaFamiliaDiscussionPaper.pdf> (accessed May 11,2010)
4. MI. Matriz de Informação Social [Social Information Matrix]. MDS http://aplicacoes.mds.gov.br/sagi/mi2007/tabelas/mi_social.php (accessed April 11,2010)
5. MDS (Ministério do Desenvolvimento Social). *Bolsa Família*. <http://www.mds.gov.br/bolsafamilia/> (accessed Jun 23,2010)
6. MS (Ministério da Saúde). *Manual de orientações sobre o Bolsa Família na Saúde*. [Manual on Bolsa Familia and health] Brasília: MS; 2009.
http://bolsafamilia.datasus.gov.br/documentos_bfa/MANUAL_PBF_BOLSAFAMILIA_SAUDE2009.PDF (accessed Sept 23,2011)
7. MS (Ministério da Saúde). *Departamento de Informática do SUS. DATASUS*. <http://www2.datasus.gov.br/datasus/index.php> . (accessed Jan 3,2012)
8. MS (Ministério da Saúde). Guia pratico do programa da Saude da Familia [Practical Guidelines of Family Health Program]. Brasilia, Brazil: Ministerio da Saude: 2001.
9. Victora CG, Aquino EM, do Carmo Leal M, Monteiro CA, Barros FC, Szwarcwald CL. Maternal and child health in Brazil: progress and challenges. *Lancet* 2011;377(9780):1863-76.
10. Unicef. *Brazil, statistics*. http://www.unicef.org/infobycountry/brazil_statistics.html (accessed Jan 13,2012)
11. Aquino R, Oliveira NF, Barreto ML. Impact of the Family Health Program on infant mortality in Brazilian municipalities. *Am J Public Health* 2009;99(1):87–93

12. Rasella D, Aquino R, Barreto ML. Reducing childhood mortality from diarrhea and lower respiratory tract infections in Brazil. *Pediatrics* 2010;126(3):e534-40.
13. Paes-Sousa R, Santos LM, Miazaki ÉS. Effects of a conditional cash transfer programme on child nutrition in Brazil. *Bull World Health Organ* 2011;89(7):496-503..
14. Paes-Sousa R, Quiroga J. *Programas de transferência de renda e redução da pobreza e das desigualdades sociais no Brasil [Cash transfer programs and reduction of poverty and social inequalities in Brazil]*. Saúde Brasil 2010, Brazil: Ministerio da Saude: 2011.
15. Rasella D, Aquino R, Barreto ML. Impact of the Family Health Program on the quality of vital information and reduction of child unattended deaths in Brazil: an ecological longitudinal study. *BMC Public Health* 2010; 29;10:380.
16. Antrade CLT, 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 [in Portuguese]. *Cad Saúde Publica*. 2007;23(5):1207–1216
17. World Health Organization. *The Global Burden of Disease: 2004 Update*. Geneva, Switzerland: World Health Organization; 2008. www.who.int/healthinfo/global_burden_disease/2004_report_update/en/index.html. (accessed May 13,2012)
18. IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. <http://www.ibge.gov.br>. (accessed Mar 13,2012)
19. Hilbe JM. *Negative Binomial Regression*. Cambridge, United Kingdom: Cambridge University Press; 2007
20. Wooldridge JM. *Introductory Econometrics, a modern approach*. 3rd edition. Cincinnati, US: South-Western College Pub; 2005.
21. Shahidur RK, Koolwal GB, Samad HA. *Handbook on Impact Evaluation: Quantitative Methods and Practices*. World Bank Publications, 2010.
22. Macinko J, de Oliveira VB, Turci MA, Guanais FC, Bonolo PF, Lima-Costa MF. The influence of primary care and hospital supply on ambulatory care-sensitive hospitalizations among adults in Brazil, 1999-2007. *Am J Public Health* 2011;101(10):1963-70. .
23. 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 Syst Rev* 2009;(4):CD008137.

- 24- Ranganathan M, Lagarde M. Promoting healthy behaviours and improving health outcomes in low and middle income countries: a review of the impact of conditional cash transfer programmes. *Prev Med* 2012;55 Suppl:S95-S105
- 25- Gaarder MM, Glassmanb A, Todd JE. Conditional cash transfers and health: unpacking the causal chain. *Journal of Development Effectiveness* 2010;2(1):6–50.
26. Tania Barham. A healthier start: The effect of conditional cash transfers on neonatal and infant mortality in rural Mexico. *Journal of Development Economics* 2011; 94: 74-85
27. Black RE, Allen LH, Bhutta ZA, Caulfield LE, de Onis M, Ezzati M, Mathers C, Rivera J; Maternal and Child Undernutrition Study Group. Maternal and child undernutrition: global and regional exposures and health consequences. *Lancet*. 2008;371(9608):243-60.
28. De Bem Lignani J, Sichieri R, Burlandy L, Salles-Costa R. Changes in food consumption among the Programa Bolsa Família participant families in Brazil. *Public Health Nutr* 2011;14(5):785-92.
29. Wagstaff A, Bustreo F, Bryce J, Claeson M; WHO-World Bank Child Health and Poverty Working Group. Child health: reaching the poor. *Am J Public Health* 2004;94(5):726-36.
30. Gwatkin D, Habicht JP, Bryce J, el Arifeen S, Pariyo G, Lanata C. Multi-Country Evaluation of IMCI Study Group. Reducing child mortality: can public health deliver? *Lancet* 2003;362(9378):159-64.
31. Jones G, Steketee RW, Black RE, Bhutta ZA, Morris SS; Bellagio Child Survival Study Group. How many child deaths can we prevent this year? *Lancet* 2003;362(9377):65-71.
32. Macinko J, Lima Costa MF. Access to, use of and satisfaction with health services among adults enrolled in Brazil's Family Health Strategy: evidence from the 2008 National Household Survey. *Trop Med Int Health* 2011; doi: 10.1111/j.1365-3156.2011.02866.x. [Epub ahead of print]
33. Knaul FM, González-Pier E, Gómez-Dantés O, García-Junco D, Arreola-Ornelas H, Barraza-Lloréns M, Sandoval R, Caballero F, Hernández-Avila M, Juan M, Kershenobich D, Nigenda G, Ruelas E, Sepúlveda J, Tapia R, Soberón G, Chertorivski S, Frenk J. The quest for universal health coverage: achieving social protection for all in Mexico. *Lancet* 2012;380(9849):1259-79).

TABELA 1. Medias das taxas de mortalidade e variáveis dos municípios selecionados (N = 2853): Brasil, 2004-2009

Variável	2004	2005	2006	2007	2008	2009	% Diferença 2004-2009
<i>Taxa de mortalidade (por 1.000 nascidos vivos)</i>							
TMM5	21.7	20.3	20.1	19.4	18.6	17.5	-19.4%
TMM5 por Diarreia	0.95	0.86	0.83	0.55	0.49	0.51	-46.3%
TMM5 por Desnutrição	0.55	0.48	0.36	0.30	0.20	0.23	-58.2%
TMM5 por Infecções das vias aéreas inferiores	1.15	0.96	1.07	0.95	0.98	0.84	-27.0%
TMM5 por Causas externas	1.23	1.16	1.06	1.16	1.07	1.01	-17.9%
Cobertura municipal do PBF (%)	17.3	23.0	28.1	27.8	25.2	28.3	+63.6%
Cobertura municipal do PSF (%)	62.7	67.8	71.0	73.9	74.4	75.0	+19.6%
Renda per capita (mensal)	310	339	368	396	425	454	+46.5%
% de população alvo do PBF	27.9	27.8	27.8	27.7	26.5	26.3	-5.7%
% de pessoas que vivem em domicílios com saneamento inadequado	22.9	21.7	20.5	19.3	18.2	17.0	-25.8%
Taxa de analfabetismo em maiores de 15 anos	16.9	16.4	15.9	15.4	14.9	14.4	-14.8%
Taxa de fecundidade	2.31	2.27	2.20	2.14	2.07	2.01	-13.0%
Taxa de hospitalizações (por 100 habitantes)	4.88	4.69	4.58	4.46	4.02	4.04	-17.2%

PBF: Programa Bolsa Família PSF: Programa Saúde da Família TMM5: Taxa de Mortalidade em Menores de 5 anos

TABELA 2. Modelos de regressão binomial negativa à efeitos fixos para a associação bruta e ajustada entre as taxas de mortalidade em menores de cinco anos e a cobertura do Programa Bolsa Família (PBF) e do Programa Saúde da Família (PSF): Brasil, 2004-2009

Variável	Taxa de mortalidade em menores de 5 anos, RR (IC 95%)				
	Modelo PBF		Modelo PSF		PBF e PSF
	Bruto	Ajustado	Bruto	Ajustado	Ajustado
Cobertura municipal do PBF					
Baixa (0.0% to 17.1%)	1	1	-	-	1
Intermediária (17.2% to 32.0%)	0.91 (0.90-0.93)	0.93 (0.91-0.95)	-	-	0.94 (0.92-0.96)
Elevada (>32.0%)	0.82 (0.80-0.85)	0.86 (0.83-0.89)	-	-	0.88 (0.85-0.91)
Consolidada (>32.0% e cobertura PA>=100% para 4 anos ou mais)	0.76 (0.72-0.80)	0.81 (0.76-0.85)	-	-	0.83 (0.79-0.88)
Cobertura municipal do PSF					
Sem PSF (0.0%)	-	-	1	1	1
Incipiente (<30%)	-	-	0.97 (0.92-1.02)	0.98 (0.94-1.03)	0.99 (0.94-1.04)
Intermediária (>= 30%)	-	-	0.89 (0.85-0.93)	0.91 (0.87-0.96)	0.93 (0.88-0.97)
Consolidada (>= 70% e tempo de implementação no município maior que 4 anos)	-	-	0.81 (0.77-0.86)	0.85 (0.80-0.90)	0.88 (0.83-0.93)
Renda per capita (mensal) > 380 BR\$	-	0.94 (0.92-0.97)	-	0.93 (0.91-0.96)	0.95 (0.92-0.97)
% de população alvo do PBF > 22.4%	-	1.07 (1.02-1.11)	-	1.10 (1.06-1.15)	1.07 (1.03-1.12)
% de pessoas que vivem em domicílios com saneamento inadequado <16.7%	-	1.10 (1.05-1.15)	-	1.11 (1.06-1.16)	1.10 (1.05-1.15)
Taxa de analfabetismo em maiores de 15 anos >11.1%	-	1.04 (1.00-1.09)	-	1.05 (1.01-1.10)	1.04 (1.00-1.08)
Taxa de fecundidade > 2.32	-	1.08 (1.04-1.11)	-	1.08 (1.05-1.12)	1.07 (1.03-1.10)
Taxa de hospitalizações (por 100 habitantes) > 4.27	-	1.02 (0.99-1.04)	-	1.02 (0.99-1.04)	1.01 (0.99-1.04)
Num. de observações	17118	17118	17118	17118	17118
Num de municípios	2853	2853	2853	2853	2853

PBF: Programa Bolsa Família PSF: Programa Saúde da Família PA: População alvo

TABELA 3. Modelos de regressão binomial negativa à efeitos fixos para a associação bruta e ajustada entre as taxas de mortalidade em menores de cinco anos por alguns relevantes grupos de causas e a cobertura do Programa Bolsa Família (PBF) e do Programa Saúde da Família (PSF): Brasil, 2004-2009

Variável	Doenças diarreicas RR (95%CI)	Desnutrição RR (95%CI)	Infecção das vias aéreas inferiores RR (95%CI)	Causas Externas RR (95%CI)
Cobertura municipal do PBF				
Baixa (0.0% to 17.1%)	1	1	1	1
Intermediária (17.2% to 32.0%)	0.83 (0.74 -0.92)	0.66 (0.57 -0.77)	0.96 (0.88-1.05)	1.03 (0.95-1.13)
Elevada (>32.0%)	0.68 (0.59-0.80)	0.54 (0.44-0.67)	0.94 (0.82-1.07)	0.92 (0.79-1.06)
Consolidada (>32.0% e cobertura PA>=100% para 4 anos ou mais)	0.47 (0.37-0.61)	0.35 (0.24-0.50)	0.80 (0.64-0.99)	0.92 (0.72-1.16)
Cobertura municipal do PSF				
Sem PSF (0.0%)	1	1	1	1
Incipiente (<30%)	0.90 (0.67-1.17)	0.88 (0.60-1.29)	0.83 (0.68-1.00)	0.95 (0.79-1.14)
Intermediária (>= 30%)	0.71 (0.54-0.93)	0.72 (0.49-1.07)	0.71 (0.58-0.86)	0.87 (0.72-1.05)
Consolidada (>= 70% e tempo de implementação no município maior que 4 anos)	0.53 (0.39-0.71)	0.59 (0.38-0.91)	0.70 (0.56-0.87)	0.87 (0.70-1.08)
Num de observações	7356	5124	9894	10776
Num de municípios	1226	854	1649	1796

* Modelos ajustados por renda per capita, % de população alvo do PBF, % de pessoas que vivem em domicílios com saneamento inadequado, taxa de analfabetismo em maiores de 15 anos, taxa de fecundidade, taxa de hospitalizações (por 100 habitantes)

TABELA 4. Modelos à efeitos fixos para a associação entre indicadores de atenção primária à saúde, taxas de hospitalização e de cobertura do Programa Bolsa Família (PBF): Brasil, 2004-2009

Variável	Cobertura vacinal de Sarampo, Poliomielite e DPT acima de 95% entre crianças menores de 1 ano, OR ^a (IC 95%)	% de mulheres grávidas sem consultas pré-natal no momento do parto, RR ^b (IC 95%)	THM5, RR ^c (IC 95%)	THM5 por doenças diarreicas RR ^c (IC 95%)	THM5 por desnutrição, RR ^c (IC 95%)	THM5 por Infecções das vias respiratórias inferiores, RR ^c (IC 95%)	THM5 por causas externas, RR ^c (IC 95%)
Cobertura municipal do PBF							
Baixa (0.0% to 17.1%)	1	1	1	1	1	1	1
Intermediária (17.2% to 32.0%)	1.53 (1.35-1.75)	0.85 (0.83 -0.87)	0.96 (0.95-0.97)	0.86 (0.84 -0.87)	0.82 (0.76 -0.87)	0.95 (0.93-0.97)	1.30 (0.85-1.99)
Elevada (>32.0%)	2.18 (1.78-2.67)	0.66 (0.63-0.69)	0.92 (0.90-0.94)	0.80 (0.77-0.83)	0.68 (0.62-0.75)	0.88 (0.85-0.91)	1.19 (0.45-3.18)
Consolidada (>32.0% e cobertura PA>=100% para 4 anos ou mais)	2.35 (1.76-3.13)	0.53 (0.48-0.57)	0.84 (0.81-0.86)	0.61 (0.57-0.65)	0.53 (0.44-0.63)	0.88 (0.83-0.93)	0.62 (0.10-3.90)
Num de observações	14166	15948	17118	17070	12528	17118	10776
Num de municípios	2361	2658	2853	2845	2088	2853	1796

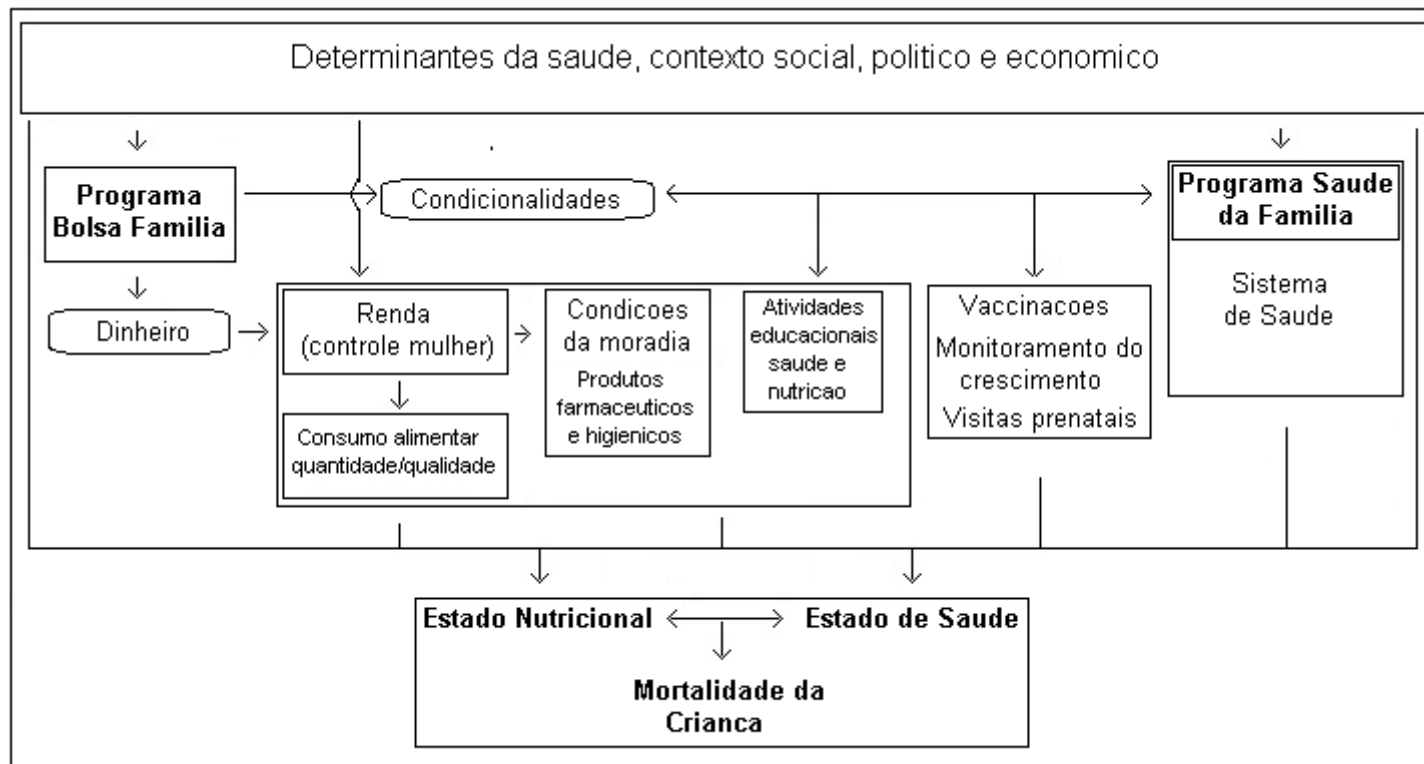
THM5: taxa de internação de menores de cinco anos.

a. Estimado por modelos de regressão logística ajustada para a cobertura do PSF

b. Estimado por modelos de regressão binomial negativa ajustada para a cobertura do PSF

c. Estimado por modelos de regressão binomial negativa ajustados por renda per capita, % de população alvo do PBF, % de pessoas que vivem em domicílios com saneamento inadequado, taxa de analfabetismo em maiores de 15 anos e taxa de fecundidade.

Figura 1. Mecanismos que associam o Programa Bolsa Família e o Programa Saúde da Família à saúde da criança.



Anexo 1

Modelos multivariados para a associação entre as taxas de mortalidade em menores de cinco anos e diferentes indicadores de cobertura do Programa Bolsa Família

Foram considerados dois diferentes indicadores de cobertura anual do Programa Bolsa Família (PBF): cobertura do PBF da população-alvo (PA) e cobertura do PBF da população total do município. A cobertura da PA foi calculada como o número de famílias inscritas no PBF no município dividido pelo número de famílias elegíveis (de acordo com os critérios do PBF) no mesmo município.¹ O segundo foi a cobertura de PBF sobre a população total, calculada como o número de pessoas inscritas no PBF (obtido multiplicando o número de famílias beneficiárias por tamanho médio da família) sobre a população total do mesmo município. Diferentes modelos foram estimados com esses dois indicadores como variáveis contínuas ou categorizados. Enquanto uma variável contínua permite estimar a existência de uma associação ao longo de toda a gama de valores da mesma variável, variáveis categorizadas dão uma medida de efeito mais facilmente interpretável. Além disso, o uso de diferentes níveis de cobertura permite verificar a existência de um gradiente de efeito, relacionado a diferentes graus de implementação da intervenção.^{2,3} Foram estimados modelos de regressão negativa binomial com todas as variáveis expressas como variáveis contínuas, os resultados são apresentados na Tabela S1. A fim de obter modelos com variáveis categorizadas, a cobertura municipal do PBF foi agrupada da seguinte forma: baixa cobertura (cobertura de <70,0%), cobertura intermediária (cobertura de 70,0% a 99,9%), e cobertura elevada (cobertura de \geq 100,0%). A cobertura do PBF da população total do município foi calculada como a soma das pessoas que recebem os benefícios do PBF sobre a população total do mesmo município, e - na ausência de qualquer referência a literatura para este tipo de cobertura - foi classificada de acordo com os tercis da distribuição: baixa cobertura (primeiro tercil, de 0,0% para 17,1%), cobertura intermediária (segundo tercil, de 17,2% para 32,0%) e cobertura elevada (terceiro tercil, superior à 32,0%). Os modelos de regressão binomial negativa com variáveis categorizadas foram estimados conforme ao descrito na seção de métodos do artigo (Tabela S2). O PBF tem uma das melhores focalizações em comparação com PTCR de outros países e

tem sido demonstrado que mesmo famílias erroneamente incluídas no programa são muitas vezes pobres ou de baixa renda.⁵ O fato que a cobertura da população municipal do PBF, controlada pela porcentagem da PA no município, parece ter um efeito ligeiramente maior do que a cobertura da PA do PBF, poderia ser explicado pela inclusão neste indicador de famílias de baixa renda mas não elegíveis, além dos efeitos das externalidades do programa.⁶

Referencias

1. MI. Matriz de Informação Social. MDS. Acessed 13/05/2011
http://aplicacoes.mds.gov.br/sagi/mi2007/tabelas/mi_social.php
2. Aquino R, Oliveira NF, Barreto ML. Impact of the Family Health Program on infant mortality in Brazilian municipalities. *Am J Public Health.* 2009;99(1):87–93
3. Rasella D, Aquino R, Barreto ML. Reducing childhood mortality from diarrhea and lower respiratory tract infections in Brazil. *Pediatrics.* 2010;126(3):e534-40.
4. Soares FV, Ribas RP, Osorio RG. Evaluating the impact of Brazil's Bolsa Família: cash transfer programmes in comparative perspective. Brasília: International Poverty Centre, 2007 (Evaluation Note, n. 1).
5. 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;2007. Available in: <http://siteresources.worldbank.org/INTLACREGTOPLABSOCPRO/Resources/BRBolsaFamiliaDiscussionPaper.pdf> Acessed 11/05/2011
- .6. Sudhanshu Handa and Benjamin Davis. The Experience of Conditional Cash Transfers in Latin America and the Caribbean. *Development Policy Review*, 2006, 24 (5): 513-536.

TABELA S1. Modelos de regressão binomial negativa de efeitos fixos para a associação bruta e ajustada entre as taxas de mortalidade em menores de cinco anos e a cobertura do Programa Bolsa Família (PBF) e do Programa Saúde da Família (PSF) expressas como variáveis contínuas: Brasil, 2004-2009

Variáveis	Taxa de mortalidade em menores de cinco anos, RR (95%CI)			
	Bruto	Ajustado	Bruto	Ajustado
Cobertura da PA do PBF	0.997 (0.997-0.998)*	0.999 (0.999-0.999)*	-	-
Cobertura municipal do PBF	-	-	0.992 (0.991-0.993)*	0.997 (0.996-0.999)*
Cobertura municipal do PSF	-	0.999 (0.999-0.999)*	-	0.999 (0.999-0.999)*
Renda per capita (mensal)	-	0.999 (0.999-0.999)*	-	0.999 (0.999-0.999)*
% de população alvo do PBF	-	1.005 (1.002-1.009)*	-	1.007 (1.003-1.010)*
% de pessoas que vivem em domicílios com saneamento inadequado	-	1.010 (1.007-1.013)*	-	1.007 (1.004-1.011)*
Taxa de analfabetismo em maiores de 15 anos	-	1.191 (1.070-1.325)*	-	1.159 (1.040-1.291)*
Taxa de fecundidade	-	1.048 (1.002-1.096)*	-	1.041 (0.996-1.088)
Taxa de hospitalizações (por 100 habitantes)	-	0.997 (0.991-1.003)	-	0.997 (0.991-1.003)
Num. de observações	17118	17118	17118	17118
Num de municípios	2853	2853	2853	2853

* Valor de $P < 0.05$; PA= população alvo

TABELA S2. Modelos de regressão binomial negativa de efeitos fixos da associação bruta e ajustada entre as taxas de mortalidade em menores de cinco anos e os diferentes indicadores de cobertura do Programa Bolsa Família (PBF) e do Programa Saúde da Família (PSF) expressos como variáveis categorizadas: Brasil, 2004-2009

Variáveis	Taxa de mortalidade em menores de cinco anos, RR (95%CI)			
	Bruto	Ajustado	Bruto	Ajustado
Cobertura da PA do PBF				
Baixa (<70%)	1	1	-	-
Intermediária (70.0% to 99.9%)	0.92 (0.90-0.93)	0.93 (0.92-0.94)	-	-
Elevada (>=100.0%)	0.88 (0.86-0.89)	0.90 (0.89-0.92)	-	-
Cobertura municipal do PBF				
Baixa (0.0% to 17.1%)	-	-	1	1
Intermediária (17.2% to 32.0%)	-	-	0.91 (0.89-0.93)	0.94 (0.92-0.96)
Elevada (>32.0%)	-	-	0.82 (0.79-0.84)	0.87 (0.84-0.90)
Cobertura municipal do PSF				
Sem PSF (0.0%)	-	1	-	1
Incipiente (<30%)	-	0.99 (0.95-1.04)	-	0.99 (0.95-1.04)
Intermediária (>= 30%)	-	0.94 (0.90-0.99)	-	0.93 (0.89-0.98)
Consolidada (>= 70% e tempo de implementação no município maior que 4 anos)	-	0.91 (0.87-0.96)	-	0.90 (0.86-0.95)
Renda per capita (mensal) > 380 BR\$		0.96 (0.93-0.98)		0.94 (0.92-0.97)
% de população alvo do PBF>22.4%		1.07 (1.02-1.11)		1.07 (1.03-1.12)
% de pessoas que vivem em domicílios com saneamento inadequado<16,7%		1.10 (1.05-1.15)		1.11 (1.06-1.16)
Taxa de analfabetismo em maiores de 15 anos>11,1%		1.05 (1.00-1.09)		1.05 (1.00-1.09)
Taxa de fecundidade> 2.32		1.05 (1.01-1.08)		1.06 (1.02-1.09)
Taxa de hospitalizações (por 100 habitantes)>4.27		1.01 (0.98-1.04)		1.02 (0.99-1.05)
Num de observações	17118	17118	17118	17118
Num de municípios	2853	2853	2853	2853

Anexo 2

Estimação do percentual de óbitos a partir de segmentos vulneráveis da população

Considerando a unidade de análise de um estudo ecológico, por exemplo, o município, dividido em dois grupos populacionais diferentes, com diferentes taxas de mortalidade (MR), sendo MRP a MR da parte mais pobre da população, e MRR a MR do resto da população, a razão de taxas de mortalidade (RR) é: $RR = MRP / MRR$. Se considerarmos os óbitos do grupo mais pobre (D_p) sobre a população do grupo mais pobre (P_p) e os óbitos do resto da população (D_r) sobre o resto da população (P_r), podemos obter o total de óbitos no município (D_{tot}) sobre a população total (P_{tot}) a partir das seguintes equações:

$$MR_p = RR \times MR_r$$

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

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

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

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

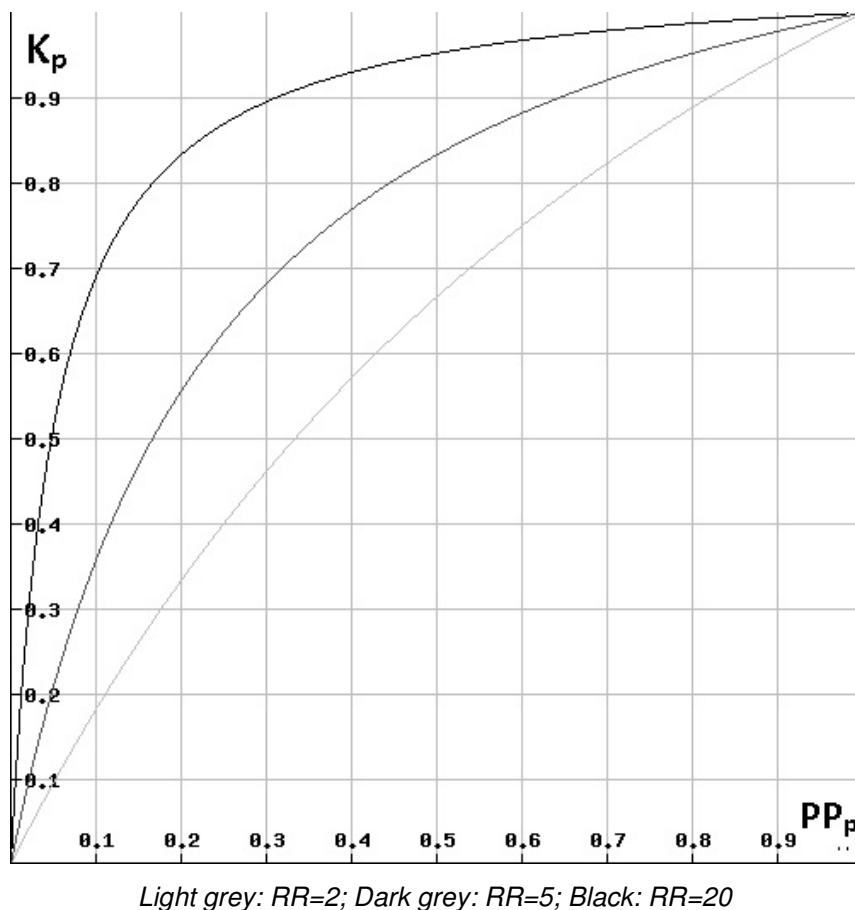
$$D_p = K_p \times D_{tot}$$

K_p representa a proporção de mortes que vêm do segmento mais pobre da população do município, e depende da razão das taxas de mortalidade entre os dois grupos da população e da proporção de pessoas pobres sobre a população total do município (PPP), de acordo com a seguinte equação:

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

Considerando os diferentes valores da razão das taxas, a proporção de mortes que vêm da parte mais pobre da população tem uma relação curvilínea com a proporção de pessoas pobres no município (Figura 1s).

Figura S1: Proporção de mortes provenientes da parte mais pobre da população (K_p) em função da proporção de pessoas pobres no município (PPP) de acordo com diferentes valores de razão da taxas de mortalidade (RR).



Se considerarmos uma razão de taxas de mortalidade em menores de cinco anos (RR) de 2,3,¹ num país com 30% de pessoas pobres a proporção de mortes atribuídas a eles será de 50%. No caso de segmentos da população em situação de extrema pobreza a RR e a proporção de mortes atribuídas a eles será consideravelmente maior. O RR para causas específicas, especialmente si relacionadas com a pobreza,² como desnutrição ou diarreia, pode ser tão alta que as mortes atribuíveis à pessoas pobres podem chegar a quase a totalidade das mortes por esta causa específica no município, como mostrado na Figura S1 no caso de RR de 20.

Referencias

1. Rodwin VG, Neuberg LG. Infant mortality and income in 4 world cities: New York, London, Paris, and Tokyo. *Am J Public Health*. 2005 Jan;95(1):86-90.
2. Nelson MD. Socioeconomic status and childhood mortality in North Carolina. *Am J Public Health*. 1992;82:1131–1133

Anexo 3

Modelos de regressão binomial negativa

Os modelos de regressão binomial negativa (BN) são usados quando o resultado a ser analisado é uma base de dados de contagem e o pressuposto do modelo Poisson de que a média é igual à variância não é respeitado, geralmente porque os dados são sobredispersos (*overdispersed*).¹ A BN pode ser utilizada com os dados longitudinais ou de painel, nos quais a mesma unidade de análise tem observações repetidas ao longo de um período de tempo.² Neste caso, além do termo de erro, os modelos de dados em painel incluem um segundo termo para controlar para as características não observadas invariantes no tempo da unidade de análise, ou painel. De acordo com a forma como este termo é estimado, os modelos podem ser distinguidos em modelos de efeitos fixos ou modelos de efeitos aleatórios. De um ponto de vista estatístico, a escolha entre efeitos fixos e efeitos aleatórios é baseada no teste de especificação de Hausman.^{2,3}

Modelos a efeitos fixos em avaliações de impacto

Nas avaliações de impacto os modelos de efeitos fixos (FE) são geralmente preferidos porque permitem a correlação entre o termo não mensurável e invariante no tempo e as outras variáveis independentes.⁴ No nosso caso, o termo invariante no tempo representa características não observadas do município, como características geográficas, históricas, sócio-culturais ou sócio-econômicas que não mudaram significativamente durante o período em estudo. Em modelos de efeitos fixos, mas não nos aleatórios, essas características podem ser correlacionadas com as variáveis de tratamento, como por exemplo a cobertura ou PBF ou do PSF. Se, por exemplo, essas intervenções foram implementadas prioritariamente em áreas remotas e pobres, com maiores taxas de mortalidade e as variáveis ligadas a essas características não foram incluídas no modelo, as estimativas dos efeitos da intervenção poderiam sofrer de vieses de seleção. Modelos de efeitos fixos permitem controlar para estes vieses, pois o termo de efeito fixo da equação representa essas características não observáveis e invariantes no tempo.⁴

O modelo de regressão

O modelo de regressão utilizado foi o seguinte:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 PBF_{it} + \beta_2 PSF_{it} + \beta_n X_{nit} + u_{it}$$

Onde Y_{it} foi a taxa de mortalidade para o município i no ano t , α_i é o efeito fixo para o município i , que capta todos os fatores não observados e invariantes no tempo, PBF_{it} é a cobertura do Programa Bolsa Família para o município i no ano t , PSF_{it} é a cobertura do Programa Saúde da Família para o município i no ano t , X_{nit} é o valor de cada n covariável do modelo no município i no ano t , e u_{it} é o erro. Uma variável de tempo não foi incluída no modelo porque a razão das taxas de mortalidade, comparando dois ou mais grupos de cobertura expostos à mesma tendência temporal de mortalidade, é suficiente para controlar para efeitos das tendências seculares.^{5,6} A introdução nos modelos de uma variável de tempo criaria o problema de *over-specification* do modelo, como é confirmado por análises de sensibilidade realizadas.

Regressão binomial negativa de efeitos fixos

A regressão negativa binomial de efeitos fixos (BNFE) pode ser estimada em duas maneiras, *condicional* ou *não condicional*.⁷ A BNFE *condicional* é geralmente preferida e implementada nos pacotes de software estatísticos porque a alternativa *não condicional* é extremamente demorada e, em caso de ser grande o número de painéis, requer grande capacidade computacional. No entanto, tem sido demonstrado que o estimador de máxima probabilidade *condicional* da BNFE não necessariamente remove os efeitos fixos individuais, isto acontece só em casos específicos.^{7,8} Soluções diferentes têm sido propostas. De acordo com a literatura os modelos mais apropriados - mesmo si requerem grandes recursos de tempo e memória computacional - são os BNFE *não condicional* com erro padrão (SE) ajustado para o Chi2 de Pearson ou para a dispersão do desvio.^{1,7,9}

Como é mostrado na Tabela S3, ao fim de verificar a robustez da nossa análise, foram rodados os modelos de regressão por meio com três diferentes especificações: 1 - BNFE *condicional*, 2 - BNFE *não condicional* com SE ajustado, 3 - Poisson FE *condicional* com SE robusto. Os efeitos do PBF e do PSF (e das covariáveis) estimados são quase idênticos em todos estes modelos. Os valores do

critério de informação de Akaike (AIC) e do critério de informação Bayesiano (BIC), que, devido as suas fórmulas foi possível calcular apenas para os modelos 1 e 3, sugerem que os modelos BNFE *condicional* são os modelos que melhor se adaptam aos dados. Comparações similares das especificações dos modelos foram realizadas para todas as outras causas de mortalidade incluídas no estudo: os modelos BNFE condicionais mostram estimativas de efeito semelhante, mas com melhor AIC e BIC que os modelos de Poisson, por outro lado, os modelos BNFE *não condicional* têm problemas de convergência em alguns desfechos - provavelmente devido ao elevado número de parâmetros calculados - mas quando converge mostram valores semelhantes ao BNFE *condicional*. Considerando que a regressão binomial negativa é o modelo que melhor modela nossos dados de mortalidade, que a especificação de efeitos fixos é importante para a análise de avaliações de impacto, e que o BNFE *condicional* demonstrou comportar-se em nossos modelos - comparando suas estimativas com o BNFE *não condicional* e com os modelos de Poisson - como verdadeiros modelos de efeitos fixos, decidiu-se utilizar para as análises conduzidas no estudo os modelos de regressão BNFE *condicional* de efeitos fixos.

TABELA S3. Modelos de regressão binomial negativa de efeitos fixos para a associação bruta e ajustada entre as taxas de mortalidade em menores de cinco anos (TMM5) e a cobertura do Programa Bolsa Família (PBF) e do Programa Saúde da Família (PSF): Brasil, 2004-2009

Variables	TMM5, RR (IC95%)		
	1. BNFE Condicional	2. BNFE <i>não condicional</i> com SE ajustado	3. Poisson FE Condicional com SE robusto
Cobertura municipal do PBF			
Baixa (0.0% to 17.1%)	1	1	1
Intermédia (17.2% to 32.0%)	0.94 (0.92-0.96)	0.95 (0.93-0.97)	0.94 (0.91-0.97)
Elevada (>32.0%)	0.88 (0.85-0.91)	0.89 (0.85-0.92)	0.88 (0.84-0.92)
Consolidada (>32.0% e cobertura PA>=100% para 4 anos ou mais)	0.83 (0.79-0.88)	0.84 (0.79-0.89)	0.84 (0.78-0.89)
Cobertura municipal do PSF			
Sem PSF (0.0%)	1	1	1
Incipiente (<30%)	0.99 (0.94-1.04)	0.98 (0.93-1.03)	0.99 (0.94-1.04)
Intermediária (>= 30%)	0.93 (0.88-0.97)	0.94 (0.89-0.98)	0.93 (0.88-0.98)
Consolidada (>= 70% e tempo de implementação no município maior que 4 anos)	0.88 (0.83-0.93)	0.88 (0.83-0.94)	0.87 (0.82-0.93)
Renda per capita (mensal) > 380 BR\$	0.95 (0.92-0.97)	0.94 (0.92-0.97)	0.94 (0.91-0.98)
% de população alvo do PBF > 22.4%	1.07 (1.03-1.12)	1.07 (1.01-1.13)	1.07 (1.02-1.13)
% de pessoas que vivem em domicílios com saneamento inadequado <16.7%	1.10 (1.05-1.15)	1.10 (1.05-1.15)	1.09 (1.04-1.15)
Taxa de analfabetismo em maiores de 15 anos >11.1%	1.04 (1.00-1.08)	1.04 (1.00-1.09)	1.04 (0.99-1.09)
Taxa de fecundidade > 2.32	1.07 (1.03-1.10)	1.07 (1.04-1.11)	1.07 (1.03-1.11)
Taxa de hospitalizações (por 100 habitantes) > 4.27	1.01 (0.99-1.04)	1.00 (0.97-1.03)	1.01 (0.97-1.06)
Num de observações	17118	17118	17118
Num de municípios	2853	2853	2853
AIC	52,962	*a	53,070
BIC	53,063		53,163

*a Não possível estimação de AIC e BIC; BNFE: Binomial Negativa com Efeitos Fixos

Referencias:

1. Hilbe JM. Negative Binomial Regression. Cambridge, United Kingdom: Cambridge University Press; 2007
2. Frees, EW. *Longitudinal and Panel Data*. Cambridge University Press, 2004.
3. Wooldridge JM. *Introductory Econometrics, a modern approach*. 3rd edition. Cincinnati, US: South-Western College Pub; 2005.
4. Shahidur RK, Koolwal GB, Samad HA. *Handbook on Impact Evaluation: Quantitative Methods and Practices*. World Bank Publications, 2010.
5. Aquino R, Oliveira NF, Barreto ML. Impact of the Family Health Program on infant mortality in Brazilian municipalities. *Am J Public Health*. 2009;99(1):87–93
6. Rasella D, Aquino R, Barreto ML. Reducing childhood mortality from diarrhea and lower respiratory tract infections in Brazil. *Pediatrics*. 2010;126(3):e534-40.
7. Allison PD, Waterman RP. Fixed–Effects Negative Binomial Regression Models. *Sociological Methodology* 2002; 32: 247–65.
8. Guimarães P. The fixed effects negative binomial model revisited. *Economics Letters* 2008; 99: 63–6.
9. Allison P. Beware of Software for Fixed Effects Negative Binomial Regression. <http://www.statisticalhorizons.com/fe-nbreg>. Accessed June 12, 2012

Conclusões

Nos decênios passados as estratégias adotadas para reduzir a morbidade e mortalidade numa população eram prevalentemente baseadas em intervenções biomédicas sobre doenças específicas. Todavia, em anos recentes, cresceu o interesse em intervenções que atuem sobre os determinantes sociais da saúde e que possam, em conjunto com programas de assistência à saúde, contribuir na melhoria e na redução das desigualdades em saúde da população.

O Brasil implementou nos últimos anos o maior programa de transferência de renda do mundo, o Programa Bolsa Família, que contempla uma grande parte das famílias pobres do país oferecendo uma renda condicionada ao respeito de condicionalidades na educação e na saúde das crianças. Nos últimos anos também foi fortemente ampliada a cobertura da Estratégia Saúde da Família, alcançando mais que a metade da população brasileira.

Estes programas produziram uma grande quantidade de dados relativos a vários aspectos das suas implementações, seja a nível local quanto nacional. Paralelamente, informações sobre morbidade e mortalidade da população e sobre suas características socioeconômicas estão aumentando, seja em termos de quantidade como em termo de qualidade. Esta relativa abundância de dados de confiabilidade adequada proporciona a possibilidade de avaliar intervenções e políticas públicas. As avaliações de impacto tradicionais, como por exemplo os ensaios randomizados controlados, permitem ter uma estimativa da eficácia de uma intervenção num contexto específico e num período limitado no tempo. Apesar deles terem uma grande validade interna, as estimativas de impacto que produzem têm pouca correspondência com a real efetividade da intervenção no contexto mais amplos do país, caracterizados para uma grande heterogeneidade de implementação. Desenhos de estudo observacionais, que exploram dados longitudinais ecológicos de qualidade adequada, produzidos por diferentes sistemas de informações e analisados por metodologias estatísticas sofisticadas, permitem superar estas limitações e estimar a efetividade destas macropolíticas com abrangência nacional e por longos períodos de tempo, podendo também estudar os efeitos de duração das intervenções. Todavia, devido também a uma menor validade interna destes desenhos de estudo, é fundamental a construção de um detalhado

modelo teórico de intervenção e a compreensão dos mecanismos e dos indicadores de processo que precisam ser avaliados, além dos indicadores finais de impacto, para fornecer estimativas de efetividade robustas e plausíveis.

Os presentes artigos tiveram como objetivo a avaliação de efetividade de duas macropolíticas implementadas a nível nacional, o Programa Bolsa Família e a Estratégia Saúde da Família, que atuam respectivamente sobre os determinantes sociais e sobre a promoção, prevenção e assistência à saúde. Os resultados destas avaliações demonstraram uma grande efetividade do Programa Bolsa Família na redução da mortalidade na infância, especialmente nos municípios onde conseguiu assegurar uma cobertura completa de todas as famílias pobres por 4 ou mais anos. Este efeito foi maior para as causas de mortalidade ligadas à pobreza, como a desnutrição e a diarreia. A Estratégia Saúde da Família mostrou um impacto de magnitude similar, mas também demonstrou um efeito por causas mais dependentes do tratamento médico, como as infecções respiratórias das vias aéreas inferiores. A plausibilidade dos resultados foi reforçada pelo efeito sobre indicadores de processo, como o aumento das taxas de vacinação e das visitas pré-natais e a redução das hospitalizações pelas mesmas causas. A robustez dos achados foi demonstrada, entre outros, pela ausência de efeito na mortalidade por causas externas, utilizada como controle.

Os resultados do nosso estudo fornecem evidências de que uma abordagem multissetorial, que combine um sólido programa de transferência de renda com uma atenção primária eficaz, capaz de atender as necessidades de saúde da população e as condicionalidades impostas pelo programa, pode fortemente reduzir a mortalidade na infância - sobre tudo por causas relacionadas à pobreza - num país com grandes desigualdades como o Brasil.