



Investigación original / Original research

Efectos combinados de la ampliación de la atención primaria de salud y de las transferencias condicionadas de dinero en efectivo sobre la mortalidad infantil en Brasil, 1998–2010*

Frederico C. Guanais¹

**Forma de citar
(artículo original)**

Guanais FC. The Combined Effects of the Expansion of Primary Health Care and Conditional Cash Transfers on Infant Mortality in Brazil, 1998–2010. *Am J Public Health.* 2013;103:2000–2006. doi: 10.2105/AJPH.2013.301452.

RESUMEN

Objetivos. Examiné los efectos combinados del acceso a la atención primaria mediante el Programa de Salud Familiar (PSF) y las transferencias condicionadas de dinero en efectivo del Programa Bolsa Familia (PBF) sobre la mortalidad infantil posneonatal (MIPN) en Brasil.

Métodos. Emplé un análisis ecológico longitudinal usando datos en panel de 4 583 municipios brasileños de 1998 al 2010, con 54 253 observaciones en total. Estimé modelos de regresión de efectos fijos por mínimos cuadrados ordinarios, con la tasa de MIPN como la variable dependiente y el PSF, el PBF y sus interacciones como las principales variables independientes de interés.

Resultados. La asociación de una mayor cobertura del PSF con una menor tasa de MIPN se volvió más fuerte conforme aumentaba la cobertura del PBF. En los promedios de todas las demás variables, cuando la cobertura de PBF era 25%, la MIPN predicha fue 5,24 (intervalo de confianza [IC] de 95% = 4,95, 5,53) para una cobertura del PSF de 0%, y de 3,54 (IC de 95% = 2,77, 4,31) para una cobertura del PSF de 100%. Cuando la cobertura del PBF era de 60%, la MIPN predicha fue 4,65 (IC de 95% = 4,36, 4,94) para una cobertura del PSF de 0%, y de 1,38 (IC de 95% = 0,88, 1,89) para una cobertura del PSF de 100%.

Conclusiones. El efecto del PSF depende de la ampliación del PBF. Para las poblaciones empobrecidas y subatendidas, la combinación de intervenciones tanto del lado de la oferta como del lado de la demanda podría ser necesaria para mejorar los resultados en salud.

La desigualdad de los ingresos en Brasil se encuentra entre las más altas del mundo, y las profundas desigualdades

en las condiciones de salud entre los distintos niveles socioeconómicos son generalizadas, a pesar de las mejoras relacionadas con una ampliación de los programas sociales y de salud desde fines de los años noventa (1, 2). En 1988, una nueva Constitución federal decretó el acceso universal a la atención de salud, lo cual derivó en la creación del Sistema Único de Salud. El principal motor de la implementación inicial del Sistema

Único de Salud fue la ampliación de la atención primaria de salud, ante todo por medio del Programa de Salud Familiar (PSF), puesto en marcha en 1994. Actualmente, el PSF tiene 109,3 millones de usuarios registrados (57,3% de la población brasileña). El programa financia servicios de atención primaria otorgados por equipos de profesionales de la salud, compuestos por médicos, enfermeras, técnicos y agentes de salud comunitarios

© Organización Panamericana de la Salud, 2014, versión en español. Todos los derechos reservados.

© American Public Health Association, 2013, versión en inglés. Todos los derechos reservados.

¹ División de Protección Social y Salud, Banco Interamericano de Desarrollo, Washington, D.C., Estados Unidos de América. La correspondencia deberá enviarse a fredericog@iadb.org

* Traducción oficial al español del artículo original en inglés efectuada por la Organización Panamericana de la Salud, con autorización de la American Public Health Association. En caso de discrepancia entre ambas versiones, prevalecerá la original (en inglés). Este artículo fue elegido "artículo del año del 2013" por el American Journal of Public Health.

que atienden áreas de captación específicas. Estudios previos han encontrado evidencia que, entre 1990 y 2004, el PSF redujo los niveles de mortalidad infantil, hospitalización por afecciones tratables en servicios de consulta externa y mortalidad en adultos (3–8).

En el 2001, el gobierno federal introdujo programas de transferencias condicionadas de dinero en efectivo (CCT, por sus siglas en inglés), que proporcionan dinero en efectivo a las familias pobres si cumplen con la asistencia escolar regular y la vigilancia del crecimiento. En 2003 los programas de transferencias condicionadas se renovaron a fondo y se creó el Programa *Bolsa Família* (PBF). A diferencia de sus precursores, el PBF incluyó un componente específico de utilización de los servicios de salud: el programa requería que los niños más pequeños y sus madres usaran servicios preventivos. La expansión de la cobertura del PBF fue muy rápida; para el 2006 incluía a 11 millones de familias y llegó a un máximo de 13 millones en el 2010.

Actualmente, las familias reclutadas en el PBF reciben una transferencia mensual de dinero en efectivo de US\$ 75,25 en promedio, y 92% de los beneficiarios registrados son mujeres. Los requisitos para participar son uniformes en todo el país y dependen del ingreso familiar per cápita, y del número y la edad de los miembros de la familia. El ingreso familiar per cápita máximo de elegibilidad es US\$ 70,25 por mes. Los estudios han asociado la ampliación del PBF con una reducción de la pobreza y la desigualdad de ingresos, resultados nutricionales positivos en los niños y mejoras en la asistencia escolar (9, 10). En otros países, programas similares se asociaron con mayor utilización de servicios preventivos y mejores resultados antropométricos y nutricionales (11–13).

Algunos estudios han sostenido que la asociación entre servicios de atención primaria de salud, por el lado de la oferta, y programas de transferencias condicionadas, por el lado de la demanda, debiera mejorar los resultados de salud (13, 14). Las familias de bajos ingresos están propensas a enfrentar mayores barreras para el acceso a los servicios de atención de salud; sin embargo, entregarles dinero en efectivo y exigirles que usen atención preventiva probablemente no mejorará su estado de salud si no hay servicios disponibles. A pesar de las expectativas teóricas, la relación entre

los aspectos de oferta y demanda de la atención primaria de salud no se ha explorado suficientemente en la literatura.

Entre 1998 y 2010 hubo en Brasil importantes disminuciones en la mortalidad infantil y ampliaciones tanto del PSF como del PBF pero, hasta donde tengo conocimiento, ningún estudio ha examinado si estos dos eventos están relacionados. Los datos oficiales recientes señalan que la mortalidad infantil disminuyó de 29,7 defunciones por 1 000 nacidos vivos en el 2000 a 15,6 defunciones por 1 000 nacidos vivos en el 2010. La mayor parte de esta reducción está asociada con mejoras en las tasas de mortalidad infantil posneonatal (MIPN; niños que mueren entre los 28 y los 364 días de edad), lo cual está probablemente asociado con los servicios de atención primaria (15).

La mortalidad infantil es un indicador interesante por la importancia intrínseca del concepto que entraña y porque se correlaciona con la atención médica y el desarrollo socioeconómico. La experiencia de Brasil ofrece un conjunto único de circunstancias para probar cómo el acceso mejorado a los servicios médicos y la ampliación de las medidas de alivio de la pobreza interactúan en la reducción de la mortalidad infantil.

Examiné los efectos combinados de la atención primaria de salud comunitaria proporcionada por medio del PSF y de las transferencias condicionadas proporcionadas por medio del PBF en la reducción de la tasa de MIPN en Brasil de 1998 al 2010. Realicé un análisis ecológico longitudinal de datos administrativos a nivel municipal de 1998 al 2010 que son de acceso público.

MÉTODOS

Los municipios son las unidades políticas y administrativas más pequeñas en Brasil y son responsables de proveer atención primaria. En 2010, las poblaciones de los 5 564 municipios en Brasil iban desde 805 hasta 11,25 millones de habitantes. Incluí en el estudio 4 583 municipios (82,4% del total). Excluí 449 municipios ubicados en la región norte por falta de datos covariados, ya que la encuesta nacional de muestreo de hogares no representaba a la población rural de esta área antes del 2003. Excluí otros 533 municipios debido a la baja calidad de las estadísticas vitales reportada en estudios previos (16).

Datos, fuentes de datos e imputación

La principal variable dependiente en el presente estudio es la tasa de MIPN. Estudié la mortalidad posneonatal en lugar de la mortalidad infantil debido a su mayor susceptibilidad a la atención primaria de salud con ciertas medidas clínicas como la vacunación, el control de la diarrea y de las infecciones respiratorias agudas y el suministro de información básica a los padres (17, 18). El número de consultas de atención prenatal por embarazo fue una variable dependiente. Los datos de mortalidad y consultas de atención prenatal están disponibles por el Ministerio de Salud. Los datos sobre población los obtuve de la oficina del censo oficial.

Las principales variables independientes fueron la cobertura del PSF y del PBF y sus interacciones. Los datos del PSF son de acceso público por parte del Ministerio de Salud. Calculé la cobertura dividiendo el número de personas registradas con un equipo de salud familiar entre el número de residentes. Los datos del PBF son de acceso público por parte del Ministerio de Desarrollo Social. Calculé la cobertura dividiendo el número de beneficiarios entre el número de residentes. El gobierno brasileño usa rutinariamente la proporción anual de población atendida por los programas de salud como una herramienta de monitoreo de la cobertura y el acceso (19).

Incluí variables de control asociadas con la salud infantil (20–22). Calculé la tasa de fecundidad dividiendo el número de nacimientos anuales por el número (100) de mujeres residentes de 15 a 49 años de edad. Obtuve los datos sobre acceso a agua potable, educación e ingresos a nivel municipal de los censos del 2000 y 2010. Para 1998, 1999 y 2001–2009, obtuve estas tres variables mediante un algoritmo de interpolación derivado de la siguiente fórmula (23):

$$(1) \quad X_{M,2000+t} = X_{M,2000+t-1} \times \left(\frac{\ln(X_{S,2000+t}) - \ln(X_{S,2000+t-1})}{\ln(X_{S,2010}) - \ln(X_{S,2000})} \right) \times (\ln(X_{M,2010}) - \ln(X_{M,2000}))$$

donde X es la variable a ser interpolada, M es el nivel municipal, S es el nivel estatal, 2000 es el año del primero y 2010 el segundo de dos censos consecutivos, y t varía de 1 a 9 para años intercensales.

Obtuve del Ministerio de Salud las estadísticas sobre camas de hospital per cápita y del Ministerio de Finanzas las estadísticas sobre el gasto de salud de los gobiernos municipales; están ajustadas por inflación con el índice nacional ampliado de precios al consumidor (24).

Análisis estadísticos

Calculé modelos de regresión de efectos fijos por mínimos cuadrados ordinarios a nivel municipal para todos los años desde 1998 hasta el 2010, con la tasa de MIPN como variable dependiente. Incluí en los modelos todas las variables que se muestran en el cuadro 1. Los resultados de la prueba de Hausman indican que el modelo de efectos fijos constituye una especificación más apropiada que el de efectos aleatorios (25). Realicé todos los análisis con el software Stata (26).

El PSF y el PBF son las principales variables independientes de interés. Comparé las tasas de MIPN entre municipios con diferentes niveles de cobertura de PSF y PBF a lo largo del tiempo. Dada la naturaleza universal de sistema de salud de Brasil, el PSF puede atender por igual tanto a los pobres como a quienes no lo son, y esto debería resultar en impactos decrecientes de cobertura sobre la MIPN si se atiende primero a los pobres. Por este motivo, incluí en el modelo un término cuadrático para el PSF. En cuanto al PBF, dado que la cobertura se centra en los pobres, los impactos decrecientes son menos probables y solo incluí un término lineal. Las variables construidas por la multiplicación del PSF y el PBF capturan los efectos interactivos.

Las regresiones controlaron por determinantes de la supervivencia infantil aceptados, como el acceso a agua potable, nivel de educación, fecundidad, camas hospitalarias y gastos en salud (27–29). Las variables ficticias (*dummy*) a nivel municipal controlaron por todas las características que son específicas para cada municipio y que no cambiaron durante el período de análisis. Incluí variables *dummy* de año en todos los modelos, a fin de controlar por tendencias seculares que afectan a todos los municipios simultáneamente.

Como un análisis de seguimiento, estratifiqué los modelos por región, con la tasa de MIPN y las tasas de consulta prenatal como variables dependientes, para evaluar el uso de servicios preventivos asociado con el PSF y el PBF, y para cuantificar la heterogeneidad de efectos entre las regiones (30–32). Calculé cuatro modelos de regresión por separado para las regiones nordeste, sudeste, sur y centrooccidental (no incluí la región norte, que no se superpone con la región nordeste). Según los datos del censo del 2010, la región nordeste es la más pobre, donde vive aproximadamente 30% de la población y 60% de los pobres de Brasil.

Dos pasos adicionales incrementaron la robustez del análisis. Primero, ajusté todos los modelos por la conglomeración de observaciones a nivel municipal, controlando así la posibilidad de resultados serialmente correlacionados entre municipios a lo largo del tiempo (33). Segundo, ajusté la importancia de las observaciones en el modelo según el tamaño de población, mediante la opción *aweight* de Stata, que multiplica todas las

variables por la raíz cuadrada del ponderador especificado.

RESULTADOS

El cuadro 1 muestra estadísticas descriptivas calculadas para la muestra del estudio de 1998 al 2010. Durante ese período, la tasa de mortalidad posneonatal descendió de 9,05 a 4,01 defunciones por 1 000 nacidos vivos; el número promedio de consultas de atención prenatal subió de 3,05 a 6,70 visitas por embarazo; la cobertura del PSF aumentó de 6,1% a 49,6% y la cobertura del PBF alcanzó 25,4%. En promedio, el acceso al agua potable, el nivel de educación y los ingresos mejoraron, y la fecundidad declinó. Los resultados en otros indicadores de servicios de salud fueron dispares: el número de camas hospitalarias per cápita descendió, mientras que los gastos en salud de los gobiernos municipales aumentó.

Con el transcurso del tiempo, cambió la correlación entre las variables principales descritas en el cuadro 1. La correlación entre MIPN y cobertura del PSF disminuyó de 0,1772 en 1998 ($P < 0,001$) a 0,0108 en el 2010 ($P = 0,479$); la correlación entre MIPN y cobertura del PBF disminuyó de 0,3447 en el 2003 ($P < 0,001$) a 0,1149 en el 2010 ($P < 0,001$); la correlación entre atención prenatal y el PSF aumentó de 0,1518 en 1998 ($P < 0,001$) a 0,5210 en el 2010 ($P < 0,001$); y la correlación entre atención prenatal y cobertura del PBF aumentó de 0,2528 en el 2003 ($P < 0,001$) a 0,4658 en el 2010 ($P < 0,001$).

En el cuadro 2, la estimación de modelos de regresión de efectos fijos para la muestra del estudio ofrece más detalles acerca del complejo patrón de efectos e

CUADRO 1. Estadísticas sobre los municipios brasileños incluidos en la muestra del estudio: 1998, 2000, 2005, 2010

Variabes	1998, media (DE)	2000, media (DE)	2005, media (DE)	2010, media (DE)
Mortalidad posneonatal (defunciones/1 000 nacidos vivos)	9,045 (8,771)	7,392 (6,568)	5,207 (3,872)	4,008 (3,112)
Consultas de atención prenatal (consultas/embarazo)	3,046 (3,820)	3,276 (2,549)	5,362 (2,936)	6,699 (4,017)
Programa de Salud Familiar (proporción de la población cubierta)	0,061 (0,148)	0,138 (0,226)	0,399 (0,320)	0,496 (0,327)
Programa <i>Bolsa Família</i> (proporción de la población cubierta)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,218 (0,156)	0,254 (0,181)
Tiene acceso al agua potable (proporción de la población)	0,788 (0,207)	0,795 (0,210)	0,829 (0,194)	0,849 (0,163)
Tiene educación primaria o menos (proporción de la población)	0,665 (0,131)	0,635 (0,136)	0,554 (0,137)	0,496 (0,127)
Sin ingresos regulares por un empleo (proporción de la población)	0,396 (0,136)	0,341 (0,094)	0,280 (0,084)	0,297 (0,086)
Tasa de fecundidad, de 15 a 49 años de edad (número de nacimientos/ 100 mujeres)	7,089 (1,756)	6,721 (1,453)	5,774 (1,478)	5,161 (0,891)
Camas hospitalarias (camas/1 000 habitantes)	3,183 (2,808)	2,996 (2,611)	2,607 (1,959)	2,485 (1,704)
Gasto en salud del gobierno municipal (US\$ constantes del 2010, per cápita)	107,54 (65,30)	114,81 (132,88)	142,82 (67,82)	222,35 (89,80)

Nota: El tamaño de la muestra fue de $n = 4\ 583$ municipios.

CUADRO 2. Modelos de regresión de efectos fijos: Brasil, 1998–2010

Variables independientes	Tasa de mortalidad infantil posneonatal, b [IC de 95%]				
	Modelo 1 ^a	Modelo 2 ^a	Modelo 3 ^a	Modelo 4 ^a	Modelo 5 ^{a,b}
Cobertura dPSF (proporción de la población)	1,277 ^c (-1,760, -0,794)	2,751 ^c (1,619, 3,883)	-9,663 ^c (-10,608, -8,719)	1,707 ^d (0,613, 2,801)	3,326 ^c (1,988, 4,664)
PSF cuadrática		-4,274 ^c (-5,333, -3,214)		-1,246 ^e (-2,364, -0,129)	-1,360 ^e (-2,492, -0,228)
Cobertura del PBF (proporción de la población)				-5,528 ^c (-7,021, -4,035)	-4,855 ^c (-6,337, -3,373)
Interacción, PSF x PBF				-9,535 ^c (-14,769, -4,301)	-10,312 ^c (-15,539, -5,086)
Interacción, PSF cuadrática x PBF				5,249 ^e (0,387, 10,111)	5,827 ^e (0,961, 10,694)
Tiene acceso a agua potable (proporción de la población)	-6,748 ^c (-8,522, -4,975)	-5,968 ^c (-7,672, -4,264)	-2,565 ^d (-4,239, -0,892)	-2,086 ^e (-3,755, -0,417)	-2,289 ^d (-3,955, -0,623)
Tiene educación primaria o menos (proporción de la población)	-9,407 ^d (-15,957, -2,857)	-9,471 ^d (-16,051, -2,891)	-5,700 ^e (-10,793, -0,607)	-5,931 ^e (-11,114, -0,747)	-5,728 ^e (-10,954, -0,501)
Sin ingresos regulares por un empleo (proporción de la población)	5,462 ^c (3,207, 7,716)	4,736 ^c (2,557, 6,915)	1,204 (-0,609, 3,018)	1,077 (-0,746, 2,899)	2,344 ^e (0,381, 4,307)
Interacción, PSF x ningún ingreso					-4,843 ^c (-7,553, -2,133)
Tasa de fecundidad, de 15 a 49 años de edad (número de nacimientos/100 mujeres)	-0,269 ^c (-0,393, -0,145)	-0,276 ^c (-0,398, -0,153)	-0,333 ^c (-0,446, -0,220)	-0,348 ^c (-0,460, -0,235)	-0,348 ^c (-0,460, -0,235)
Camas hospitalarias (por 1000 habitantes)	-0,049 (-0,108, 0,011)	-0,056 (-0,114, 0,002)	-0,032 (-0,082, 0,018)	-0,038 (-0,088, 0,013)	-0,035 (-0,085, 0,016)
Gasto en salud del gobierno municipal, per cápita (en US\$ del 2010 x 1 000 habitantes)	1,185 (-0,452, 2,823)	1,179 (-0,376, 2,733)	0,665 (-0,394, 1,723)	0,717 (-0,348, 1,783)	0,642 (-0,388, 1,672)
R ²	0,3665	0,3692	0,3668	0,3880	0,3884

Nota: IC = intervalo de confianza; PBF = Programa Bolsa Familiar; PSF = Programa de Salud Familiar. La tasa de mortalidad infantil posneonatal es la variable dependiente. El PSF, el PSF al cuadrado, el PBF, sus interacciones y otras covariables son las variables independientes (b estimada e IC de 95%). El tamaño de la muestra fue n = 4 583 municipios (64 253 observaciones). En todos los modelos, los municipios se representan por el subíndice i y los años se representan por el subíndice t; a, son variables ficticias (dummy) para todos los municipios menos uno; i, son variables ficticias para todos los años, menos uno; y e_{it} es un término de error de la población.

^a Todos los modelos son regresiones de efectos fijos por mínimos cuadrados ordinarios, ajustadas por conglomeración de observaciones a nivel municipal y las observaciones están ponderadas por el tamaño de la población. Además de las variables que se muestran en el cuadro, todos los modelos incluyeron variables ficticias de año y un término constante, que no se muestran por las limitaciones de espacio.

^b La especificación completa del modelo poblacional de la columna 5 está dada por la siguiente ecuación:

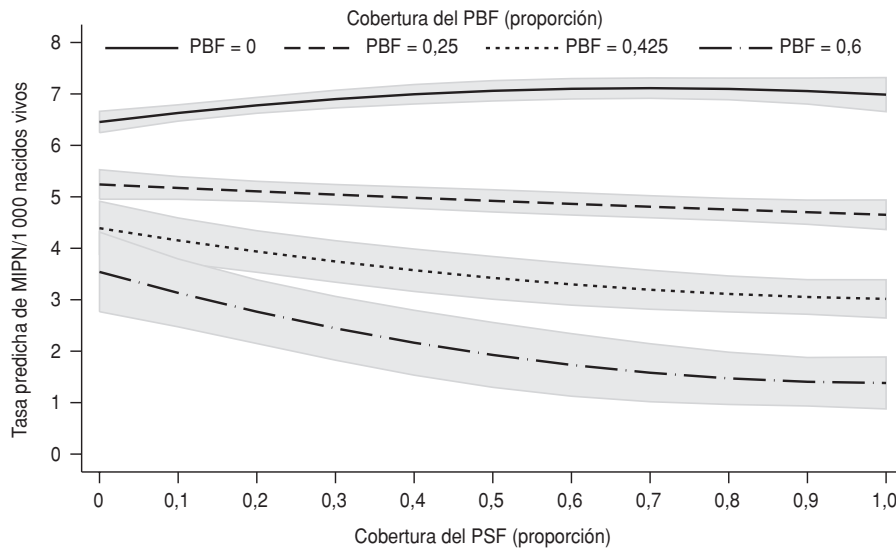
$$PNIM_{it} = \beta_0 + \beta_1 fmp_{it} + \beta_2 (fmp_{it}^2) + \beta_3 bfp_{it} + \beta_4 (fmp_{it} \times bfp_{it}) + \beta_5 (fmp_{it}^2 \times bfp_{it}) + \beta_6 water_{it} + \beta_7 educ_{it} + \beta_8 noearm_{it} + \beta_9 noearm_{it} \times fmp_{it} + \beta_{10} fert_{it} + \beta_{11} beds_{it} + \alpha_i + \lambda_t + \epsilon_{it}$$

^c P < 0,001.
^d P < 0,01.
^e P < 0,05.

interacciones del PSF y el PBF sobre la tasa de MIPN, controlando por las covariables de estado de salud. El modelo 1 indica que niveles más altos de cobertura del PSF se asociaron con MIPN más baja ($b_{PSF} = -1,277$; $P < 0,001$), mientras que la especificación no lineal del modelo 2 sugiere que el efecto creció con niveles más altos de cobertura del PSF ($b_{PSF} = 2,751$; $P < 0,001$, y $b_{PSF^2} = 4,274$; $P < 0,001$). El modelo 3 muestra que la mayor cobertura del PBF se asoció también con menor MIPN ($b_{PBF} = -9,663$; $P < 0,001$). Cuando se incluyeron ambos programas en la misma ecuación, como se muestra en el modelo 4, los efectos se asociaron parcialmente con cada programa ($b_{PSF} = 1,707$; $P < 0,010$; $B_{PSF^2} = -1,246$; $P < 0,050$; y $b_{PBF} = -5,528$; $P < 0,001$), y los términos de interacción estadísticamente significativos sugieren una interdependencia de los programas ($b_{PSF \times PBF} = -9,535$ $P < 0,001$; y $b_{PSF^2 \times PBF} = 5,249$ $P < 0,050$). El modelo 5 incluye una interacción entre PSF e ingresos laborales nulos ($b_{PSF \times ingresos} = -4,843$; $P < 0,001$), lo cual demuestra una asociación adicional entre más alto PSF y más baja MIPN en poblaciones pobres.

La figura 1 ofrece una mejor visualización de los resultados usando los coeficientes estimados del modelo 5 en el cuadro 2. Representé gráficamente los márgenes predictivos para diferentes niveles de cobertura del PSF y del PBF asociados con la MIPN, usando los comandos MARGINS y MARGINSPLOT de Stata y el gráfico resultante se muestra en la figura 1. Dado que la cobertura del PBF es menor de 60% para 95% de las observaciones, usé este como el límite superior para el intervalo del PBF en la figura 1.

La figura 1 muestra que, para el período analizado, la reducción de la MIPN dependió tanto del PSF como del PBF: para municipios con bajos niveles de cobertura del PBF, la asociación entre cobertura del PSF y MIPN fue más débil; conforme aumentaba la cobertura del PBF, la asociación entre cobertura del PSF y más baja MIPN se volvió más importante. Las tendencias promedio mostradas en la figura 1 pueden describirse de la siguiente manera: en promedio de todas las demás variables, para un municipio donde la cobertura del PBF era 25%, cuando el PSF no estaba presente, la MIPN predicha fue 5,24 (intervalo de confianza de 95% [IC] = 4,95, 5,53) y cuando la cobertura del PSF alcanzó

FIGURA 1. Márgenes predictivos de la tasa de mortalidad infantil posneonatal (MIPN) según cobertura del Programa de Salud Familiar y del Programa Bolsa Familia: Brasil, 1998–2010

Nota: PBF = Programa Bolsa Familia; PSF = Programa de Salud Familiar. Márgenes predictivos calculados para los parámetros estimados en el modelo 5. Las zonas sombreadas representan los intervalos de confianza de 95%.

100%, la MIPN predicha fue 3,54 (IC de 95% = 2,77, 4,31). Para un municipio donde la cobertura del PBF era 60%, cuando no estaba presente el PSF, la MIPN predicha fue 4,65 (IC de 95% = 4,36, 4,94) y cuando la cobertura del PSF alcanzó 100%, la MIPN predicha fue 1,38 (IC de 95% = 0,88, 1,89).

En el cuadro 3, los resultados indican que la región nordeste fue la más beneficiada por los efectos de los programas. Tanto la magnitud de los coeficientes como la precisión de los estimados fueron más grandes para la muestra restringida al nordeste comparada con la muestra nacional, mientras que la forma funcional no cambió considerablemente.

Se estimó un conjunto adicional de regresiones regionales, con visitas prenatales por embarazo como variable dependiente, para examinar las vías mediante las cuales los programas podrían estar generando un impacto sobre los resultados de salud. Los resultados muestran que la región nordeste fue la única en la cual la mayor cobertura del PSF, del PBF y su interacción estuvieron todas significativamente asociadas con promedios más altos de visitas prenatales por embarazo.

DISCUSIÓN

Entre 1998 y 2010, la expansión masiva de los servicios de atención primaria de

salud del PSF, las transferencias condicionadas (CCT) del PBF y su interacción se asociaron con una reducción de la MIPN en Brasil. El grueso de los beneficios parece haberse concentrado en la región nordeste, la más pobre del país. Los aumentos en las tasas de consulta prenatal crean una imagen compatible con esta interpretación. En el nordeste, la asociación entre el PSF, el PBF y una ampliación en el uso de servicios de atención prenatal fue más fuerte que en otras regiones.

Es posible que los programas fueran implementados en lugares donde ya estaban ocurriendo reducciones de la MIPN. La endogeneidad resultante entre las variables del PSF y del PBF podría debilitar el argumento a favor de la causalidad, pero no parece ser así. Un estudio anterior analizó detalladamente la posible endogeneidad entre el PSF y la mortalidad infantil, y concluyó que no había tendencias preexistentes en ese sentido (3). El PBF se expandió muy rápidamente y alcanzó cobertura nacional en menos de tres años, lo que sugiere también que la adopción del programa no se relaciona con tendencias preexistentes en los municipios donde el programa fue implementado.

Estudios previos, centrados en los años noventa y principios del siglo XXI, documentan el efecto del PSF en la re-

ducción de la MIPN (3–8). El presente estudio, de 1998 al 2010, indica que la aceleración del efecto de la cobertura del PSF en la reducción de la mortalidad infantil en los años más recientes dependió de la ampliación del PBF. Estos resultados indican que la introducción de transferencias condicionadas en Brasil es un factor importante en las reducciones adicionales de la mortalidad infantil.

La asociación entre niveles más altos de transferencias condicionadas con más baja mortalidad infantil parece haberse dado tanto por la ampliación directa del PBF como por el efecto interactivo, que mejoró la efectividad de los servicios de atención primaria que brinda el PSF. En la primera de estas dos vías, los ingresos adicionales pueden haber contribuido a una mejora en los determinantes sociales de la salud, como las condiciones de la vida cotidiana (34). En efecto, los resultados estimados muestran una asociación entre bajo ingreso y reducciones subsiguientes en la MIPN tras la ampliación de los servicios de atención primaria de salud. En la segunda vía, las condiciones del PBF pueden haber mejorado la captación de los servicios preventivos que brindaba el PSF.

Los resultados confirman la evidencia previa de que el PSF contribuyó a la reducción de la tasa de MIPN en Brasil y agregan nueva evidencia de que las transferencias condicionadas de efectivo del PBF pueden haber ayudado a superar barreras importantes a ciertas formas de atención primaria de salud debidas al bajo ingreso familiar (35).

Implicaciones para las políticas

He observado programas que cubren a más de 100 millones de personas durante 13 años, controlando por cambios en variables socioeconómicas, características fijas no observadas de los municipios y tendencias seculares. Hasta donde tengo conocimiento, este es el primer estudio que examina el efecto combinado del escalamiento tanto de un programa comunitario de atención primaria de salud como de un programa de transferencias condicionadas de dinero en efectivo y que documenta la complementariedad de estas dos intervenciones por mejores resultados en salud infantil.

Los resultados aportan evidencia que podría ser necesaria una combinación de intervenciones tanto del lado de la

CUADRO 3. Modelos de regresión de efectos fijos: Brasil, 1998–2010

Variables independientes	Tasa de mortalidad infantil posneonatal, b (IC de 95%)				Consultas prenatales por embarazo, b (IC de 95%)			
	Nordeste	Sudeste	Sur	Centro-occidente	Nordeste	Sudeste	Sur	Centro-occidente
Cobertura del PSF (proporción de la población)	5,600 ^a (2,763, 8,437)	1,529 ^b (0,301, 2,756)	-0,233 (-1,576, 1,110)	1,674 (-1,303, 4,651)	2,249 ^c (1,675, 2,824)	1,336 ^a (0,512, 2,160)	1,734 ^c (1,080, 2,388)	2,732 ^c (1,604, 3,859)
PSF cuadrática	-4,602 ^a (-7,475, -1,730)	-1,575 ^b (-2,865, -0,286)	-0,139 (-1,648, 1,370)	-1,980 (-4,951, 0,990)				
Cobertura del PBF (proporción de la población)	-4,547 ^a (-7,384, -1,711)	-2,258 (-4,887, 0,371)	-4,872 ^c (-7,439, -2,306)	3,902 (-2,703, 10,507)	2,541 ^b (0,371, 4,711)	-6,583 ^b (-12,166, -1,000)	-4,615 ^b (-8,184, -1,046)	-5,565 (-13,410, 2,281)
Interacción, PSF × PBF	-11,730 ^a (-19,544, -3,916)	-13,261 ^a (-22,609, -3,913)	-11,236 ^b (-21,078, -1,395)	-22,838 (-46,647, 0,971)	2,393 ^a (0,834, 3,951)	4,522 ^b (0,920, 8,124)	5,990 ^a (3,229, 8,752)	8,233 ^b (0,113, 16,354)
Interacción, PSF cuadrática × PBF	7,591 ^b (0,579, 14,603)	11,660 ^a (3,048, 20,273)	12,945 ^a (3,141, 22,749)	20,967 ^b (0,853, 41,081)				
R ²	0,4394	0,2606	0,2388	0,3017	0,6471	0,4565	0,5555	0,6645
No. de observaciones	16 450	18 808	14 286	4684	16 443	18 790	14 286	4 684
No. municipios	1480	1545	1151	406	1480	1545	1 151	406

Nota: IC = intervalo de confianza; PBF = Programa Bolsa Familia; PSF = Programa de Salud Familiar. La tasa de mortalidad infantil posneonatal o la tasa de consultas prenatales por embarazo son las variables dependientes. El PSF, el PSF cuadrática, el PBF, sus interacciones y otras covariables son las variables independientes (b estimada e IC de 95%). Todos los modelos son regresiones de efectos fijos por mínimos cuadrados ordinarios, ajustadas por conglomeración de observaciones a nivel municipal y ponderadas por el tamaño de la población. La especificación completa de los modelos poblacionales para la MIPN está dada por la siguiente ecuación:

$$PNIM_{it} = \beta_0 + \beta_1 fhp_{it} + \beta_2 (fhp_{it}^2) + \beta_3 bfp_{it} + \beta_4 (fhp_{it} \times bfp_{it}) + \beta_5 (fhp_{it}^2 \times bfp_{it}) + \beta_6 water_{it} + \beta_7 educ_{it} + \beta_8 noearn_{it} + \beta_9 fert_{it} + \beta_{10} beds_{it} + \beta_{11} expen_{it} + \alpha_i + \lambda_t + \epsilon_{it}$$

La especificación completa de los modelos poblacionales para las consultas prenatales está dada por la siguiente ecuación:

$$Pren_{it} = \beta_0 + \beta_1 fhp_{it} + \beta_2 bfp_{it} + \beta_3 (fhp_{it} \times bfp_{it}) + \beta_4 water_{it} + \beta_5 educ_{it} + \beta_6 noearn_{it} + \beta_7 fert_{it} + \beta_8 beds_{it} + \beta_9 expen_{it} + \alpha_i + \lambda_t + \epsilon_{it}$$

En todos los modelos, los municipios se representan por el subíndice i y los años se representan por el subíndice t; α_i son variables ficticias (dummy) para todos los municipios menos uno; λ_t son variables ficticias para todos los años menos uno; y ϵ_{it} es un término de error de la población. No se muestran los coeficientes de las variables ficticias de año ni el término constante.

^a $P < 0,01$.

^b $P < 0,05$.

^c $P < 0,001$.

oferta como del lado de la demanda para generar un impacto considerable en los resultados en salud para poblaciones empobrecidas y subatendidas. Los análisis de interacciones de los dos programas muestran que los incentivos financieros se asocian con mayor uso de los servicios de salud, especialmente en las regiones más pobres y con respecto a las poblaciones más pobres. Así pues, aun cuando existan altos niveles de acceso a la atención primaria de salud, deben abordarse otros determinantes del uso de los servicios, particularmente para poblaciones de menores ingresos.

Limitaciones

Una limitación de mi análisis es el uso de datos ecológicos a nivel municipal en lugar de datos a nivel individual. Podría suceder que las personas servidas por los programas bajo análisis no sean las mismas que están experimentando mejoras en su estado de salud. También podría ocurrir que la exclusión de los municipios en la región norte introdujera un sesgo en los resultados. Sin embargo, es probable que tal exclusión hubiera resultado en una subestimación del impacto de los programas, porque las regiones norte y nordeste presentan las tasas más altas de pobreza y, por ende, mayor probabilidad de beneficiarse de la ampliación de la atención primaria de salud y las transferencias condicionadas de dinero en efectivo.

Obtuve los resultados de este estudio por comparación de municipios con amplia variación en tamaño poblacional. Se ha documentado que es más probable que los municipios más pequeños tengan limitaciones de datos debido a notificación inadecuada. (16) Controlé esta posibilidad ponderando todas las regresiones por población, lo cual confiere más importancia a las observaciones de los municipios más grandes, algo que recomiendo para los análisis en promedio observado de los datos.

Desde un punto de vista de evaluación, cabe destacar algunas limitaciones. Los programas pueden haberse adoptado en municipios donde la MIPN ya estaba en descenso, llevando a endogeneidad en las variables PSF y PBF. También podría ser que los resultados se explicaran por una característica a nivel municipal variante en el tiempo que se hubiera omitido. Los datos sobre

la cobertura promedio de los programas también podrían estar ocultando variaciones importantes, por ejemplo, variaciones en las prácticas clínicas de los profesionales de la salud al nivel local. Por lo tanto, hacen falta más investigaciones, con datos más exhaustivos acerca de las características de los establecimientos, los servicios y los profesionales de salud en el nivel de atención primaria.

Conclusiones

En el contexto de la reducción de la mortalidad infantil en Brasil, si bien

hay avances importantes en cuanto a las defunciones posneonatales, se debe investigar más sobre la evolución y los determinantes en el período neonatal. La mortalidad neonatal temprana está estrechamente asociada con la calidad de los servicios hospitalarios prestados al nacer y la estructura de derivación para los casos complejos. La atención hospitalaria neonatal está fuera del alcance básico tanto del PSF como del PBF, y su prestación requiere un conjunto diferente de políticas. Se necesitan estudios sobre las tendencias de la mortalidad neonatal para informar el diseño y la implementación de políticas que garan-

ticen una mejora sostenida de la salud infantil en Brasil.

Agradecimientos. Quisiera agradecer a Leonardo Pinzón, Ferdinando Regalia y James Macinko por sus comentarios y sugerencias sobre las primeras versiones del estudio.

Protección de los participantes. El presente estudio estuvo exento de revisión porque consistió en la recopilación y el análisis de datos ya existentes y de acceso público, en los cuales no puede identificarse a las personas directamente ni mediante identificadores vinculados con ellas.

REFERENCIAS

1. Ferreira FHG, Leite PG, Litchfield JA. The rise and fall of Brazilian inequality: 1981–2004. *Macroeconomic Dynamics*. 2008;12(suppl 2):1981–2004.
2. Victora CG, Barreto ML, do Carmo Leal M, et al. Health conditions and health-policy innovations in Brazil: the way forward. *Lancet*. 2011;377(9782):2042–53.
3. Rocha R, Soares RR. Evaluating the impact of community-based health interventions: evidence from Brazil's Family Health Program. *Health Econ*. 2010;19(suppl 1):126–58.
4. Guanais F, Macinko J. Primary care and avoidable hospitalizations: evidence from Brazil. *J Ambul Care Manage*. 2009;32(2):115–22.
5. Macinko J, Guanais FC, de Fátima M, de Souza M. Evaluation of the impact of the Family Health Program on infant mortality in Brazil, 1990–2002. *J Epidemiol Community Health*. 2006;60(1):13–9.
6. 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.
7. Macinko J, Marinho de Souza MDF, Guanais FC, da Silva Simões CC. Going to scale with community-based primary care: an analysis of the Family Health Program and infant mortality in Brazil, 1999–2004. *Soc Sci Med*. 2007;65(10):2070–80.
8. Guanais FC, Macinko J. The health effects of decentralizing primary care in Brazil. *Health Aff (Millwood)*. 2009;28(4):1127–35.
9. Paes-Sousa R, Santos LMP, Miazaki ES. Effects of a conditional cash transfer programme on child nutrition in Brazil. *Bull World Health Organ*. 2011;89(7):496–503.
10. Soares FV, Ribas RP, Osório RG. Evaluating the impact of Brazil's cash transfer programs in comparative perspective. *Lat Am Res Rev*. 2010;45(2):173–90.
11. Fernald LCH, 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;374(9706):1997–2005.
12. Fernald LCH, Gertler PJ, Neufeld LM. Role of cash in conditional cash transfer programmes for child health, growth, and development: an analysis of Mexico's Oportunidades. *Lancet*. 2008;371(9615):828–37.
13. Lagarde M, Haines A, Palmer N. Conditional cash transfers for improving uptake of health interventions in low- and middle-income countries: a systematic review. *JAMA*. 2007;298(16):1900–10.
14. 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.
15. Volpe FM, Abrantes MM, Capanema FD, Chaves JG. The impact of changing health indicators on infant mortality rates in Brazil, 2000 and 2005. *Rev Panam Salud Publica*. 2009;26(6):478–84.
16. Szwarcwald CL, Leal M do C, de Andrade CLT, de Souza PRB. Estimación da mortalidade infantil no Brasil: o que dizem as informações sobre óbitos e nascimentos do Ministério da Saúde? *Cad Saude Publica*. 2002;18(6):1725–36.
17. Rasella D, Aquino R, Barreto ML. Reducing childhood mortality from diarrhea and lower respiratory tract infections in Brazil. *Pediatrics*. 2010;126(3):e534–e40.
18. 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(1):87–93.
19. Ministerio de Salud de Brasil. [Atención primaria y salud familiar]. Disponible en: <http://dab.saude.gov.br/abnumeros.php> Acceso el 5 de julio de 2012.
20. Schell CO, Reilly M, Rosling H, Peterson S, Ekström AM. Socioeconomic determinants of infant mortality: a worldwide study of 152 low-, middle-, and high-income countries. *Scand J Public Health*. 2007;35(3):288–97.
21. Bellagio Study Group on Child Survival. Knowledge into action for child survival. *Lancet*. 2003;362(9380):323–7.
22. Victora CG, Wagstaff A, Schellenberg JA, et al. Applying an equity lens to child health and mortality: more of the same is not enough. *Lancet*. 2003;362(9379):233–41.
23. Brown SPA, Hayes KJ, Taylor LL. State and local policy, factor markets, and regional growth. *Rev Reg Stud*. 2003;33(1):40–60.
24. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Índice nacional de precios al consumidor amplio (IPCA) e índice nacional de precios al consumidor (INPC). 2013. Disponible en: http://www.ibge.gov.br/english/estatistica/indicadores/precos/inpc_ipca/defaultinpc.shtm Acceso el 19 de marzo de 2013.
25. Greene W. *Econometric Analysis*. 5a. ed. Upper Saddle River, NJ, E.U.A.: Prentice Hall; 2003.
26. Stata Statistical Software, Version 12.0. [programa informático]. College Station, TX, E.U.A.: StataCorp LP; 2011.
27. Mosley WH, Chen LC. An analytical framework for the study of child survival in developing countries. *Popul Dev Rev*. 1984;10(suppl):25–45.
28. Black RE, Morris SS, Bryce J. Where and why are 10 million children dying every year? *Lancet*. 2003;361(9376):2226–34.
29. Muldoon KA, Galway LP, Nakajima M et al. Health system determinants of infant, child and maternal mortality: a cross-sectional study of UN member countries. *Global Health*. 2011;7:42.
30. Schillaci MA, Waitzkin H, Carson EA, Romain SJ. Prenatal care utilization for mothers from low-income areas of New Mexico, 1989–1999. *PLoS ONE*. 2010;5(9):3–6.
31. Alessandrini EA, Shaw KN, Bilker WB, Schwarz DF, Bell LM. Effects of Medicaid managed care on quality: childhood immunizations. *Pediatrics*. 2001;107(6):1335–42.
32. Kogan MD, Alexander GR, Jack BW, Allen MC. The association between adequacy of

- prenatal care utilization and subsequent pediatric care utilization in the United States. *Pediatrics*. 1998;102(1 pt 1):25–30.
33. Bertrand M, Duflo E, Mullainathan S. How much should we trust differences-in-differences estimates? *QJEcon*. 2004;119(1):249–75.
34. Comisión sobre Determinantes Sociales de la Salud. Subsanan las desigualdades en una generación. Aclanzar la equidad sanitaria actuando sobre los determinantes sociales de la salud. Informe final. Ginebra, Suiza: OMS; 2008.
35. Ensor T. Overcoming barriers to health service access: influencing the demand side. *Health Policy Plan*. 2004;19(2):69–79.

ABSTRACT

The Combined Effects of the Expansion of Primary Health Care and Conditional Cash Transfers on Infant Mortality in Brazil, 1998–2010

Objectives. I examined the combined effects of access to primary care through the Family Health Program (FHP) and conditional cash transfers from the Bolsa Familia Program (BFP) on postneonatal infant mortality (PNIM) in Brazil.

Methods. I employed longitudinal ecological analysis using panel data from 4 583 Brazilian municipalities from 1998 to 2010, totaling 54 253 observations. I estimated fixed-effects ordinary least squares regressions models with PNIM rate as the dependent variable and FHP, BFP, and their interactions as the main independent variables of interest.

Results. The association of higher FHP coverage with lower PNIM became stronger as BFP coverage increased. At the means of all other variables, when BFP coverage was 25%, predicted PNIM was 5.24 (95% confidence interval [CI] = 4.95, 5.53) for FHP coverage = 0% and 3.54 (95% CI = 2.77, 4.31) for FHP coverage = 100%. When BFP coverage was 60%, predicted PNIM was 4.65 (95% CI = 4.36, 4.94) when FHP coverage = 0% and 1.38 (95% CI = 0.88, 1.89) when FHP coverage = 100%.

Conclusions. The effect of the FHP depends on the expansion of the BFP. For impoverished, underserved populations, combining supply- and demand-side interventions may be necessary to improve health outcomes.