

Resumo

O presente trabalho analisa o impacto da política de copagamento de medicamentos, por meio do programa Aqui Tem Farmácia Popular (ATFP), sobre a mortalidade e as internações hospitalares no Brasil. O programa caracteriza-se por uma parceria entre o Governo Federal e as farmácias privadas na distribuição subsidiada ou gratuita de medicamentos para oito doenças crônicas. A base de dados consiste em um painel por município e ano, entre 2000 e 2012, por doença. Verificou-se que a diminuição no custo de medicamentos está associada com a redução da mortalidade por doenças circulatórias e a diminuição nas internações por diabetes, hipertensão, doença de Parkinson, glaucoma e rinite. As estimativas sugerem que os benefícios do programa, com a diminuição nos gastos com internação e o aumento de vidas salvas, são maiores que seus custos.

Palavras-chave: Copagamento. Medicamentos. Saúde. Mortalidade. Hospitalização.

Abstract

This work analyzes the impact of the drug co-payment policy, through the program Aqui Tem Farmácia Popular (ATFP), on mortality and hospitalizations in Brazil. The program is characterized by a partnership between the Federal Government and private pharmacies in subsidized or free distribution of medicines for eight chronic diseases. The database is a municipality-by-year of disease panel over the 2000-2012 period. It was found that the decrease of the cost of drugs is associated with reduced mortality for circulatory diseases and fewer hospitalizations for diabetes, hypertension, Parkinson's disease, glaucoma and rhinitis. Estimates also suggest that the benefits of the program, with decreased hospitalization expenses and mortality, are greater than their costs.

Keywords: Co-payment. Medicines. Health. Mortality. Hospitalizations.

Introdução

Os gastos com saúde comprometem uma grande parcela da renda das famílias e das receitas dos governos (EMMERICK *et al.*, 2015). Em países em desenvolvimento, como o Brasil, em que o envelhecimento populacional vem se dando de maneira muito rápida, os custos dos serviços de saúde tornam-se um sério problema para a administração do orçamento das famílias. Além disso, é um fato conhecido que grande parte dos gastos com saúde se dá com a compra de medicamentos. Por exemplo, Menezes *et al.* (2007) verificam que as despesas com medicamentos correspondem a 40% dos gastos totais com saúde das famílias brasileiras, superando, inclusive, os gastos com planos de saúde. Para a parcela mais pobre da população, esse percentual chega aos 79,4%.

Nesse contexto, o copagamento é visto como um meio de pactuar os gastos com medicamentos entre indivíduos, seguradoras e governos, de modo a não sobrecarregar nenhuma das partes e melhorar o acesso aos tratamentos farmacológicos (GIBSON *et al.*, 2005). No entanto, os efeitos desse tipo de política dependem da elasticidade preço da demanda dos medicamentos. Em contextos de baixa elasticidade, o impacto das políticas tende a se concentrar apenas na redistribuição de renda, sem impactos na saúde. Ou seja, o tratamento não é afetado pelo custo dos medicamentos, mas apenas pelos gastos médicos dos pacientes beneficiados. Já para elevadas elasticidades, além do impacto redistributivo, o copagamento pode ter efeitos diretos sobre os indicadores de saúde, ao influenciar o tratamento médico.

Segundo a Organização Mundial da Saúde (OMS), a aderência ao adequado tratamento medicamentoso para doenças crônicas só é praticada por metade dos pacientes em países desenvolvidos. Nos

países em desenvolvimento, o cenário é ainda pior, podendo chegar a apenas 26%, em decorrência das dificuldades de acesso aos medicamentos. A OMS aponta ainda que essa deficiência na posologia recomendada pode diminuir a efetividade do tratamento de saúde, comprometendo seus resultados (WHO, 2003). Assim, espera-se que políticas de copagamento tenham impactos maiores sobre a saúde de pacientes de menor renda *per capita*, já que eles tendem a ter maior elasticidade preço da demanda de medicamentos (LEXCHIN; GROOTENDORST, 2004). Da mesma forma, espera-se que políticas de copagamento tenham impactos maiores sobre a saúde em países em desenvolvimento, nos quais se supõe em geral que a população tenha renda relativamente menor e que a elasticidade preço da demanda de medicamentos seja relativamente maior.

O objetivo do presente trabalho será preencher essa lacuna ao avaliar o impacto de uma política brasileira de copagamento de medicamentos sobre os indicadores de saúde, como mortalidade e internações hospitalares. O programa Aqui Tem Farmácia Popular (ATFP), iniciado em 2006, caracteriza-se por uma parceria entre o Governo Federal e as farmácias privadas na distribuição subsidiada ou gratuita de medicamentos para oito doenças crônicas – hipertensão, diabetes, asma, dislipidemia, osteoporose, doença de Parkinson, glaucoma e rinite. Qualquer cidadão portando receita médica válida, CPF e documento com foto pode adquirir seu medicamento em uma das farmácias cadastradas. Em geral, o subsídio praticado pelo governo varia entre 90% e 100% do valor de referência do medicamento. A inclusão de farmácias no programa se dá pelo próprio interesse dos donos dos estabelecimentos, sendo cumpridas algumas exigências de caráter legal.

A base de dados utilizada para avaliar o impacto do programa consiste em um painel dos municípios por ano, entre 2000 e 2012. A construção

das variáveis de saúde baseou-se nos microdados do Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (Datasus) para mortalidade e internações (morbidade hospitalar) e em dados populacionais do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A partir desses microdados, construíram-se taxas de mortalidade, internações, gastos com internação e a proporção de óbitos dos internados, por município de residência, doença, sexo e idade. A variável de interesse – taxa de farmácias populares por 100 mil habitantes – é obtida a partir de dados do Ministério da Saúde e das projeções populacionais do Censo. A base final contém, portanto, informações sobre a saúde e sobre a penetração do programa Aqui Tem Farmácia Popular nos municípios brasileiros ao longo dos anos.

A expansão do programa depende da adesão de farmácias privadas à distribuição de medicamentos. Assim, espera-se que a expansão da oferta de medicamentos subsidiados seja fortemente correlacionada com a demanda por medicamentos, que, por sua vez, é em grande medida determinada pela renda e pelo *status* de saúde da população. Nesse sentido, a penetração do programa é endógena. De modo a contornar esse problema, explora-se uma característica específica do programa com o objetivo de construir uma variável instrumental para a adesão de farmácias privadas ao longo do tempo. O programa requer, entre outras coisas, que as drogarias participantes comprovem a presença em tempo integral de um farmacêutico responsável. Tal requisito oferece um contexto empírico em que municípios com um maior número de farmacêuticos *per capita* poderão ter maior expansão do programa. Portanto, o número de farmacêuticos no período-base da implantação do programa, interagido com uma tendência linear de tempo, oferece uma variação exógena para a expansão do programa nos municípios brasileiros, permitindo obter o efeito causal da política sobre saúde.

A variável instrumental foi organizada com base nos dados da Relação Anual de Informações Sociais (Rais) sobre ocupação e estabelecimento. Assim, o efeito do programa será estimado utilizando-se a estratégia empírica de variáveis instrumentais em dois estágios, em que o instrumento para a taxa de farmácia popular será a taxa de farmacêuticos no ano de início do programa considerando-se uma tendência linear de tempo. Serão incluídos ainda efeitos fixos de município, ano e controles por estrutura etária da população, de modo a isolar o componente demográfico da demanda por medicamentos. A hipótese de identificação é que, condicional aos efeitos fixos de ano e município e às variáveis de controle, a variável instrumental só afeta os indicadores de saúde por meio de farmácias populares. Ou seja, o instrumento gera uma variação positiva e específica sobre a penetração do programa, independentemente da variação em qualquer outro determinante latente de saúde da população, tanto pelo lado da oferta, quanto pelo lado da demanda por saúde. Embora essa hipótese não seja diretamente testável, mostra-se, em uma série de testes de falsificação para o primeiro estágio, que a penetração do programa é de fato positivamente correlacionada com a variável instrumental. Por outro lado, não se observou nenhuma relação significativa entre a expansão do programa e variáveis alternativas – como a interação entre a mesma tendência linear de tempo e o número de balconistas que trabalham em farmácias ou o número de trabalhadores ocupados no setor de comércio em geral.

Os resultados de segundo estágio indicam que o programa ATFP tem um impacto negativo sobre as taxas de mortalidade por doenças circulatórias e dislipidemia. Mais especificamente, a política reduziu as mortes por doenças agudas que têm seu risco aumentado pela presença de diabetes e hipertensão, como doenças isquêmicas do coração e cerebrovasculares. A instalação de uma farmácia popular por 100 mil habitantes está associada, em média, com a diminuição de 1,35 morte

por 100 mil habitantes (uma variação de -0,8% sobre a taxa média). Os resultados sobre a probabilidade de morte dos internados apresentam resultados semelhantes, com queda de 0,07% na incidência de óbito dos internados para cada farmácia popular instalada por 100 mil habitantes. Novamente, os impactos se concentram sobre isquemias e doenças cerebrovasculares.

Os efeitos sobre as internações mostram que o programa teve impacto sobre diabetes, hipertensão, doença de Parkinson, glaucoma e rinite. O aumento de uma farmácia popular por 100 mil habitantes é capaz de gerar uma redução, também por 100 mil, de 3,5 internações por diabetes e 4,5 por hipertensão. Tais resultados representam uma redução, respectivamente, de 4,1% e 3,8% sobre as suas taxas médias. Por consequência, houve uma redução dos gastos com internação por hipertensão e diabetes. Por outro lado, verifica-se um aumento das internações por asma, supostamente por decorrência de externalidades negativas do consumo de medicamentos para hipertensão nos pacientes com ambas as morbidades. Vale mencionar ainda que não foram encontrados efeitos significativos do programa sobre outras doenças não tratadas.¹ Os resultados deixam claro que, enquanto o impacto sobre a mortalidade e a incidência de óbitos dos internados concentrou-se sobre as consequências agudas de diabetes e hipertensão, os impactos sobre morbidade foram distribuídos pelas doenças crônicas com medicamentos ofertados pelo programa.

Também foram realizadas simulações contrafactuais para estimar a mortalidade e os gastos com internação caso não houvesse o pro-

1 Com algumas exceções, como é o caso de neoplasmas, doenças digestivas e doenças do sistema nervoso. Interpretaram-se os efeitos sobre essas doenças como decorrência dos impactos de transbordamento do programa. Como apresentado no arcabouço conceitual, medicamentos para hipertensão e diabetes podem gerar externalidades positivas para esses grupos de doenças.

grama Aqui Tem Farmácia Popular. Em geral, mostra-se que, entre 2006 e 2012, o programa salvou mais de 113 mil vidas e diminuiu em quase R\$ 150 milhões os gastos com internações. Utilizando-se as evidências de valor estatístico da vida encontradas na literatura, conclui-se que os benefícios do programa superam os seus custos, que foram de R\$ 3,5 bilhões no mesmo período (total pago pelo governo em subsídios de medicamentos).

Há inúmeros estudos na literatura analisando a relação entre políticas de copagamento de medicamentos e demanda por medicamentos. No entanto, pouco se sabe sobre os impactos finais dessas políticas sobre a saúde. Além disso, os resultados existentes concentram-se em países de elevada renda *per capita*. Em regiões em desenvolvimento, onde há uma tendência a se verificar maior elasticidade preço da demanda por medicamentos, os impactos de políticas como essa podem ser supostamente mais fortes. O presente trabalho complementa a literatura existente ao trazer as primeiras evidências do impacto das políticas de copagamento sobre a saúde em um país em desenvolvimento. Além disso, é o primeiro a avaliar empiricamente o impacto do programa Aqui tem Farmácia Popular.

O Programa Farmácia Popular do Brasil

O Programa Farmácia Popular do Brasil foi criado por meio da Lei 10.858, de 13 de abril de 2004 (BRASIL, 2004), que autorizou a Fundação Oswaldo Cruz (Fiocruz) a distribuir medicamentos mediante copagamento, de modo a garantir o acesso a medicamentos mais baratos pela população brasileira nas farmácias públicas sob gestão da Fiocruz (BRASIL, 2014a). O programa nasce com o foco

principal de atender à parcela da população que, utilizando ou não o Sistema Único de Saúde (SUS), não tem recursos para adquirir medicamentos (SANTOS-PINTO *et al.*, 2011).

Em 2006, com a Portaria 491, de 9 de março (BRASIL, 2006), o programa sofreu grande expansão que permitiu a sua operacionalização também por meio de parcerias com a rede privada de farmácias. Assim, o programa passou a funcionar em dois modelos distintos: no primeiro modelo, as unidades estão sob a gestão da Fiocruz e estabelecidas por convênios com uma das três esferas do governo ou ainda com entidades filantrópicas, sob a supervisão do Ministério da Saúde. Nessas entidades, são instaladas farmácias públicas para a distribuição de medicamentos por meio de copagamento de uma pequena parcela pelo usuário. Já o segundo modelo, denominado “Aqui tem Farmácia Popular”, caracteriza-se pela participação das farmácias privadas credenciadas, que disponibilizam alguns dos medicamentos do programa sem a participação da Fiocruz.

A implementação do primeiro modelo teve início em meados de 2004, com a instalação de 16 unidades públicas, sendo priorizados, em um primeiro momento, os municípios das grandes regiões metropolitanas, bem como os que pertencem a grandes conglomerados urbanos. Em médio prazo, os critérios para a instalação das farmácias passaram a ser os municípios com população maior que 100 mil habitantes, somente para o estado de São Paulo, e 70 mil para o restante do Brasil (BRASIL, 2014a).

A lista de medicamentos desse primeiro modelo foi composta por 113 itens, além de preservativo masculino. Como salientado por Santos-Pinto *et al.* (2011), a lista representa um conjunto significativo

de classes terapêuticas, destacando-se os anti-infecciosos, os medicamentos para o sistema nervoso e os medicamentos cardiovasculares.² O valor de ressarcimento pago pelos usuários foi estabelecido pelo conselho gestor do programa, sendo um valor único para cada produto e igual em toda a rede de farmácias (SILVA, 2014). Na composição desse valor, são levados em conta os custos de produção (ou aquisição), distribuição e dispensa do medicamento (BRASIL, 2012).³

Para a aquisição dos medicamentos, basta a apresentação, pelo paciente, de documento oficial com foto, CPF e receita médica válida. As receitas têm validade de 120 dias e podem ser oriundas tanto da rede pública como da rede privada de saúde. O acesso aos medicamentos é disponibilizado a todos os indivíduos, sem necessidade de nenhuma comprovação de renda.

O número de farmácias populares do modelo sob gestão da Fiocruz era de 27 em 2004, distribuídas por sete municípios brasileiros. Em 2012, o programa atingiu o seu maior patamar, tendo 558 farmácias em 441 municípios brasileiros (BRASIL, 2015). Desde então, no entanto, o número de farmácias vem diminuindo e chegou a atingir, em 2014, 532 unidades em 422 municípios brasileiros. A diminuição do número de farmácias populares da rede própria e a falta de aportes financeiros para a instalação de novas unidades no período recente revelam uma contração dessa vertente do programa (SILVA, 2014).

2 Os medicamentos são adquiridos pela Fiocruz priorizando os laboratórios farmacêuticos oficiais pertencentes à União, estados e municípios. Caso não seja possível, os medicamentos são adquiridos, por licitação, na iniciativa privada. Os medicamentos genéricos são os prioritários (MOTTA *et al.*, 2013; SILVA, 2014).

3 Santos-Pinto *et al.* (2010) mostram que a disponibilidade de medicamentos para diabetes e hipertensão é maior no primeiro modelo de farmácia popular que nas farmácias básicas do SUS. Na mesma medida, mostram que os preços de ressarcimento praticados são menores que os preços dos medicamentos nas farmácias privadas (uma economia de mais de 60%).

Em alguma medida, tal retração pode estar associada ao grande dinamismo e crescimento do segundo módulo do programa, a parceria com a rede privada de farmácias.

O programa Aqui tem Farmácia Popular (ATFP) nasceu com o objetivo de facilitar a aquisição de medicamentos por meio de subsídios governamentais, em um sistema de copagamento entre o governo e o usuário. Assim, o segundo modelo mantém o foco do programa Farmácia Popular em ampliar o acesso a medicamentos a baixo custo e inova ao estabelecer parcerias com a rede privada de farmácias.

O credenciamento das farmácias privadas participantes é feito pela Caixa Econômica Federal mediante o cadastro e envio da documentação requerida pelo Ministério da Saúde. Entre os critérios de adesão ao programa, destacam-se a inscrição no Cadastro Nacional de Pessoas Jurídicas (CNPJ), o registro na junta comercial, a autorização de funcionamento emitida pela Agência Nacional de Vigilância Sanitária (Anvisa), a regularidade com a Previdência Social e a existência de um farmacêutico responsável técnico, com o certificado de regularidade técnica (CRT) válido e emitido pelo Conselho Regional de Farmácia (CRF) (BRASIL, 2012). Observa-se que, para uma farmácia obter a autorização de funcionamento emitida pela Anvisa, ela também necessita de um farmacêutico responsável (ANVISA, 2015). Portanto, o processo de adesão ao programa demanda dois documentos comprobatórios da presença de um farmacêutico no estabelecimento: autorização da Anvisa e do CRT. Depois de cadastrada, a farmácia terá que renovar sua participação no programa todo ano, enviando novamente alguns documentos solicitados, incluindo os comprovantes de presença de farmacêutico responsável (BRASIL, 2012).

A lista de medicamentos do módulo ATFP correspondia, até 2010, àqueles associados à diabetes, hipertensão e anticoncepção. A partir de 2010, essa lista foi ampliada, com a incorporação de princípios ativos associados à *influenza* H1N1, rinite, asma, glaucoma, osteoporose, doença de Parkinson, dislipidemia e, ainda, a inclusão de fraldas geriátricas. Com a saída dos medicamentos para *influenza* em 2012, o programa passou a cobrir um total de oito doenças: diabetes, hipertensão, asma, rinite, dislipidemia, glaucoma, osteoporose e doença de Parkinson (BRASIL, 2014b). Tal módulo caracteriza-se pelo copagamento, em que os valores pagos pelos usuários variam de acordo com o valor de referência estipulado pelo Ministério da Saúde para cada medicamento.⁴ O Ministério da Saúde paga até 90% do valor de referência do medicamento, enquanto o paciente paga a diferença entre o que foi pago pelo governo e o preço do medicamento praticado na farmácia ou drogaria. Caso o preço de venda seja menor que o valor de referência, o Ministério da Saúde paga 90% do preço de venda. No início de 2011, foi instituída a gratuidade de venda para os medicamentos de diabetes e hipertensão, Já em junho de 2012, houve a inclusão dos medicamentos de asma nesse grupo. Ou seja, os usuários passaram a ter acesso a tais medicamentos a custo zero.⁵

No mês subsequente ao ato da venda do medicamento, o Ministério da Saúde efetua o pagamento para as farmácias e drogarias, por meio de transferência do Fundo Nacional de Saúde para uma conta bancária específica aberta. O acesso do paciente ao ATFP se dá da mesma maneira

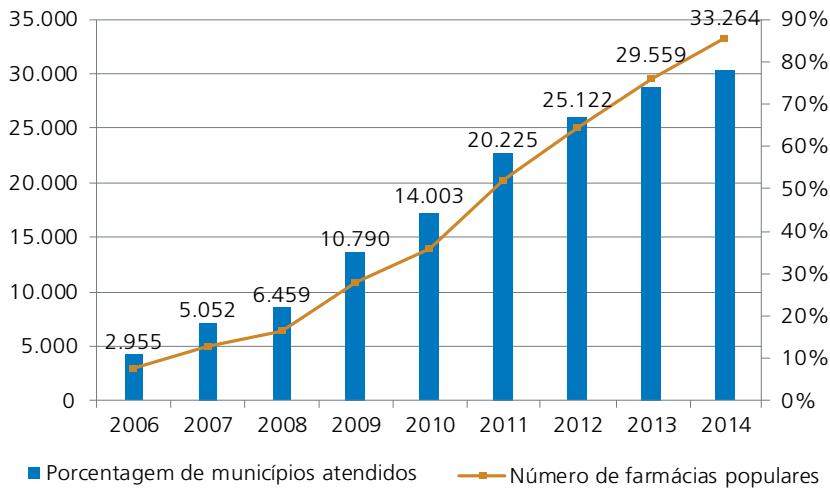
4 O valor de referência de cada princípio ativo é estipulado por uma média ponderada que considera os preços praticados por cada empresa farmacêutica e o tamanho de sua participação no mercado (BRASIL, 2006).

5 Para uma análise comparativa de preço e disponibilidade de medicamentos entre as versões do Farmácia Popular, farmácia básica do SUS e farmácias privadas, ver Santos-Pinto *et al.* (2010).

que na rede própria de farmácias populares, ou seja, basta apresentar documento oficial com foto, CPF e receita médica válida.

O número de farmácias cadastradas como rede conveniada ao ATFP cresceu de 2.955 em 2006 (ano de início do programa) para 33.264 em 2014. Isso representa um crescimento de mais de 1.025% desde sua criação, como pode ser visto no Gráfico 1.

Gráfico 1 • Evolução do programa ATFP e de sua cobertura municipal



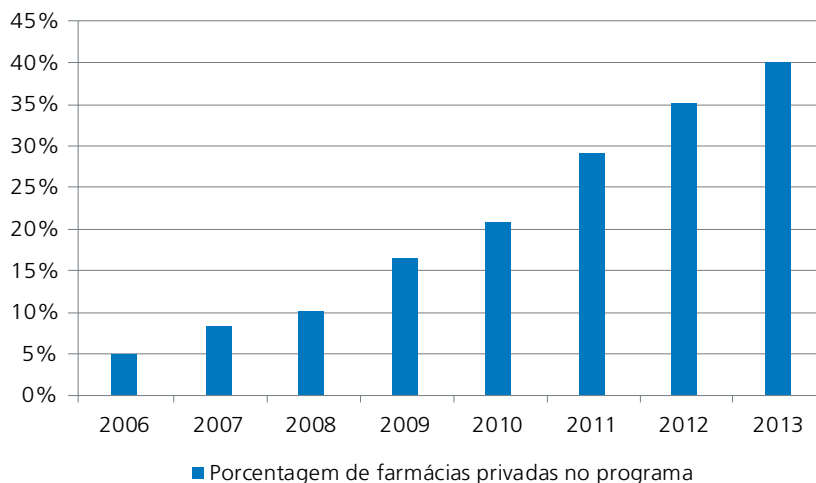
Fonte: Elaboração própria, com base em Sage (disponível em: <http://189.28.128.178/sage/>).

À medida que o número de farmácias conveniadas aumentava, sua cobertura municipal também se expandia. Em 2006, como mostra o Gráfico 1, apenas 11% dos municípios brasileiros tinham ao menos uma farmácia popular da rede privada credenciada. Em 2014, esse número subiu para 78%. Portanto, constata-se que o programa teve uma grande inserção nas cidades brasileiras. No entanto, como mostra Emmerick *et al.* (2015), a entrada no programa nas regiões brasilei-

ras se deu de maneira desigual. As regiões mais ricas, o Sul e o Sudeste, tiveram maior cobertura do que as regiões mais pobres, o Norte e o Nordeste. Em 2012, enquanto mais de 84% dos municípios do Sudeste tinham ao menos uma farmácia popular, esse número caía para 29% dos municípios da região Norte, indicando uma inserção no programa em função do desenvolvimento econômico da região. O programa, por conta de sua própria característica de depender dos incentivos dos empresários do setor de drogarias, inseriu-se mais intensamente em locais com maior demanda de medicamentos da rede privada de farmácias.

O Gráfico 2 apresenta a evolução da proporção de farmácias privadas que aderiram ao programa. Enquanto em 2006 apenas 5% das farmácias e drogarias estavam cadastradas no programa, em 2013 o ATFP já atingia 40% da rede privada de farmácias do Brasil.

Gráfico 2 • Evolução da proporção de farmácias privadas que aderiram ao programa

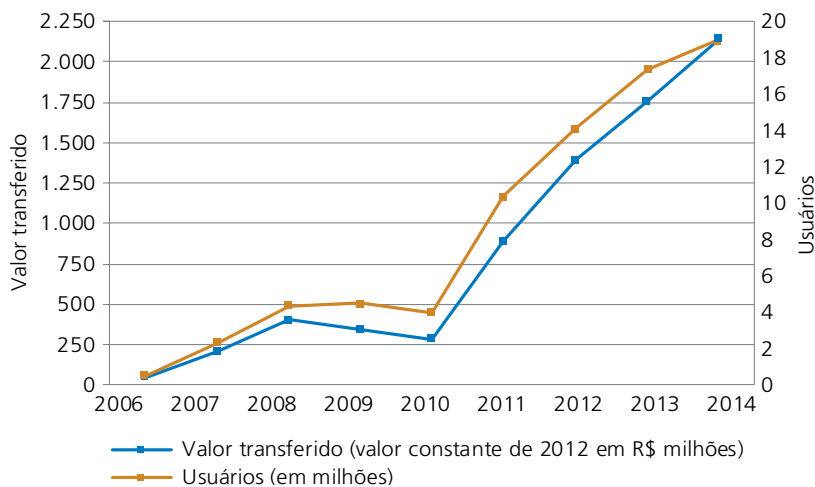


Fonte: Elaboração própria, com base em dados de Sage (disponível em: <http://189.28.128.178/sage/>) e Rais.

Nota: A identificação de farmácias e drogarias baseou-se na CNAE 4771-7, comércio varejista de produtos farmacêuticos para uso humano e veterinário.

Em 2006 o programa ATEFP gastou quase R\$ 50 milhões (em valores constantes de 2012) com um total de meio milhão de usuários. Depois de crescente expansão até 2008, o programa passa por um processo de ajuste em 2009, tornando mais rígidas as regras de operacionalização, com a introdução de novas normas sobre a validade das receitas médicas e a retenção de cópia delas por um período de cinco anos, entre outras (BRASIL, 2011). Tal contração durou até 2010, e em 2011 o programa voltou a se expandir. No ano de 2012, o número de usuários já havia saltado para 14 milhões, gerando um gasto total da ordem de R\$ 1,4 bilhão (preços de 2012). Entre 2006 e 2012, período de análise do presente trabalho, o Governo Federal desembolsou cerca de R\$ 3,5 bilhões (Gráfico 3).

Gráfico 3 • Usuários e valores transferidos do ATEFP entre 2006 e 2014



Fonte: Elaboração própria, com base em dados de Sage (disponível em: <http://189.28.128.178/sage/>).

Os recursos para o programa ATEFP representavam, em 2014, cerca de 2,3% do orçamento total do Ministério da Saúde. Enquanto o

componente básico da assistência farmacêutica,⁶ compreendido pelos custeios com as farmácias do SUS, gerava um gasto de um pouco mais de R\$ 1 bilhão, o programa ATFP custava R\$ 2,4 bilhões em valores correntes⁷ (BRASIL, 2015). O programa representava, portanto, mais do que o dobro do gasto do Ministério da Saúde com a aquisição de medicamentos para as farmácias públicas do SUS.

Tal disparidade de magnitude gerou discussões sobre a possibilidade de uma eventual concorrência entre o programa ATFP e as farmácias básicas do SUS (concorrência na captação dos recursos e dos usuários). No entanto, o financiamento do componente básico da assistência farmacêutica é garantido pela Portaria 1.555/2013 (BRASIL, 2013), no valor mínimo de R\$ 9,82 por habitante/ano, distribuído entre as três esferas administrativas (União, R\$ 5,10; estados, R\$ 2,36; e municípios também R\$ 2,36). Na mesma medida, Carraro (2014) traz evidências de que apenas 16% dos usuários migraram das farmácias do SUS para o ATFP. A maioria dos usuários do programa adquiria o medicamento na própria rede privada de farmácias. Portanto, as evidências existentes indicam mais propriamente uma complementaridade à concorrência entre os programas de assistência farmacêutica do Governo Federal.

O programa ATFP tornou-se a maior política de assistência farmacêutica do Governo Federal, superando, inclusive, a soma dos investimentos nas farmácias básicas do SUS e do primeiro modelo do programa. O programa gastou, em 2014, R\$ 2,4 bilhões no atendimento a 18,9 milhões de usuários, espalhados por 4.345 municípios brasileiros. A

6 Corresponde à aquisição de medicamentos e insumos do elenco de Referência Nacional de Medicamentos (Rename), no âmbito da assistência básica de saúde.

7 Uma possível explicação para a elevada diferença das grandezas nos gastos reside no elevado valor de referência pago pelo Ministério da Saúde com a aquisição dos medicamentos, em comparação com o preço de aquisição das farmácias do SUS. Para uma análise mais profunda, ver Brasil (2011), Carraro (2014) e Silva (2014).

grande escala de investimento e a inserção nos municípios tornam o programa o experimento ideal para se analisar o impacto do copagamento sobre indicadores de saúde. O presente trabalho, portanto, concentrará sua análise na avaliação do impacto do segundo modelo de Farmácia Popular, o Aqui tem Farmácia Popular.

Estratégia empírica

A análise do impacto da política de copagamento sobre saúde é baseada em um painel de dados, por município e ano, das taxas de mortalidade, internação, gastos com e porcentagem de óbitos dos internados. Um potencial estimador do efeito causal do programa sobre a saúde poderia ser obtido por meio da estimação por mínimos quadrados ordinários do modelo a seguir:

$$M_{it} = \gamma FP_{it} + \lambda_t + \phi_i + \Theta X_{it} + u_{it} \quad (1)$$

onde M_{it} representa a taxa de mortalidade por 100 mil habitantes, a taxa de morbidade por 100 mil habitantes, a porcentagem de óbitos dos internados ou a taxa de gastos com internação por 100 mil habitantes para o município i no ano t . Já FP_{it} é a taxa de farmácias populares por 100 mil habitantes também no município i e no ano t . Os termos λ_t e ϕ_i são, respectivamente, os efeitos fixos de ano e de município. X_{it} é uma matriz de dados contendo os controles por faixa etária da população. Por fim, u_{it} é o termo de erro. O parâmetro γ captaria o efeito causal da política sobre a saúde caso FP_{it} fosse ortogonal ao termo de erro, ou seja, se a inserção no programa, condicional aos efeitos fixos e à estrutura etária, não fosse correlacionada com nenhuma característica não observada incluída no termo u_{it} .

No entanto, como indica Emmerick *et al.* (2015), o aumento da oferta de medicamentos (entrada do programa ATFP) se deu, principalmente, nas regiões Sudeste e Sul e, por conseguinte, nas áreas mais ricas, com população mais envelhecida, com maior número de farmácias. Ou seja, o aumento da oferta de medicamentos está correlacionado com a sua demanda. Tal correlação geraria, portanto, estimadores de MQO viesados. O viés tenderia a superestimá-los, na medida em que as regiões com mais idosos e com maior renda são também as com maior demanda por remédios, assim como com pior *status* de saúde e maiores taxas de mortalidade por diabetes, hipertensão, doenças circulatórias. Por exemplo, como a decisão de participar do programa é do próprio dono da farmácia, os que estão instalados em municípios com maiores incidências das doenças têm maiores incentivos a aderir ao ATFP, tornando o estimador de MQO positivamente enviesado. A captação do efeito causal do programa seria possível mediante a separação dos efeitos de oferta e demanda de medicamentos. Uma possibilidade consiste na utilização de uma fonte de variação exógena para a oferta de medicamentos, por meio do ATFP, sobre os indicadores de saúde.

O cadastramento no programa ATFP requer a presença de um farmacêutico responsável na drogaria, dependendo da apresentação de dois documentos comprobatórios. Além disso, a renovação anual do cadastro da farmácia no programa requer, novamente, os mesmos documentos. Conclui-se, portanto, que a entrada do programa nos municípios brasileiros depende do estoque inicial de farmacêuticos nessas cidades. Nesse sentido, a interação da taxa de farmacêuticos no período-base do programa com uma tendência de tempo representa uma fonte de variação exógena para a expansão do programa ATFP nos municípios brasileiros. Os municípios com as maiores taxas de farmacêuticos em 2006 tiveram uma vantagem na ex-

pansão do programa. Mais especificamente, o acesso aos medicamentos do programa Farmácia Popular crescerá mais rapidamente nos municípios com maiores taxas de farmacêuticos no período-base em relação aos municípios com poucos farmacêuticos, dado que a oferta de farmacêuticos tende a ser inelástica. A presença de farmacêuticos no período-base, interagida com uma tendência de tempo, fornece, portanto, uma variação exógena para a oferta de medicamentos nos municípios brasileiros.

Assim, emprega-se a taxa de farmacêuticos no ano de início do programa (2006) multiplicada por uma tendência de tempo como variável instrumental da inserção das farmácias populares. Com isso, estima-se um modelo de mínimos quadrados ordinários em dois estágios no qual a equação de primeiro estágio será do tipo:

$$FP_{it} = \alpha \text{Farmacêutico}_{i2006} * t + \delta_t + \omega_i + \theta X_{it} + \xi_{it} \quad (2)$$

em que o termo “ $\text{Farmacêutico}_{i2006} * t$ ” é a variável instrumental taxa de farmacêuticos por 100 mil habitantes no período-base multiplicada por uma tendência linear de tempo. A equação de segundo estágio correspondente é dada por:

$$M_{it} = \beta \widehat{FP}_{it} + \eta_t + \tau_i + \mu X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

onde M_{it} também é a taxa de mortalidade por 100 mil habitantes, a taxa de morbidade por 100 mil habitantes, a porcentagem de óbitos dos internados ou a taxa de gastos com internação por 100 mil habitantes para o município i no ano t . O termo \widehat{FP}_{it} é a taxa de farmácias populares por 100 mil habitantes no município i e no ano t estimada em (2). Portanto, β é o coeficiente de interesse. Os termos

η_t e τ_i representam, respectivamente, os efeitos fixos de tempo e de município. O termo X_{it} inclui um conjunto de variáveis de controle da estrutura etária da população do município i no ano t . Por fim, o termo de erro está representado por ε_{it} . Todas as regressões são ponderadas pelo tamanho da população de cada município, e os erros-padrão são *clusterizados* ao nível do município, de modo a estimar coeficientes robustos à autocorrelação serial e à heterocedasticidade.

A hipótese de identificação do modelo é que a variável instrumental está correlacionada com a taxa de farmácias populares, mas não está correlacionada com o termo de erro ε_{it} , condicional aos efeitos fixos e aos controles. Como verificado, o arcabouço institucional do programa ajuda a validar a hipótese de correlação entre o instrumento e a variável de interesse, na medida em que a inserção do programa depende da presença de farmacêuticos. Na seção seguinte, o teste da estatística F será feito para corroborar tal hipótese.

Por outro lado, dados os efeitos fixos de ano, município e controles da estrutura etária da população, é razoável considerar que a interação entre farmacêuticos no período-base e a tendência de tempo não estaria correlacionada com o termo de erro da equação (3). As variáveis que poderiam influenciar a entrada do programa – ciclos econômicos e epidemiológicos, situação inicial da infraestrutura de saúde, condição econômica inicial e estrutura etária da população – já estão controladas. Na seção seguinte, alguns testes serão feitos com o intuito de fortalecer a hipótese de identificação. Construíram-se dois instrumentos alternativos – balconista de farmácia e trabalhadores do comércio por 100 mil habitantes –, ambos no período-base e em interação com tendências lineares de tempos, para trazer evidências de que o número de farmácias ou a infraestrutura econômica da região não são os determinantes da entrada do programa.

Resultados

Primeiro estágio

As regressões do primeiro estágio do impacto do número de farmacêuticos no período-base interagido com uma tendência de tempo sobre a taxa de farmácias populares, como especificado pela equação (2), são apresentadas nas colunas (1) a (4) da Tabela 1. Na coluna (1), reporta-se uma estimativa de mínimos quadrados ordinários simples, sem nenhum tipo de controle. Já na coluna (2), acrescentam-se efeitos fixos de ano e de município. Na coluna (3), incluiu-se uma ponderação pelo tamanho populacional de cada município. Por fim, a especificação mais completa inclui ainda as variáveis de controle por estrutura etária da população.

Em todas as quatro estimativas, a taxa de farmacêuticos no período-base impacta positivamente a expansão do programa Farmácia Popular nos municípios. O efeito é significativo em 1% para todas as especificações. O resultado da coluna (4) indica que um aumento de uma unidade da variável de interesse gera um efeito de aumento da taxa de farmácias populares em 0,028 (o que representa um crescimento de 0,8% da taxa média de farmácias populares). A inclusão dos controles, no entanto, fez com que o coeficiente estimado caísse de 0,06 para 0,02, mantendo ainda seu nível de significância. Ao realizar o teste F do instrumento, verificaram-se valores maiores que 10 em todas as especificações, com variações entre 24.813 e 149. Dessa forma, as evidências nos permitem rejeitar a hipótese de que o instrumento é fraco.

Construíram-se de modo análogo dois instrumentos alternativos – a taxa de balconistas de farmácia no período-base e a taxa de trabalhadores de outros setores do comércio no mesmo período – interagido

Tabela 1 • Primeiro estágio: impacto da taxa de farmacêuticos nas farmácias populares

Variável dependente: taxa de farmácia popular por 100 mil habitantes												
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Farmacêutico	0,0629 (0,0004)***	0,0447 (0,0022)***	0,0423 (0,0036)***	0,0287 (0,0023)***								
Atendente de farmácia					0,0440 (0,0004)***	0,0272 (0,0015)***	0,0113 (0,0031)***	0,0030 (0,0021)				
Outros									0,0021 (0,0000)***	0,0013 (0,0001)***	0,0004 (0,0001)***	0,0001 (0,0001)
Média var. dep.	3,618	3,618	3,618	3,618	3,618	3,618	3,618	3,618	3,618	3,618	3,618	3,618
Média var. indep.	36,336	36,336	36,336	36,336	36,429	36,429	36,429	36,429	1.006,645	1.006,645	1.006,645	1.006,645
Observações	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591
R²	0,2574	0,4259	0,5456	0,6005	0,1759	0,3964	0,4854	0,5767	0,2178	0,4025	0,4877	0,5762
Nº de municípios		5.507	5.507	5.507		5.507	5.507	5.507		5.507	5.507	5.507
F-parcial	24.813,26	407,62	141,81	149,96	15.279,14	319,88	13,07	2,16	19.937,28	80,91	9,47	0,51
Modelo	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
EF de tempo e município	Não	Sim	Sim	Sim	Não	Sim	Sim	Sim	Não	Sim	Sim	Sim
Peso	Não	Não	Sim	Sim	Não	Não	Sim	Sim	Não	Não	Sim	Sim
Faixa etária	Não	Não	Não	Sim	Não	Não	Não	Sim	Não	Não	Não	Sim

Fonte: Elaboração própria.

Notas: A tabela representa as estimativas para o primeiro estágio. Nas colunas (1) a (12), a variável dependente é a taxa de farmácias populares por 100 mil habitantes. Nas colunas (1) a (4), a variável de interesse é a taxa de farmacêuticos por 100 mil habitantes em 2006 multiplicada por uma tendência de tempo. Nas colunas (5) a (8) e (9) a (12), as variáveis de interesse são, respectivamente, as taxas de balconistas de farmácia e de trabalhadores de outros setores do comércio por 100 mil habitantes no período-base multiplicadas por uma tendência de tempo. As colunas (2), (6) e (10) incluem os efeitos fixos de ano e de município. A especificação das colunas (3), (7) e (11) adiciona a ponderação pelo tamanho populacional de cada município. Já as colunas (4), (8) e (12) acrescentam 17 variáveis de controle da estrutura etária da população. Erros-padrão robustos à autocorrelação serial intramunicípios entre parênteses. Significância: ***p<0.01; **p<0.05; *p<0.1.

com uma tendência linear de tempo para fortalecer a hipótese de identificação. As colunas (8) e (12), que contêm especificações mais completas, mostram que os dois instrumentos alternativos não são correlacionados com o número de farmácias populares. Na mesma medida, o teste F apresenta estimativas, respectivamente, de 2,16 e 0,51, valores indicativos de que os instrumentos são fracos.

Conclui-se, portanto, que além de o número de farmacêuticos estar correlacionado com o de farmácias populares, há evidências que fortalecem a hipótese de que o impacto da variável instrumental sobre a saúde se dá somente por meio da expansão das farmácias populares, e não pelo termo de erro da equação (3).

Impacto do programa ATFP sobre a mortalidade

A Tabela 2 apresenta os primeiros resultados do impacto da inserção do programa Farmácia Popular sobre as taxas de mortalidade por grupos de doenças nos municípios brasileiros. Cada célula da tabela apresenta a estimativa do coeficiente da taxa de farmácias populares. A primeira coluna reporta os resultados do modelo de mínimos quadrados ordinários, enquanto a segunda coluna representa os resultados do segundo estágio do modelo de variáveis instrumentais. Todas as regressões incluem os efeitos fixos de ano e município, a ponderação pelo tamanho populacional de cada município e os controles por estrutura etária.

Os resultados de *ordinary least squares* (OLS) indicam uma correlação positiva entre farmácias populares e taxa de mortalidade para o total das doenças, neoplasmas, doenças nervosas, respiratórias e de causas externas. Por outro lado, indicam uma correlação negativa para doenças circulatórias. No entanto, tais estimativas são incapazes

de capturar o efeito causal das farmácias populares sobre a saúde, na medida em que existem problemas por variável omitida, causalidade reversa, entre outros. Como mencionado anteriormente, o modelo de mínimos quadrados ordinários não consegue separar os efeitos de oferta e demanda sobre os indicadores de saúde, reportando estimadores viesados. Como esperado, os estimadores de OLS superestimam o efeito do programa. Há um viés positivo atuando por conta do efeito da demanda, em que os locais com maiores taxas de mortalidade são os que sofreram maior expansão do programa. Os resultados do modelo de variáveis instrumentais, ao solucionar tais inconsistências, nos permitem inferir a relação causal do programa sobre a saúde.

As estimativas obtidas pelo modelo IV indicam que o aumento de farmácia popular em uma unidade geraria uma diminuição de 1,3 na taxa de mortalidade por doenças circulatórias. O impacto sobre os outros grupos de doenças não é significativo. Os impactos sobre o total de doenças endócrinas, digestivas e de causas externas, apesar de não significativos, mudam de positivo para negativo. Assim, fica claro que as estimativas de OLS estavam enviesando positivamente o impacto das farmácias populares sobre a saúde. O impacto sobre as doenças circulatórias representa uma queda de 0,8% sobre a média dessa taxa (159,7), significando que o aumento do número de farmácia popular em 1 geraria queda de 0,8% na taxa de mortalidade por doenças circulatórias para cada 100 mil habitantes. O resultado positivo em doenças do sistema nervoso é decorrente do aumento do grupo de “Outras doenças degenerativas do sistema nervoso”, que inclui Alzheimer e atrofia cerebral. Não há evidências na literatura sobre os efeitos dos medicamentos do programa sobre essas morbidades, indicando que o efeito captado seja oriundo de sua pequena taxa de mortalidade média (8,49), bem abaixo de todas as outras doenças.

Tabela 2 • Impacto do programa ATFP sobre as taxas de mortalidade por causa de óbito

Variável dependente: taxa de mortalidade por 100 mil habitantes por grupos de doença	Farmácia popular	
	OLS	IV
Total	0,3847 (0,1261)***	-0,6911 (0,7619)
Infeciosas	-0,0049 (0,0176)	-0,0708 (0,0726)
Neoplasmas	0,0848 (0,0263)***	0,0706 (0,1481)
Endócrinas	0,0279 (0,0239)	-0,2496 (0,1679)
Nervoso	0,0738 (0,0095)***	0,2739 (0,0529)***
Circulatórias	-0,3170 (0,0765)***	-1,3520 (0,3556)***
Respiratórias	0,0777 (0,0285)***	0,1576 (0,1518)
Digestivas	0,0233 (0,0149)	-0,1125 (0,0725)
Gravidez	0,0146 (0,0110)	0,0239 (0,0726)

(continua)

(continuação)

	Farmácia popular	
	OLS	IV
Causas externas	0,2423 (0,0561)***	-0,2061 (0,3286)
Outras	0,0833 (0,0723)	0,2889 (0,2282)
Observações	71.591	71.591
Número de municípios	5.507	5.507
EF de tempo e município	Sim	Sim
Peso	Sim	Sim
Faixa etária	Sim	Sim

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Cada célula da tabela representa o impacto das farmácias populares sobre a taxa de mortalidade por causa de óbito. A primeira coluna apresenta os resultados para o modelo de mínimos quadrados ordinários, enquanto a segunda coluna apresenta os resultados do segundo estágio das regressões de variáveis instrumentais. Todas as regressões incluem os efeitos fixos de tempo e município, a ponderação e o controle por faixa etária. A variável de interesse e instrumental para os grupos de doenças do sistema nervoso, respiratórias e outras foi multiplicada por uma *dummy* igual a 1 para períodos posteriores a 2010 (inclusive), com o objetivo de captar o efeito dos medicamentos que entraram em 2010 no programa. Erros-padrão robustos à autocorrelação serial intramunicípios entre parênteses. Significância: ***p<0.01; **p<0.05; *p<0.1.

A queda na mortalidade por doenças circulatórias pode ser decomposta por causas específicas, como pode ser visto na Tabela 3. Observa-se, então, que quase a totalidade do efeito do programa sobre essas doenças foi decorrente da diminuição da mortalidade por doenças isquêmicas do coração e cerebrovasculares, como infarto e acidentes vasculares cerebrais. Há uma queda de 1,3% e 1,0% sobre a média, respectivamente, das doenças isquêmicas e cerebrovasculares. Conclui-se, portanto, que o impacto do programa se concentrou sobre os efeitos agudos (com elevada

Tabela 3 • Impacto do programa ATEP sobre as taxas de mortalidade por doenças circulatórias

Variável dependente: taxa de mortalidade por 100 mil habitantes por tipo de doença circulatória

	Circulatórias	Febre reumática	Reumáticas crônicas	Hipertensão	Isquemia	Cardiopulmonar	Outras doenças do coração	Cerebrovascular	Artérias	Veias	Outras
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
Farmácia popular	-1,3520 (0,3556)***	0,0007 (0,0014)	0,0073 (0,0095)	-0,1836 (0,1192)	-0,6089 (0,1984)***	-0,0594 (0,0286)**	-0,0005 (0,1185)	-0,5102 (0,1250)***	-0,0022 (0,0364)	0,0175 (0,0151)	-0,0126 (0,0038)***
Média var. dep.	159,792	0,064	0,924	21,236	46,074	2,925	32,529	50,157	4,248	1,402	0,229
Coef./Média (em %)	-0,846	1,094	0,790	-0,865	-1,322	-2,031	-0,002	-1,017	-0,052	1,248	-5,502
Observações	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591
R²	0,1211	0,0006	0,0027	0,1385	0,0732	0,0077	0,0071	0,0337	0,0069	0,0059	-0,0014
Número de municípios	5.507	5.507	5.507	5.507	5.507	5.507	5.507	5.507	5.507	5.507	5.507
Modelo	IV	IV	IV	IV	IV	IV	IV	IV	IV	IV	IV
EF de tempo e município	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Peso	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Faixa etária	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: Elaboração própria.

Notas: A tabela apresenta as estimativas para o segundo estágio do modelo de variáveis instrumentais. A variável dependente é a taxa de mortalidade por 100 mil habitantes por causa de óbito. A variável de interesse é a taxa de farmácias populares por 100 mil habitantes. Todas as regressões incluem os efeitos fixos de tempo e município, a ponderação e o controle por faixa etária. Erros-padrão robustos à autocorrelação serial intramunicípios entre parênteses. Significância: ***p<0.01; **p<0.05; *p<0.1.

capacidade de acarretar óbito) das doenças circulatórias. Os resultados corroboram as evidências existentes na literatura que apontam uma relação entre o tratamento com medicamentos para hipertensão, diabetes e dislipidemia e a diminuição dos riscos de mortalidade por doenças cardiovasculares.

Quando analisado o impacto do programa diretamente sobre as doenças tratadas que podem acarretar óbito, ou seja, aquelas em que o medicamento é disponibilizado pelo programa (Tabela 4), verifica-se que, enquanto os modelos de OLS nos davam efeitos positivos e não significativos, os modelos com variável instrumental passaram a reportar coeficientes negativos, mas ainda não significativos, com exceção de dislipidemia. O programa diminui a taxa de mortalidade por dislipidemia em 0,02, o que representa uma variação negativa de 3,18% da taxa média.

Como conclusão, constata-se que o programa foi capaz de reduzir as taxas de mortalidade por doenças isquêmicas do coração, doenças cerebrovasculares e dislipidemia, indicando que seus efeitos incidiram naquelas doenças de curso mais acelerado e que podem levar à morte em um curto período de tempo, sendo agravadas ainda pela presença de diabetes e hipertensão. Em última instância, o programa impactou aquelas doenças agudas que têm seu risco aumentado por diabetes e hipertensão, como sugerido pela discussão na literatura.

Impacto do programa ATFP sobre as internações

Mediu-se o impacto do programa sobre as internações. A Tabela 5 apresenta os coeficientes estimados para a farmácia popular nos modelos de mínimos quadrados ordinários e para os de mínimos quadrados em dois estágios. Enquanto a coluna da esquerda apresenta os resultados para OLS, a da direita reporta para *instrumental variable* (IV). O primeiro

Tabela 4 • Impacto do programa ATFP sobre as taxas de mortalidade das doenças tratadas

Variável dependente: taxa de mortalidade por 100 mil habitantes								
	Diabetes		Hipertensão		Asma		Dislipidemia	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	0,021	-0,2217	0,0104	-0,1836	0,0002	-0,002	0,0012	-0,0213
Farmácia popular	(0,0213)	(0,1514)	(0,0270)	(0,1192)	(0,0020)	(0,0064)	(0,0019)	(0,0068)***
Média var. dep.	23,366	23,366	21,236	21,236	1,4	1,4	0,669	0,669
Coef./Média (em %)	0,090	-0,949	0,049	-0,865	0,014	-0,143	0,179	-3,184
Observações	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591
R²	0,1521	0,1429	0,1438	0,1385	0,0051	0,0051	0,0138	0,0104

(continua)

(continuação)

Variável dependente: taxa de mortalidade por 100 mil habitantes

	Diabetes		Hipertensão		Asma		Dislipidemia	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Nº de municípios	5.507	5.507	5.507	5.507	5.507	5.507	5.507	5.507
Modelo	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV
EF de tempo e município	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Peso	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Faixa etária	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: Elaboração própria.

Notas: A tabela apresenta as estimativas para os modelos de mínimos quadrados ordinários e de variável instrumental. A variável dependente é a taxa de mortalidade por 100 mil habitantes por causa de óbito. A variável de interesse é a taxa de farmácias populares por 100 mil habitantes. A variável de interesse instrumental para asma e dislipidemia foi multiplicada por uma *dummy* igual a 1 para períodos posteriores a 2010 (inclusive), com o objetivo de captar o efeito dos medicamentos que entraram em 2010 no programa. Todas as regressões incluem os efeitos fixos de tempo e município, a ponderação e o controle por faixa etária. Erros-padrão robustos à autocorrelação serial intramunicípios entre parênteses. Significância: ***p<0.01; **p<0.05; *p<0.1.

modelo nos dá estimativas negativas e significativas para doenças infecciosas, circulatórias e respiratórias. No entanto, para o modelo de variáveis instrumentais, os coeficientes para doenças infecciosas e respiratórias deixam de ser significativos. Na mesma medida, os de neoplasmas, endócrinas, do sistema nervoso e digestivas passam a sê-lo. O aumento de uma farmácia popular por 100 mil habitantes ocasionaria uma queda de 3,2 internações para neoplasmas, 3,8 para doenças endócrinas, 0,9 para doenças do sistema nervoso, 6,7 para circulatórias e 5,8 para digestivas.

Os efeitos para os grupos de doenças endócrinas e circulatórias podem ser interpretados como decorrência direta do aumento da oferta de medicamentos para diabetes e hipertensão por meio do programa ATFP. Assim, houve uma redução de 1,8% na média da taxa de morbidade para doenças endócrinas e 0,8% para doenças circulatórias. Por outro lado, a queda nas internações por doenças do sistema nervoso pode ser consequência da presença, nesse grupo, de acidentes vasculares cerebrais isquêmicos transitórios. Tal doença caracteriza-se como um pequeno AVC reversível em um período de 24 horas. Diabetes, hipertensão e dislipidemia são fatores de risco para a ocorrência dessas doenças, e, portanto, a manutenção do tratamento anti-hipertensivo e antidiabético impacta a queda dos acidentes vasculares cerebrais isquêmicos transitórios. O aumento de uma farmácia popular gera uma queda de 0,9 nas doenças do sistema nervoso, o que representa uma diminuição de 0,9% sobre sua taxa média de internações.

Na mesma medida, a diminuição das internações por neoplasmas e doenças do sistema digestivo pode ser vista como consequência dos efeitos de transbordamento do impacto do programa. Como discutido no arcabouço conceitual, a diabetes está associada com

Tabela 5 • Impacto do programa ATFP sobre as taxas de internações por doença

Variável dependente: taxa de internação por 100 mil habitantes por grupos de doença	Farmácia popular	
	OLS	IV
Total	-5,1968 (4,7045)	-27,5399 (22,9093)
Infecciosas	-2,0894 (0,4854)***	-3,4691 (2,2284)
Neoplasmas	0,4955 (0,3497)	-3,2288 (1,8405)*
Endócrinas	-0,1106 (0,1945)	-3,8506 (1,0791)***
Nervoso	0,0000 (0,1355)	-0,9899 (0,4414)**
Circulatórias	-1,9967 (0,5715)***	-6,7157 (3,3049)**
Respiratórias	-3,1665 (0,7057)***	3,4247 (2,6347)
Digestivas	-0,1980 (0,4023)	-5,8888 (2,1522)***

(continua)

(continuação)

	Farmácia popular	
	OLS	IV
Gravidez	-0,4774 (1,4733)	-0,2996 (7,6615)
Causas externas	0,3122 (0,4444)	-1,6104 (2,6368)
Outras	1,4843 (1,1345)	-4,6687 (3,6948)
Observações	71.591	71.591
Número de municípios	5.507	5.507
EF de tempo e município	Sim	Sim
Peso	Sim	Sim
Faixa etária	Sim	Sim

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Cada célula representa o impacto das farmácias populares sobre a taxa de internações por doença. A primeira coluna apresenta os resultados para o modelo de mínimos quadrados ordinários, enquanto a segunda coluna apresenta os resultados do segundo estágio das regressões de variáveis instrumentais. Todas as regressões incluem os efeitos fixos de tempo e município, a ponderação e o controle por faixa etária. A variável de interesse e instrumental para os grupos de doenças do sistema nervoso, respiratórias e outras foi multiplicada por uma *dummy* igual a 1 para períodos posteriores a 2010 (inclusive), com o objetivo de captar o efeito dos medicamentos que entraram em 2010 no programa. Erros-padrão robustos à autocorrelação serial intramunicípios entre parênteses. Significância: ***p<0.01; **p<0.05; *p<0.1.

Tabela 6 • Impacto do programa ATEP sobre as taxas de internações das doenças tratadas

	Diabetes		Hipertensão		Asma		Dislipidemia		Parkinson	Glaucoma		Osteoporose		Rinite		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
Farmácia popular	-0,2678 (0,1002)***	-3,5110 (0,6137)***	-0,7711 (0,1549)***	-4,5156 (0,8330)***	-1,0098 (0,2328)***	1,9004 (0,9026)**	-0,0052 (0,0067)	-0,0236 (0,0227)	-0,0417 (0,0116)***	-0,0680 (0,0290)**	0,0171 (0,0073)**	-0,0427 (0,0242)*	-0,0037 (0,0016)**	-0,0037 (0,0058)	-0,0045 (0,0014)***	-0,0061 (0,0035)*
Média var. dep.	85,14	85,14	117,874	117,874	228,547	228,547	0,214	0,214	2,684	2,684	1,176	1,176	0,28	0,28	0,119	0,119
Coef./Média (em %)	-0,315	-4,124	-0,654	-3,831	-0,442	0,832	-2,430	-11,028	-1,554	-2,534	1,454	-3,631	-1,321	-1,321	-3,782	-5,126
Observações	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591
R²	0,0708	-0,0624	0,0545	-0,0031	0,1573	0,1494	0,0065	0,0061	0,0086	0,0082	0,0596	0,0517	0,0138	0,0138	0,0050	0,0050
Número de municípios	5.507	5.507	5.507	5.507	5.507	5.507	5.507	5.507	5.507	5.507	5.507	5.507	5.507	5.507	5.507	5.507
Modelo	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV
EF de tempo e município	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Peso	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Faixa etária	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: Elaboração própria.

Notas: A tabela apresenta as estimativas para os modelos de mínimos quadrados ordinários e de variável instrumental. A variável dependente é a taxa de internações por 100 mil habitantes por doença. A variável de interesse é a taxa de farmácias populares por 100 mil habitantes. A variável de interesse e instrumental para asma, dislipidemia, Parkinson, glaucoma, osteoporose e rinite foi multiplicada por uma *dummy* igual a 1 para períodos posteriores a 2010 (inclusive), com o objetivo de captar o efeito dos medicamentos que entraram em 2010 no programa. Todas as regressões incluem os efeitos fixos de tempo e município, a ponderação e o controle por faixa etária. Erros-padrão robustos a autocorrelação serial intramunicípios entre parênteses. Significância: ***p<0.01; **p<0.05; *p<0.1.

o aumento de risco de alguns tipos de cânceres (principalmente de fígado e pâncreas), de refluxos gastroesofágicos e de dispepsia (doenças que fazem parte do grupo de morbidades do sistema digestivo). Assim, o aumento do adequado controle da glicose com os medicamentos disponibilizados pelo programa está diminuindo em 3,2 a taxa de internação por neoplasmas, concentrando-se em tumores benignos, e em 5,8 a taxa por doenças digestivas (em quase sua totalidade sobre refluxos e dispepsia), o que corresponde a uma queda sobre a taxa média de 1,1% e 0,9%, respectivamente.

A compreensão das consequências do programa para os grandes grupos de doenças fica mais claro quando se analisam especificamente as enfermidades com medicamentos distribuídos pelo programa. A Tabela 6 reporta os efeitos do programa para as doenças tratadas nos modelos OLS e IV, ambos com sua especificação mais completa. Enquanto o modelo de OLS nos dá uma estimativa de -0,2 para diabetes, o de IV estima -3,5, ou seja, o aumento de uma farmácia popular por 100 mil habitantes gera uma diminuição de 3,5 na taxa de internação também por 100 mil habitantes, representando uma queda de 4,1% sobre a taxa média. Já para a hipertensão, o estimador foi de -4,5, uma queda de 3,8% da taxa média. A diminuição nas internações por diabetes e hipertensão é o que explica, em grande medida, a queda das doenças endócrinas e circulatórias vistas na Tabela 5.

O programa ATFP ainda impacta negativamente as taxas de internações por doença de Parkinson (-0,06), glaucoma (-0,04) e rinite (-0,006). Apesar de essas doenças terem entrado no programa apenas em 2010, algum efeito de diminuição já é sentido nos dados até 2012.

O programa não surtiu efeito para as internações de dislipidemia e osteoporose. A asma apresenta, em um primeiro momento, um resultado inusitado: aumento de 1,9, representando crescimento de 0,8% sobre sua taxa média. No entanto, tal efeito pode ser consequência da contra-indicação do consumo de betabloqueadores para pacientes com problema respiratório. Com a introdução do programa, muitos pacientes com problemas hipertensivos, incluindo os que também têm asma, passaram a se tratar com os medicamentos betabloqueadores, distribuídos gratuitamente pelo ATFP. Como uma externalidade negativa desse processo, pode ter havido um aumento da taxa de internação por asma.

Análise de custo-benefício

Uma forma de obter um cálculo aproximado da relação entre o custo e o benefício do programa ATFP é comparar o quanto foi investido no programa e o quanto foi economizado em termos de gastos médicos com a diminuição nas taxas de internação e de vidas salvas com a diminuição nas taxas de mortalidade. Os gastos com saúde para cada uma das doenças podem ser estimados por:

$$\widehat{M}_{it} = \beta FP_{it} + \widehat{\eta}_t + \widehat{\tau}_i + \widehat{\mu} X_{it} \quad (4)$$

onde \widehat{M}_{it} é o gasto previsto, calculado por meio dos coeficientes estimados por IV.

Assim, \widehat{M}_{it} pode ser obtido para a condição contrafactual de $FP_{it} = 0$. Tal cenário corresponde ao montante de gasto com saúde que seria despendido caso não houvesse o programa ATFP entre 2006 e 2012 para os 5.507 municípios analisados. A diferença entre o gasto observado e o previsto ($FP_{it} = 0$) é a economia na taxa de gastos com internação por 100 mil habitantes por município e ano proporcionada pelo programa.

A Tabela 7 apresenta os gastos com internação por hipertensão, diabetes e asma observados entre 2000 e 2012, assim como seu contrafactual, já transformados em números absolutos (multiplicados por população do município de 100 mil habitantes) e colapsados por ano. Os resultados sugerem que, caso não houvesse o programa ATEP, o SUS despenderia quase R\$ 150 milhões a mais para cobrir as internações pelas doenças selecionadas. Assim, o programa gerou uma diminuição de 7,3% nos gastos com internação em relação ao previsto entre 2006 e 2012. Deve-se destacar, no entanto, que as internações por asma estão agindo no sentido de aumentar os gastos com internação. Os efeitos adversos dos medicamentos betabloqueadores parecem minimizar os benefícios do programa.

Tabela 7 • Simulações contrafactuais: gastos com internação (em reais de 2012) observados e previstos

Ano	Gastos com internação por hipertensão, diabetes e asma	
	Observado	Previsto
2000	424.480.428	424.480.428
2001	391.208.577	391.208.577
2002	376.610.026	376.610.026
2003	345.513.484	345.513.484
2004	320.824.639	320.824.639
2005	290.621.828	290.621.828
2006	263.433.485	268.557.770
2007	277.666.091	286.404.616

(continua)

(continuação)

Ano	Gastos com internação por hipertensão, diabetes e asma	
	Observado	Previsto
2008	270.835.962	282.244.055
2009	297.480.773	316.562.425
2010	283.142.702	307.912.389
2011	265.021.763	300.780.620
2012	227.949.837	272.526.761
Gasto total, 2006-2012	1.885.530.613	2.034.988.636
Economia de gastos, 2006-2012	-	149.458.023
Economia de gastos, 2006-2012 (como % do previsto)		7,3%

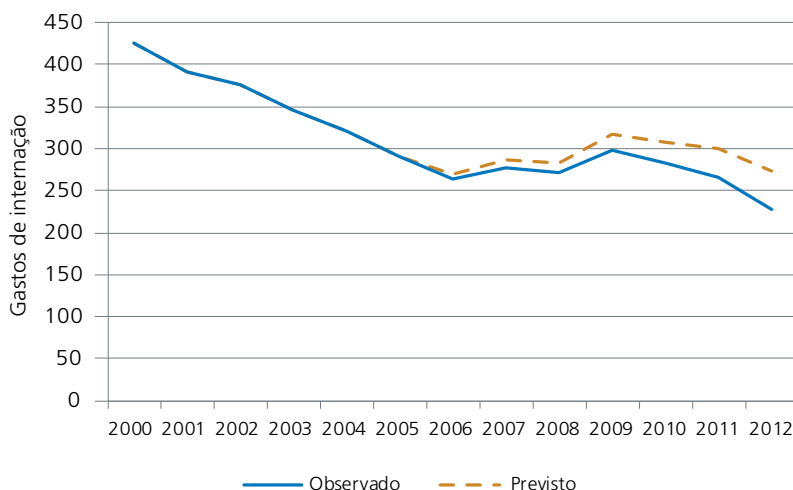
Fonte: Elaboração própria.

Notas: A simulação contrafactual é baseada no modelo (4) e usa a especificação mais completa, incluindo os efeitos fixos de tempo e município, a ponderação e o controle por faixa etária. Erros-padrão robustos à autocorrelação serial intramunicípios entre parênteses. Significância: *** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.1$.

O Gráfico 4 apresenta os mesmos resultados da Tabela 7. Entre 2000 e 2006, há forte queda nos gastos totais em decorrência da diminuição nos gastos com internação por asma, principalmente para a faixa etária de até 14 anos. Com a introdução do programa em 2006, há um aumento do gasto médio com internação por asma, em especial para as pessoas com mais de 40 anos. Tal efeito, possivelmente, é oriundo das consequências adversas dos medicamentos para hipertensão. A partir de 2010, com a entrada dos medicamentos para asma no programa ATEFP, os gastos com essa morbidade voltaram a cair. Os benefícios dos medicamentos para asma, provavelmente, suplantam os malefícios dos betabloqueadores nesse último período. Ainda

como pode ser verificado, o impacto do programa na diminuição dos gastos com internação foi pequeno entre 2006 e 2008. Somente a partir de 2009 é que há considerável aumento da diferença entre os gastos observados e os previstos, possivelmente como consequência da maior expansão do programa pelos municípios brasileiros, pela gratuidade dos medicamentos para diabetes e hipertensão e pela entrada dos antiasmáticos no rol de medicamentos do programa.

Gráfico 4 • Simulações contrafactuais: gastos com internação (R\$ milhões de 2012) observados e previstos



Fonte: Elaboração própria.

Nota: Gráfico baseado nos resultados da Tabela 7.

Os benefícios do programa, no entanto, não se resumem apenas à queda de gastos com internações. As vidas salvas por doenças circulatórias também devem ser mensuradas para obtermos uma medida do custo-benefício do programa. Substituindo-se mortalidade na equação (4) por gastos e utilizando-se os coeficientes obtidos na Tabela 3, coluna (1), tem-se a

estimação da taxa de mortalidade por 100 mil habitantes observada e prevista (no caso de $FP_{it} = 0$) para as doenças circulatórias por município e ano. Com isso, pode-se mensurar o número de vidas salvas pelo programa. A Tabela 8 apresenta o número absoluto de mortes observadas e previstas no período entre 2000 e 2012, colapsadas por ano. Os resultados mostram que o programa salvou mais de 113 mil vidas de males das doenças circulatórias, o que representa uma diminuição de 4,8% sobre a mortalidade total prevista entre 2006 e 2012.

O Gráfico 5 apresenta os mesmos resultados da Tabela 8. A dinâmica do impacto do programa sobre a mortalidade é similar ao verificado sobre gastos com internação hospitalar. A partir de 2009, com o aumento de velocidade na expansão do programa e com a gratuidade dos medicamentos para diabetes e hipertensão, a diferença entre a mortalidade observada e a prevista foi aumentando. Se em 2006, o programa ATEFP salvou quase 4 mil vidas, em 2012 esse número chegou a quase 34 mil vidas. Verifica-se que quanto maior o tempo de exposição ao programa, maior o número de vidas salvas por ano, possivelmente em decorrência do aumento do valor investido e do percentual de municípios cobertos pelo programa.

Entre 2006 e 2012, o valor presente do custo do programa Aqui Tem Farmácia Popular, considerando-se uma taxa de desconto de 0%, para ser conservador, foi de R\$ 3,5 bilhões a preços de 2012. Na mesma medida, verificamos que o programa gerou uma diminuição de R\$ 150 milhões, também a preços de 2012, nos gastos com internação e salvou mais de 113 mil vidas no período de análise.

Tabela 8 • Simulações contrafactuais: mortalidade observada e prevista

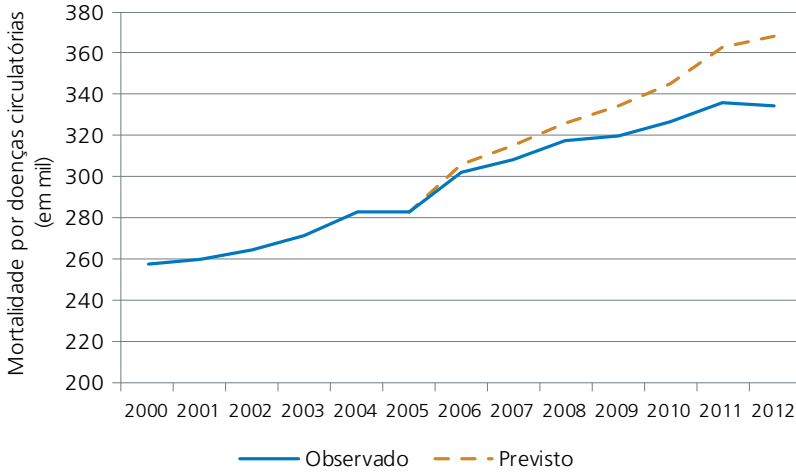
Ano	Mortalidade por doenças circulatórias	
	Observado	Previsto
2000	258.057	258.057
2001	260.686	260.686
2002	265.198	265.198
2003	271.903	271.903
2004	283.634	283.634
2005	283.190	283.190
2006	302.831	306.727
2007	308.954	315.597
2008	317.828	326.500
2009	320.507	335.012
2010	327.235	346.064
2011	336.367	363.548
2012	334.858	368.743
Mortalidade total, 2006-2012	2.248.581	2.362.189
Mortes evitadas, 2006-2012		113.609
Mortes evitadas, 2006-2012 (como % do previsto)		4,8%

Fonte: Elaboração própria.

Notas: A simulação contrafactual é baseada no modelo (4) e usa a especificação mais completa, incluindo os efeitos fixos de tempo e município, a ponderação e o controle por faixa etária. Erros-padrão robustos à autocorrelação serial intramunicípios entre parênteses. Significância: ***p<0.01; **p<0.05; *p<0.1.

Para comparar os benefícios com os custos, o valor estatístico da vida será utilizado para monetizar as vidas salvas pelo programa. Dados os valores despendidos e de benefícios com o ATFP, pode-se concluir que, se o valor estatístico para cada vida for superior a R\$ 30.133,15, o benefício do programa é superior ao seu custo.

Gráfico 5 • Simulações contrafactuais: mortalidade (em mil) observada e prevista



Fonte: Elaboração própria.

Nota: Gráfico baseado nos resultados da Tabela 8.

Estimativas preliminares para o valor estatístico da vida no Brasil chegam a valores entre R\$ 740 mil e R\$ 5,7 milhões a preços de 2012 (CORBI *et al.*, 2006). As evidências internacionais para países em desenvolvimento, no geral, também encontram um intervalo parecido (VISCUSI; ALDY, 2003). No entanto, a idade impacta o valor estatístico da vida (VISCUSI; ALDY, 2003). Mais precisamente, a relação entre as duas variáveis seria uma curva em formato de U invertido, ou seja, o valor da vida aumenta com a idade até atingir o seu pico na maturidade e depois diminui com a velhice (ALDY; VISCUSI, 2008). Como o maior impacto do programa se dá sobre as faixas etárias acima dos 40 anos, é apropriado trabalhar com esse grupo específico para mensurar o custo-benefício do programa. Aldy e Viscusi (2008) encontram, para pessoas acima de 45 anos, um intervalo entre US\$ 1,79 milhão e US\$ 8,7 milhões (em valores de 2000) para o valor estatístico da vida nos

Estados Unidos. Alguns estudos trabalham com uma elasticidade renda do valor estatístico da vida entre 0,6 e 1,25 para ajustar o valor da vida por diferenças de renda, permitindo, por exemplo, extrapolar o valor da vida nos Estados Unidos para o Brasil (BARHAM, 2011).⁸ Utilizando-se esse método e trabalhando-se com uma elasticidade renda do valor da vida de 1,25 (para uma estimativa mais conservadora), encontrou-se que o valor estatístico da vida para pessoas acima de 45 anos varia entre R\$ 430 mil e R\$ 2,1 milhões a preços de 2012 no Brasil.⁹ Usando-se o menor valor do intervalo, conclui-se que o benefício do programa foi de, pelo menos, R\$ 49 bilhões a preços de 2012, bem superior ao seu custo, gerando uma razão benefício-custo de 13,7.

Deve-se lembrar que o presente cálculo não leva em consideração os ganhos de eficiência e produtividade hospitalar para a economia com a diminuição das internações, o que tornaria as estimativas ainda mais positivas. Na mesma medida, como apontado por Mahoney (2005), os benefícios da manutenção do tratamento médico podem demorar a gerar consequências para a saúde, de modo que as melhorias de saúde analisadas nos sete anos do programa Farmácia Popular representam apenas o limite inferior dos benefícios do programa.

8 O valor estatístico da vida nos Estados Unidos pode ser extrapolado para o Brasil usando-se a fórmula $VSL_{BRA} = VSL_{EUA} (PIB\ PER\ CAPITA_{BRA} / PIB\ PER\ CAPITA_{EUA})^E$, em que E corresponde à elasticidade da renda do valor estatístico da vida.

9 Os dados do PIB *per capita* do Brasil e dos Estados Unidos no ano de 2000 foram obtidos na base estatística do Banco Mundial: <http://data.worldbank.org/indicador/NY.GDP.PCAP.CD>. Além disso, optou-se por usar uma taxa de câmbio de R\$ 2/US\$ para converter dólares em reais. Os dados foram deflacionados pelo IPCA.

Conclusão

O presente trabalho analisou o impacto da política de copagamento de medicamentos Aqui Tem Farmácia Popular sobre os indicadores de saúde para os municípios brasileiros entre 2000 e 2012. O número de farmacêuticos no período inicial do programa foi utilizado em uma estratégia empírica de variáveis instrumentais, como variação exógena da expansão do programa nos municípios, com o objetivo de captar o efeito causal do maior acesso a medicamentos sobre mortalidade, internações, probabilidade de óbitos dos internados e gastos com internação. Os resultados do primeiro estágio sugeriram que o número de farmacêuticos no período-base estaria positivamente correlacionado com a taxa de farmácias populares. Na mesma medida, rejeitou-se a hipótese de instrumento fraco.

Os resultados do segundo estágio indicam que a inserção do programa impactou a queda nas taxas de mortalidade e probabilidade de morte dos internados por doenças agudas que são agravadas na presença de diabetes e hipertensão, como isquemias do coração e doenças cerebrovasculares. Há indícios, portanto, de que o acesso facilitado ao tratamento medicamentoso para diabetes, hipertensão e dislipidemia é fundamental para o controle da mortalidade de suas consequências agudas, como infartos e acidentes vasculares cerebrais, corroborando as evidências existentes na literatura. A instalação de uma farmácia popular por 100 mil habitantes diminuiu a taxa de mortalidade por doenças circulatórias em 1,3 morte, também por 100 mil habitantes, assim como reduziu a probabilidade de óbito do internado em 0,07%.

Os impactos sobre internações foram mais abrangentes. A instalação de uma nova farmácia popular por 100 mil habitantes é capaz de reduzir as taxas de internação também para cada 100 mil habitantes em 3,5 para

diabetes, 4,5 para hipertensão, 0,06 por doença de Parkinson, 0,04 por glaucoma e 0,006 por rinite. Os efeitos indicam que a política conseguiu reduzir as internações por doenças crônicas focadas pelo programa. Verificou-se, ainda, que a queda nas taxas de internação diminuíram os gastos com internação, sendo responsável por uma diminuição nos custos de operação do sistema de saúde. A análise de custo-benefício sugere, também, que o programa é extremamente efetivo e que a queda na mortalidade e nas internações, quando trazidas para valores monetários, suplantam, e muito, os custos da política.

A contribuição deste trabalho reside em trazer as primeiras evidências do impacto de uma política de copagamento de medicamentos sobre a saúde para um país em desenvolvimento cuja população é mais vulnerável a variações de preços nos fármacos. Os resultados trazem relevantes implicações para as políticas públicas:

- o preço dos medicamentos é um importante determinante do status de saúde das pessoas, principalmente dos mais idosos;
- As políticas de subsídio ou a taxação de fármacos têm, portanto, graves consequências sobre a saúde; e
- A diminuição no custo dos medicamentos e a melhoria no acesso a eles podem ser relevantes políticas de saúde.

Referências

ALDY, J. E.; VISCUSI, W. K. Adjusting the value of a statistical life for age and cohort effects. *The Review of Economics and Statistics*, v. 90, n. 3, p. 573-81, 2008.

ANVISA – AGÊNCIA NACIONAL DE VIGILÂNCIA SANITÁRIA. AFE – Informações gerais para farmácias e drogarias, 2015. Disponível em: <http://portal.anvisa.gov.br/wps/portal/anvisa/anvisa/transparencia!/ut/p/c4/04_SB8K8xLLM9MSSzPy8xBz9CP0os3hTQwNfRydDRwN_N2cjA08XVzOPUF-

PIGdvI_2CbEdFALBfe1Q!/?1dmy&urile=wcm%3Apath%3A/anvisa+portal/
anvisa/transparencia/assunto+de+interesse/publicacoes+transparencia/faq+-
+perguntas+frequentes/afe+-+informacoes+gerais+para+farmacias+e+drogarias>.
Acesso em: 8 mai. 2015.

ATELLA, V. *et al.* Drug compliance, co-payment and health outcomes: evidence from a panel of Italian patients. *Health Economics*, v. 15, n. 9, p. 875-92, 2006.

BARHAM, T. A healthier start: the effect of conditional cash transfers on neonatal and infant mortality in rural Mexico. *Journal of Development Economics*, v. 94, n. 1, p. 74-85, 2011.

BRASIL. Lei 10.858, de 13 de abril de 2004. Autoriza a Fundação Oswaldo Cruz – Fiocruz a disponibilizar medicamentos, mediante ressarcimento, e dá outras providências. *Diário Oficial da União*. Brasília-DF, 14 abr. 2004.

_____. Portaria 491, de 9 de março de 2006. Dispõe sobre a expansão do Programa Farmácia Popular do Brasil. *Diário Oficial da União*. Brasília-DF, 10 mar. 2006.

_____. *Relatório de auditoria operacional: Farmácia Popular*. Brasília: Tribunal de Contas da União (TCU), Secretaria de Fiscalização e Avaliação de Programas de Governo (Seprog), 2011.

_____. Portaria 971, de 15 de maio de 2012. Dispõe sobre o Programa Farmácia Popular do Brasil. *Diário Oficial da União*. Brasília-DF, 17 mai. 2012.

_____. Portaria 1.555, de 30 de julho de 2013. Dispõe sobre as normas de financiamento e de execução do Componente Básico da Assistência Farmacêutica no âmbito do Sistema Único de Saúde (SUS). *Diário Oficial da União*. Brasília-DF, Brasil, 31 jul. 2013.

_____. *Manual básico do Programa Farmácia Popular – Rede própria*. 2014a. Disponível em: www.saude.gov.br. Acesso em: 8.5.2015.

_____. *Manual de orientações às farmácias e drogarias credenciadas no Aqui tem Farmácia Popular*. 2014b. Disponível em: www.saude.gov.br. Acesso em: 8 mai. 2015.

_____. Sala de apoio à gestão estratégica. 2015. Disponível em: <http://189.28.128.178/sage/>. Acesso em: 8 mai. 2015.

CARRARO, W. B. *Desenvolvimento econômico do Brasil e o Programa Aqui Tem Farmácia Popular: limites e potencialidades*. Tese (Doutorado em Economia do Desenvolvimento) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 2014.

CORBI, R., MENEZES-FILHO, N., SOARES, R. R.; WERLANG, S. R. da C. *Avaliação econômica de ganhos sociais na área da saúde: estimativas do valor de uma vida estatística para o Brasil*, 2006. Unpublished manuscript.

EMMERICK, I. C. M.; NASCIMENTO, J. M.; PEREIRA, M. A.; LUIZA, V. L.; ROS-DEGNAN, D. Farmácia Popular Program: changes in geographic accessibility of medicines during ten years of a medicine subsidy policy in Brazil. *Journal of Pharmaceutical Policy and Practice*, v. 8, n. 1, 10, 2015.

GIBSON, T. B.; OZMINKOWSKI, R. J.; GOETZEL, R. Z. The effects of prescription drug cost sharing: a review of the evidence. *American Journal of Managed Care*, v. 11, n. 11, p. 730-40, 2005.

LEXCHIN, J.; GROOTENDORST, P. Effects of prescription drug user fees on drug and health services use and on health status in vulnerable populations: a systematic review of the evidence. *International Journal of Health Services*, v. 34, n. 1, p. 101-22, 2004.

MAHONEY, J. J. Reducing patient drug acquisition costs can lower diabetes health claims. *Am J Manag Care*, v. 11, n. 5 (suppl), p. S170-S6, 2005.

MENEZES, T.; CAMPOLINA, B.; SILVEIRA, F. G.; SERVO, L. M.; PIOLA, S. F. O gasto e a demanda das famílias em saúde: uma análise a partir da POF 2002-2003. In: SILVEIRA, F. G.; SERVO, L.; MENEZES, T. A.; PIOLA, S. F. (orgs.) *Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas*. v.1. Brasília: Ipea, 2007, p. 313-344.

MOTTA, G. P.; DOMINGUES, E. P.; ANDRADE, M. V.; CHEIN, F.; SANTIAGO, F. S. Uma análise dos impactos econômicos do Programa Farmácia Popular do Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 41, 2013, Foz do Iguaçu. *Anais...* Anpec, 2013.

RAIS – RELAÇÃO ANUAL DE INFORMAÇÕES SOCIAIS. *Relação anual de informações sociais*. 2015. Disponível em: <<http://bi.mte.gov.br/bgcaged/inicial.php>> Acessado em: 8 mai. 2015.

SANTOS-PINTO, C. D. B.; MIRANDA, E. S.; EMMERICK, I. C. M.; COSTA, N. R.; OSORIO-DE-CASTRO, C. G. S. Preços e disponibilidade de medicamentos no Programa Farmácia Popular do Brasil. *Revista de Saúde Pública*, n. 44, v. 4, p. 611-619, 2010.

SANTOS-PINTO, C. D.; COSTA, N. R.; OSORIO-DE-CASTRO, C. G. Quem acessa o Programa Farmácia Popular do Brasil? Aspectos do fornecimento público de medicamentos. *Ciência & Saúde Coletiva*, n.16, v. 6, p. 2.963-2.973, 2011.

SILVA, R. M. Programa “Aqui Tem Farmácia Popular”: expansão entre 2006-2012 e comparação com os custos da assistência farmacêutica na Secretaria Municipal de Saúde do Rio de Janeiro. Tese. (Doutorado em Política, Planejamento e Administração em Saúde) – Universidade do Estado do Rio de Janeiro (UERJ). Rio de Janeiro, 2014.

VISCUSI, W. K.; ALDY, J. E. The value of a statistical life: a critical review of market estimates throughout the world. *Journal of Risk and Uncertainty*, v. 27, n. 1, p. 5-76, 2003.

WHO – World Health Organization. *Adherence to long-term therapies: Evidence for action*. Geneva: World Health Organization, 2003.