

Área 04 - Teoria Econômica e Métodos Quantitativos.

Efeitos da redução do subsídio governamental sobre o acesso e a demanda por medicamentos no Programa Farmácia Popular do Brasil

Gerrio do Santos Barbosa

Doutorando em Economia pelo PPGE-UFPB. Email: gerriosantos@gmail.com

Aléssio Tony Cavalcanti de Almeida

Prof. Doutor. Centro de Ciências Sociais Aplicadas. Departamento de Economia (PPGE-UFPB). Email: alessiotony@gmail.com

Fabiola Sulpino Vieira

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Diretoria de Estudos e Políticas Sociais. Brasília, DF, Brasil. Email: fabiola.vieira@ipea.gov.br

Luciana Mendes Santos Servo

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Diretoria de Estudos e Políticas Sociais. Brasília, DF, Brasil. Email: luciana.servo@ipea.gov.br

Edvaldo Batista de Sá

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Diretoria de Estudos e Políticas Sociais. Brasília, DF, Brasil. Email: edvaldo.sa@ipea.gov.br

Área 04 - Teoria Econômica e Métodos Quantitativos.

Efeitos da redução do subsídio governamental sobre o acesso e a demanda por medicamentos no Programa Farmácia Popular do Brasil

RESUMO

Classificação JEL:

I18

L51

I11

L11

Palavras-Chave:

Preços dos

Medicamentos

Preço de Referência

Copagamento

Acesso

Demanda

O Programa Farmácia Popular do Brasil (PFPPB) foi criado pelo governo federal no âmbito do sistema público de saúde brasileiro para ampliar o acesso da população a medicamentos. O programa opera com uma lista positiva, uma política de reembolso baseada em preço de referência, gratuidade para alguns produtos e dispensação dos medicamentos por farmácias privadas credenciadas. Recentemente, o governo alterou a política de ressarcimento do programa, reduzindo a parcela do subsídio de vários produtos. Assim, o objetivo deste artigo é investigar os efeitos da redução do subsídio do governo sobre o acesso e a demanda por medicamentos no PFPPB. O método utilizado é o modelo de diferença em diferença, tendo sido empregados registros administrativos do programa de 2015 a 2017. Verificou-se que, após uma diminuição de 50% no subsídio do governo, o acesso e a demanda por medicamentos reduziram em 26% e 24%, em média, respectivamente. Além disso, que nas regiões do país com menores níveis de renda, a demanda chegou a cair 46%. Em relação ao mecanismo de transmissão, nos meses iniciais da mudança da política de reembolso, há alteração da composição no consumo entre os medicamentos de referência e os genéricos, havendo redução da demanda para os primeiros.

ABSTRACT

JEL Classification:

I18

L51

I11

L11

Keywords:

Drug prices

Reference pricing

Co-payments

Access

Demand

The Popular Pharmacy Program in Brazil (PFPPB) was created by the federal government within the scope of the Brazilian public health system to expand the population's access to drugs. The program operates with a positive list, a reimbursement policy based on reference price, free of charge for some products, and dispensing of drugs by accredited private pharmacies. Recently, the government changed the program's reimbursement policy, reducing the subsidy share of various products. Thus, this article aims to investigate the effects of the reduction of government subsidy on access to and demand for medicines in the PFPPB. The method used is the difference-in-difference model, and administrative records of the program were used from 2015 to 2017. It was found that, after a 50% decrease in the government subsidy, access to and demand for drugs decreased by 26% and 24%, on average, respectively. Furthermore, in regions of the country with lower income levels, demand dropped by 46%. Regarding the transmission mechanism, in the initial months of the change in the reimbursement policy, there is a change in the composition of consumption between reference and generic drugs, with a reduction in demand for the generic.

1 Introdução

No Brasil, o acesso a bens e a serviços de saúde é um direito de toda a população a ser garantido pelo Estado, de forma universal e igualitária, por meio do Sistema Único de Saúde – SUS. Em relação ao acesso a medicamentos, dois mecanismos são utilizados para a sua promoção: a dispensação sem desembolso que é feita pelas farmácias dos estabelecimentos de saúde do SUS em todo o território nacional e pelas farmácias privadas credenciadas ao Programa Farmácia Popular do Brasil (PFPPB). O PFPPB foi criado em 2004 pelo governo federal com o propósito de ampliar o acesso da população a medicamentos, especialmente para a parcela da população que não pudesse arcar com os custos de produção ou de aquisição desses produtos (Almeida e Vieira, 2020).

Atualmente, o PFPPB opera com uma rede de farmácias privadas credenciadas, uma lista positiva e duas modalidades, gratuidade e copagamento, que se diferenciam pela política de reembolso. Essa política está baseada na definição de preços de referência e em valores máximos de pagamento pelo Ministério da Saúde (MS) para cada produto. A modalidade gratuidade contempla medicamentos para o tratamento da asma, diabetes e hipertensão. Nesta modalidade, o subsídio do governo é de 100 % do preço de referência, que é o valor reembolsado às farmácias pela dispensação dos medicamentos sem desembolso por parte dos usuários do programa. A modalidade copagamento inclui medicamentos indicados para anticoncepção, dislipidemia, glaucoma, osteoporose, doença de Parkinson e rinite, além de fraldas geriátricas para pessoas com incontinência urinária. O subsídio do governo é de até 90% do preço de referência e as farmácias são livres para estabelecer o preço de venda dos medicamentos até o preço máximo de venda ao consumidor, que é o preço teto de cada produto autorizado para venda pelas farmácias no mercado farmacêutico nacional (Almeida e Vieira, 2020).

A exigência de copagamento para acesso a bens e a serviços de saúde é uma estratégia comumente utilizada pelos governos e empresas do setor para a moderação do uso de produtos e serviços. O pressuposto é de que se os usuários são obrigados a pagarem um percentual do preço do medicamento, por exemplo, eles terão mais prudência na quantidade consumida e avaliarão com mais cautela os substitutos que possam oferecer menores custos (como os genéricos). Portanto, o aumento do desembolso dos indivíduos (via copagamento) pode reduzir o volume de prescrição de medicamentos, *ceteris paribus*. Esse pressuposto se baseia no modelo de otimização de demanda por saúde de Grossman, que assume que a procura por cuidados de saúde surge da necessidade do indivíduo de restaurar seu estoque de saúde, o que o faz utilizar alguns insumos como visitas médicas ambulatoriais e/ou produtos farmacêuticos (Montheral e Henderson, 1999).

Contudo, no Brasil, ao contrário das experiências comumente reportadas em literatura especializada, a introdução do copagamento por medicamentos no SUS, quando da criação do PFPPB, foi feita com o propósito de ampliar o acesso da população a medicamentos e insumos essenciais, e de reduzir o impacto do desembolso direto (*out-of-pocket*) com medicamentos no orçamento das famílias mais pobres. Assim, o programa promoveria uma distribuição de renda indireta, diferentemente do que acontece em outros países, que utilizam políticas de compartilhamento de custos para moderar o uso de medicamentos (Santos-Pinto, 2014). No país, o desembolso direto com medicamentos representa 29,2% dos gastos das famílias com saúde e afeta especialmente as mais vulneráveis socioeconomicamente (Boing et al, 2014).

A oferta de medicamentos com financiamento público no Brasil teve grande avanço com a criação e a expansão do PFPPB. De início, o programa operava apenas com a modalidade copagamento e uma rede de farmácias públicas, gerenciadas por uma

instituição vinculada ao governo federal em parceria com os governos dos estados e dos municípios. A expansão do programa ocorreu em 2006, quando teve início o credenciamento de farmácias privadas em parceria direta com o Ministério da Saúde. Essa iniciativa foi chamada de Aqui Tem Farmácia Popular (ATFP) e possibilitou rápido crescimento do número de pontos de dispensação de medicamentos do programa em todo o país. Outra mudança positiva para os beneficiários do Programa aconteceu entre 2011 e 2012 com a instituição da modalidade gratuidade (Almeida e Vieira, 2020).

O crescimento do número de farmácias privadas credenciadas ao programa foi de 750% entre 2006 (2.995 farmácias) e 2012 (25.122 farmácias), a cobertura municipal passou de 594 para 3.730 municípios, e o número de beneficiários de 450 mil para quase 13 milhões no mesmo período (Silva e Caetano, 2015). A comparação entre o montante de recursos repassados pelo MS para as farmácias privadas do PFPB, como subsídio para oferta de uma lista reduzida de medicamentos, e aquele transferido pelo órgão para financiamento de uma relação extensa de medicamentos utilizados na atenção primária à saúde (APS) e dispensados nas farmácias dos estabelecimentos de saúde vinculados ao SUS revela a prioridade que o programa recebeu ao longo dos anos. Entre 2006 e 2014, o MS repassou R\$ 7,9 bilhões (em valores constantes de 2014) para as farmácias privadas (crescimento médio de financiamento de 88%), enquanto as transferências para financiamento dos medicamentos da APS atingiram R\$ 9,5 bilhões (crescimento médio de financiamento de 2%) (Silva e Caetano, 2018). Vieira (2018) apontou que o gasto total do SUS com medicamentos saiu de R\$ 14,3 bilhões em 2010 para R\$ 20 bilhões em 2015 (crescimento de 40%), caindo para R\$ 18,6 bilhões em 2016. Houve crescimento do gasto do governo federal com o PFPB de 580% e redução de 25% nos repasses para financiar despesas com medicamentos da APS nesse período.

O total de recursos transferidos pelo MS para as farmácias privadas do PFPB foi de R\$ 24,7 bilhões entre 2006 a 2019. Deste montante, 58% foram para a modalidade gratuidade e 42% para a modalidade copagamento. No mesmo período, os beneficiários do PFPB desembolsaram mais de R\$ 6 bilhões para aquisição de medicamentos da modalidade copagamento. Ou seja, aproximadamente R\$ 30 bilhões foram destinados a esse programa, sendo cerca de 80% a participação do subsídio do MS (Almeida e Vieira, 2020).

Em decorrência da crise econômica e fiscal enfrentada pelo Brasil a partir de 2014, o governo implementou algumas medidas visando à redução das despesas com o PFPB, como o encerramento da rede de farmácias públicas em 2017 e maior rigor quanto aos requisitos para a dispensação de medicamentos. Nesse contexto, a intervenção considerada mais importante foi a redução em 50% no subsídio de alguns medicamentos da modalidade copagamento em 2016 (Almeida e Vieira, 2020). Como nessa modalidade, os beneficiários pagam para as farmácias a diferença entre o subsídio do governo e o preço de venda dos medicamentos, uma redução do subsídio pode ter impactos sobre o acesso e a demanda por esses produtos no programa.

De acordo com a teoria econômica, os pacientes racionais ponderam os custos e benefícios dos medicamentos versus outros métodos de produção de saúde, maximizando suas combinações de preferências por saúde, dada a sua restrição orçamentária. O aumento do copagamento pode produzir os seguintes efeitos econômicos: i) Mudanças no Consumo: os beneficiários reduzem o consumo ótimo de medicamentos. ii) Substituição: os beneficiários irão consumir medicamentos substitutos mais baratos. iii) Valor: o beneficiário pode reduzir as chances de consumir medicamentos de baixos valores quando os custos destes forem maiores que os benefícios para sua saúde. De outra forma, os beneficiários seriam insensíveis a

medicamentos de altos valores (como os medicamentos essenciais). Entretanto, presume-se que os pacientes tenham informações simétricas para avaliar custos e benefícios dos medicamentos (Gibson et al, 2005).

Considerando o contexto recente do PFPB e os pressupostos da teoria econômica, o objetivo deste artigo é investigar os efeitos da redução do subsídio do governo sobre o acesso e a demanda por medicamentos no programa. Buscar-se-á responder às seguintes questões: i) Houve redução da quantidade demandada de medicamentos? ii) A redução do subsídio do governo afeta os indivíduos com menores rendas?? iii) Quais os efeitos sobre a taxa de copagamento? Iv) Há mudanças na composição da demanda dos medicamentos genéricos? Essas são questões importantes elucidadas na presente pesquisa.

O PFPB é um importante programa público de medicamentos no Brasil. Seu número de beneficiários e o volume de recursos alocados ao seu financiamento o tornam grande não apenas nacionalmente, mas em comparação a outros programas dessa natureza em todo o mundo. A mensuração da elasticidade-preço dos medicamentos do PFPB é importante por ser o primeiro estudo sobre o programa que se utiliza de uma abordagem de causalidade e que mostra os efeitos heterogêneos da redução do subsídio do governo no programa.

Este artigo contém, além desta seção introdutória, mais quatro seções. A seção 2 apresenta a literatura relacionada e a seção 3 os métodos utilizados no estudo. Os resultados constam da seção 4 e sua discussão é feita na seção 5.

2 Revisão da Literatura

Há uma literatura extensa no mundo que investiga os efeitos de alterações nas políticas de compartilhamento de custos de medicamentos sobre o consumo¹, utilização ou adesão ao tratamento com esses produtos, especialmente no caso de doenças crônicas. Os resultados desses estudos, realizados em diferentes países, podem variar, dependendo das características dos grupos pesquisados. Na década de 1990, por exemplo, algumas pesquisas apontavam que maiores taxas de copagamento tinham uma menor associação da utilização de medicamentos (Jr, Reeder e Dickson, 1984; Harris, Stergachis e Ried, 1990; Johnson et al., 1997).

Diversos estudos investigaram os efeitos das políticas farmacêuticas sobre a utilização de medicamentos. Dois empregadores americanos que receberam benefícios de prescrição médica (*Express Scripts*) promoveram uma avaliação que apontou redução de 3,5% no acesso e nas despesas de medicamentos de marcas para um aumento de 10% do copagamento. Além disso, maior uso de genéricos estava associado ao aumento dos pagamentos exigidos para medicamentos de marca, o que facilitava a continuação do tratamento de doenças crônicas (Motheral e Henderson, 1999). Nesse mesmo sentido, Goldman, Joyce e Zheng (2007) encontraram que o crescimento dos custos de compartilhamento estava associado a uma queda de 2% a 6% no uso ou nas despesas dos medicamentos prescritos.

Isso pode ter impactos negativos sobre a saúde dos indivíduos. Em relação à não utilização de medicamentos para tratamento do infarto do miocárdio, verificou-se que os pacientes podem ter três vezes mais chances de morrer quando comparado a pacientes que realizam o tratamento com aspirina, betabloqueadores e estatina. Ademais, que a descontinuação de medicamentos prescritos está associada a características

¹ É possível se aprofundar com as revisões sistemáticas de Lexchin e Grootendorst (2004), Gibson et al. (2005), Goldman, Joyce e Zheng (2007) e Kiil e Houllberg (2014).

demográficas e socioeconômicas, e não somente clínicas das pessoas (Ho et al., 2006). Por isso, Nair et al. (2009) defendem que intervenções no sistema de saúde que geram maiores custos (como tratamento de doenças crônicas) devem ter copagamento zero ou com menores taxas, enquanto serviços menos dispendiosos (como cirurgia bariátrica) devem designar maiores partilhas de custo com o paciente. Comparando períodos distintos, os autores encontraram que as visitas médicas e hospitalizações para diabéticos reduziram em 25% e 20%, respectivamente.

Em novembro de 2004, a agência de medicamentos da Itália (*Italian Drug Agency - AIFA*) definiu um sistema de copagamento para pacientes que usavam estatina (inibidor de colesterol), que possibilitava a redução dos preços desses medicamentos. Analisaram-se dados do período de 2001 a 2007 das 17 regiões italianas, divididas em dois grupos (aderentes e não aderentes da intervenção). Verificou-se que essa política aumentou o número de consumidores de doses diárias definidas desses medicamentos, que em maio de 2001 foi de 22,9 mil habitantes por dia e em novembro de 2007 foi 54,7 mil habitantes por dia. Em termos relativos, antes de 2004, o aumento mensal do consumo de estatina era de 1,7%, enquanto após a intervenção era cerca de 0,5% (Damiani et al., 2014).

Similarmente, uma reforma de copagamento implementada em 2012 na Espanha, com dados de setembro de 2010 a agosto de 2015, encontrou redução de doses diárias definidas para antidiabéticos, antitrombóticos e asmáticos e diminuiu as despesas com medicamentos para asmáticos (Puig-Junoy et al., 2016). Na Austrália, o governo ofereceu subsídio a dois inaladores para controle de asma, sendo os corticoesteróides inalatórios (*ICS*) recomendados em detrimento da combinação de *ISC* com agostina de longa duração (*ICS/LABA*). O incentivo financeiro no *ICS* teve maiores efeitos no início do tratamento do paciente do que na mudança de tratamento para um *ICS/LABA*, contudo, os gastos do governo cresceram com a política (LABA ET AL., 2019).

Os estudos que serão apresentados a seguir utilizam abordagem de quase experimento, que são análises mais legítimas e com melhores resultados na investigação de causalidade, porque buscam identificar um grupo contrafactual que melhor represente o grupo tratado pela intervenção/política.

Uma avaliação do Programa Público de Cuidados Farmacêuticos (*Public Pharmacare Program*) de Quebec (Canadá) foi realizada com dados administrativos longitudinais, em nível individual e abordagem de variável instrumental, para mitigar a endogeneidade e mensurar a elasticidade-preço da demanda por medicamentos em resposta a um aumento exógeno do copagamento entre agosto de 1996 e janeiro de 1997. O resultado mostrou uma baixa elasticidade-preço nas despesas. Um aumento de 10% dos preços via copagamento para pacientes crônicos e idosos reduziu as despesas dos medicamentos em 1,2% e 1,6%, enquanto as estimativas ingênuas de mínimos quadrados apresentavam elasticidade-preço das despesas com magnitudes quatro vezes maior (Contoyannis et al., 2005). Na Província Britânica, no Canadá, usando-se da mesma estratégia para investigar os efeitos sobre a demanda por medicamentos de idosos com artrite reumatoide entre janeiro de 2001 e dezembro de 2002, os achados apontaram efeitos positivos da demanda cruzada (0,04 e 0,06), indicando que aumentos no copagamento dos medicamentos elevaram as visitas médicas. De outra forma, as elasticidades-preço dos medicamentos foram cerca de -0,11 e -0,20. No mesmo contexto, com uma abordagem de diferença-em-diferença, as prescrições médicas caíram 9% e as consultas médicas subiram em 10%, com os idosos tendo maiores chances de internações (Li et al., 2007; Li e Anis, 2013).

Na mesma perspectiva, utilizou-se o método de regressão descontínua para avaliar efeitos da mudança na política de copagamento para insulina (tratamento de

diabetes) e penicilina (tratamento de doenças não-crônicas) na reforma Dinamarquesa realizada no ano 2000, sendo usada apenas uma amostra de 20% da população e dados do período de 1995 a 2003. Com a política de aumento do copagamento, houve redução da demanda de ambos os medicamentos, entretanto, os pacientes se anteciparam a partir do anúncio de aumento e estocaram insulina. A elasticidade-preço da demanda por penicilina ficou no intervalo de -0,18 a -0,35, sendo os indivíduos mais pobres os menos inelásticos as mudanças de preços dos medicamentos (Skipper, 2010). Da mesma forma, porém com atualizações dos dados para informações diárias de toda a população (5,5 milhões de pessoas) do período de 1998 a 2008, considerando prescrições dos medicamentos penicilina e dicloxacilina (ambas antibióticos), encontrou-se demanda inelástica para penicilina (-0,36 a -0,50) e dicloxacilina (-0,22 a -0,27), demonstrando-se maiores efeitos da reforma sobre as mulheres, idosos e imigrantes, além de heterogeneidade da alteração no copagamento sobre a demanda nos diferentes tipos de medicamentos analisados (Skipper, 2013).

Em estudo feito com idosos após aposentadoria (entre 58 e 65 anos), utilizando-se dados administrativos de consumo de produtos farmacêuticos e altas hospitalares de janeiro de 2004 a dezembro de 2006 com aplicação do método diferença em diferença, encontrou-se que a isenção uniforme de cosseguros concedidos aos aposentados, em média, reduziu o consumo de medicamentos em 9,5%, a despesa farmacêutica total em 15,2% e os custos suportados pela seguradora pública aumentaram em 47,5%. A elasticidade-preço sobre as despesas com medicamentos calculada foi de -0,13 a -0,05, com a taxa de copagamento de 30% a 40%, enquanto as internações não apresentaram significância estatística para um grande grupo de doenças, incluindo diabetes e doenças circulatórias (Puig-Junoy, Garcia-Gomez e Casado, 2011).

Na mesma região, empregando um método de regressão descontínua, utilizaram-se dados longitudinais do Sistema de Saúde Nacional e uma subamostra da Pesquisa de População Ativa (*Encuesta de Población Activa*) para estimar o quanto a mudança do consumo de medicamentos que ocorre na aposentadoria (65 anos de idade) se deve às taxas de copagamento, assim como às alterações nas probabilidades de aposentadorias nessa mesma idade. A estimativa da elasticidade-preço sobre a despesa para medicamentos de doenças não crônicas foi de -0,2, enquanto para medicamentos indicados para doenças crônicas foi de -0,08 (onde o paciente pagava 10% por prescrição) e de -0,03 (onde paciente pagava menos que 10% por prescrição). Em relação aos baixos e altos níveis educacionais, as elasticidades estimadas tiveram valores semelhantes e na mesma direção. Portanto, observou-se que medicamentos para doenças crônicas apresentaram menor sensibilidade nas variações de preços (Turprats, Vera-Hernández e Puig-Junoy, 2012).

No ano de 2006, o governo alemão introduziu uma isenção de copagamento de 30% abaixo do preço de referência para medicamentos. A pesquisa avaliou o efeito do copagamento sobre os preços e a demanda. Primeiro, estimou-se um painel de diferença em diferença, que encontrou uma redução nos preços de 5% para os genéricos e um aumento em 4% dos medicamentos de marca no mercado alemão de preços de referência. Segundo, usou um modelo de *logit* aninhado, apontando que os consumidores prezavam pela isenção de copagamento, além do mais, as elasticidades eram mais baixas para medicamentos de marca do que genéricos (Herr E Suppliet, 2017).

No ano de 2012, a Espanha reformulou sua estrutura de copagamento dos medicamentos, afetando principalmente os aposentados e a população de renda média e alta. Esse experimento natural possibilitou o uso do método diferença em diferença para avaliar os impactos da reforma. Os resultados principais indicaram que

compartilhamentos de custos entre tratados e controles para medicamentos essenciais (como antiplaquetários e betabloqueadores) com preços e cosseguros mais baixos não tiveram diferenças estatisticamente significantes, enquanto para medicamentos mais caros, como inibidor ACE ou bloqueador do receptor da angiotensina II (ACEI/ARB) e estatinas, a proporção de adesão de pensionistas comparado ao controle reduziu de 6,8% e 8,3%, respectivamente. Já a adesão a estatina nos grupos de renda média a alta decresceu 7,8% quando comparado ao grupo de controle. A conclusão foi de que aumentar o cosseguro reduziu as terapias comprovadas e eficazes no tratamento da síndrome coronária aguda, principalmente para medicamentos com preços elevados, que tinham maior participação nos custos dos pacientes (López-Valcárcel et al., 2017).

Usando o mesmo experimento natural e a metodologia de diferença em diferença, Hernández-Izquierdo et al. (2019) investigaram os efeitos heterogêneos da mudança de copagamento dos medicamentos por grupos terapêuticos para demonstrar a relevância e a necessidade de considerá-los. Os grupos terapêuticos avaliados foram os mais afetados pela intervenção. Os resultados mostraram que os efeitos negativos da mudança de compartilhamento de custo sobre o consumo de medicamentos para aposentados de baixa renda foram pequenos, não tendo afetado a população de renda média. Além disso, os autores encontraram heterogeneidade entre os grupos terapêuticos para os custos compartilhados e revelaram que a redução do consumo foi consequência da estocagem antecipada, sobretudo nos grupos relacionados a doenças crônicas (os mais inelásticos). Por último, verificaram que indivíduos que receberam medicamentos de dois ou mais grupos terapêuticos estavam associados a pessoas com comorbidades e que a exclusão de 426 medicamentos da provisão pública afetou mais o consumo do que o copagamento.

3. Dados e Métodos

A hipótese a ser testada nesse estudo é a de que a redução do subsídio do governo federal para medicamentos da modalidade copagamento do PFPB acarreta reduções na quantidade demandada desses produtos e no acesso da população a esse programa, medido pelo número de usuários únicos com pelo menos uma compra de produto farmacêutico no ano. Também de que esse efeito negativo sobre a demanda e o acesso é mais forte em regiões com menores níveis de renda per capita.

3.1 Dados

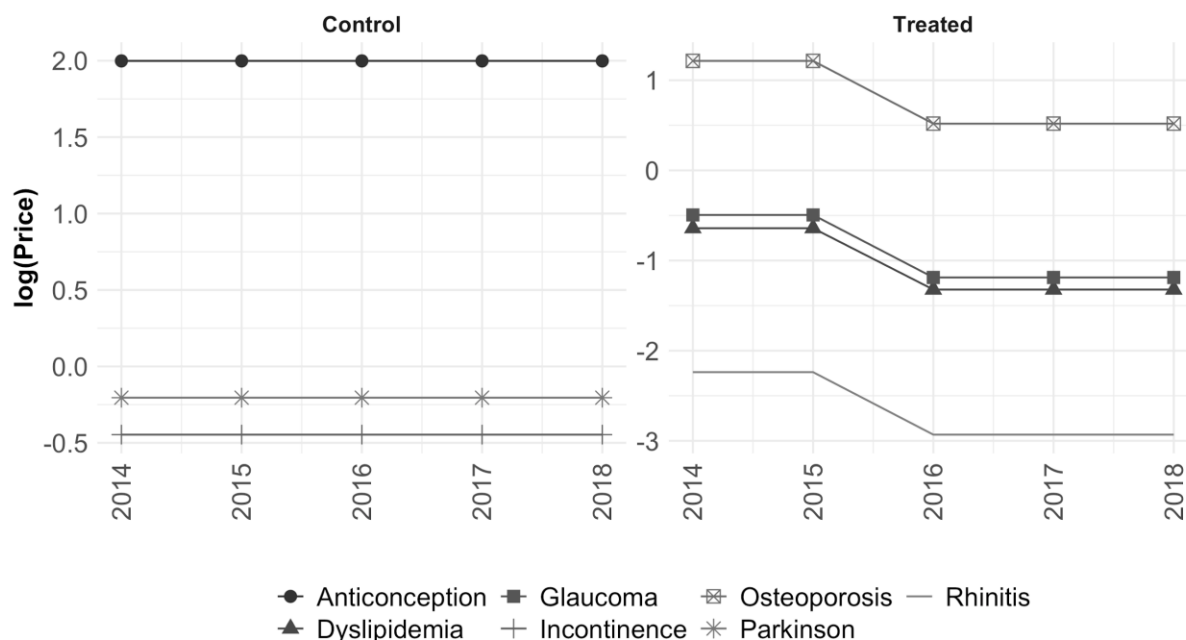
A base de dados utilizada no estudo foi construída a partir de registros administrativos do PFPB, mantidos pelo MS, e de informações socioeconômicas de estimativas populacionais, produto interno bruto (PIB) e divisão territorial do Brasil do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), bem como de dados do Cadastro Geral de Empregados e Desempregados do Ministério da Economia.

A amostra final foi composta por um painel mensal de 20.390 observações de janeiro de 2014 a dezembro de 2018. Foi construída a partir da agregação dos registros em nível de 137 mesorregiões brasileiras e das sete indicações de tratamento do programa na modalidade copagamento.

- Variação exógena: mudança nos valores subsidiados em fevereiro de 2016, tendo por base a Portaria nº 111, de 29 de janeiro de 2016, que passa a vigorar a partir de 12/02/2016. Os dados usados no modelo de avaliação correspondem ao período de janeiro de 2015 a dezembro de 2017.

Como se nota na Figura 1, quatro das sete indicações de tratamento, dislipidemia, glaucoma, osteoporose e rinite, tiveram redução de 50% no valor subsidiado em 2016. Os demais produtos indicados para anticoncepção, incontinência urinária, doença de Parkinson tiveram seus valores nominais de referência mantidos em níveis constantes no período.

- Grupo de Controle: formado por medicamentos que não tiveram mudança no valor subsidiado pelo governo.
- Grupo de Tratamento: formado por medicamentos que tiveram mudança no valor subsidiado.



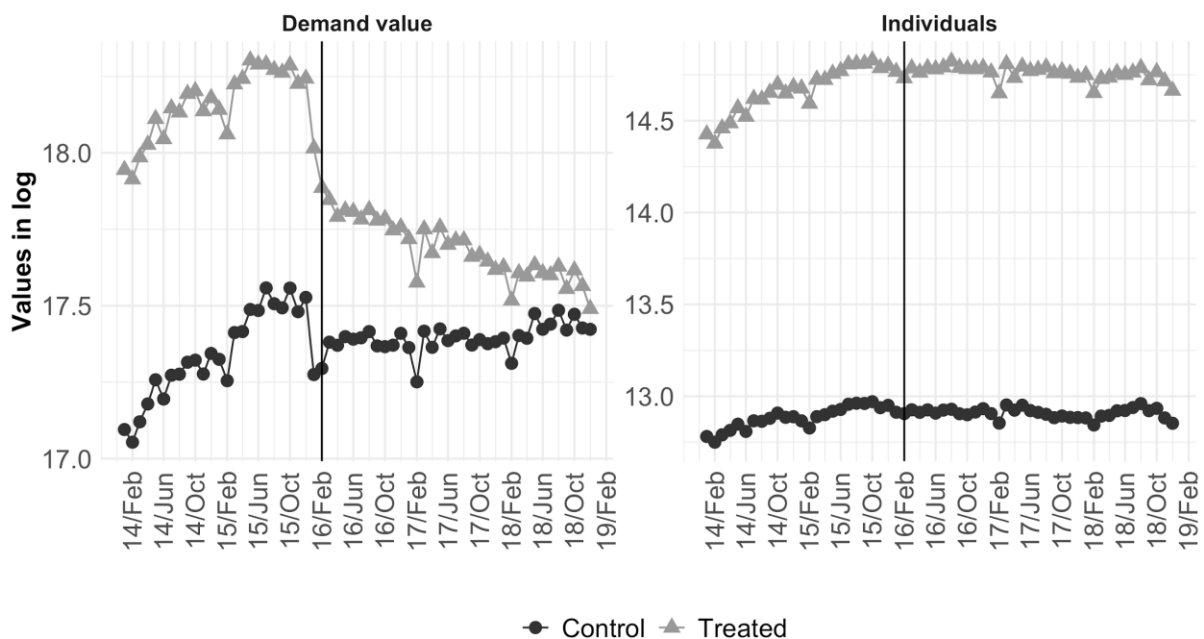
Data source: Portarias do Ministério da Saúde.

Own calculations.

Figura 1. Média anual dos valores subsidiados (em log) definidos pelo Ministério da Saúde para medicamentos da modalidade copagamento do PFPB, por ano e indicação de uso. Brasil, 2014 a 2018.

- Indicadores de impacto: faturamento das farmácias (valor demandado) e número de usuários únicos (beneficiários com acesso ao programa).
- Viés de seleção: Qual foi o critério usado pelo governo para alterar o subsídio de apenas uma parte do programa? Essa alteração foi motivada por questões orçamentárias diante dos problemas fiscais da União, dado que os itens alterados foram aqueles com maior peso no gasto do PFPB? Pode-se buscar justificativas no contexto da ausência de estudos sobre a implementação de medidas de austeridade fiscal, impeachment da presidente e mudanças na gestão do programa.
 - A mudança do valor subsidiado de alguns medicamentos pode estar relacionada a diversos fatores. Alencar et al. (2018) argumentaram que a criação do ATFP foi baseada em decisão puramente política e não técnica, o que poderia ter distorcido para cima os preços de referência inicialmente.

- Alguns estudos como os de Silva e Caetano (2016) e de Garcia, Guerra Junior e Acúrcio (2017) sugerem que os programas de medicamentos do SUS apresentaram menores custos quando comparados com os do PFPB. No entanto, essas análises são menos robustas em relação aos métodos adotados e não abrangem todo o território nacional.
- Em 2011, o Tribunal de Contas da União auditou o PFPB e identificou problemas no processo de credenciamento das farmácias, nas pesquisas sobre a razão de custo-efetividade do programa, no controle interno, na identificação de fraudes, além de fragilidade na aplicação de penas administrativas quando encontradas irregularidades (Alencar et al, 2018).
- Assim, cortes orçamentários em 2015, o processo de *impeachment* que impulsionou novas medidas de controle de gastos em 2016 e a necessidade de realização de avaliações robustas de custo-efetividade do programa (Alencar et al, 2018) contribuíram para a inflexão na demanda por medicamentos e no número de beneficiários do PFPB (Figura 2).



Data source: Registros administrativos do PFPB.
Own calculations.

Figura 2. Evolução mensal em logaritmo do valor demandado (em reais) e do número de usuários únicos na modalidade copagamento do PFPB, por grupo tratado e controle. Brasil, janeiro de 2014 a dezembro de 2018.

- Variáveis de controle: tipo de medicamento (genérico, similar e de referência)², preço final ao consumidor, número de farmácias credenciadas ao programa e densidade de cobertura (captura o tamanho do mercado, cobertura do programa e nível de competição do mercado), saldo mensal de emprego formal (especificidades econômicas locais), *dummies* de tempo (para controlar efeitos

² No Brasil, existem duas categorias de medicamentos que utilizam uma marca na comercialização dos produtos: os de referência e os similares. Os medicamentos de referência são os inovadores, que contêm o princípio-ativo que está sendo lançado pela primeira vez no mercado nacional. Os medicamentos similares são cópias dos medicamentos de referência que adotam uma marca, sendo comercializados após a expiração das patentes dos primeiros.

mensais específicos globais como oscilações cíclicas da economia nacional, sazonalidade de consumo e inflação), efeito fixo do produto farmacêutico (para controlar características invariantes no tempo do produto, como qualidade, tamanho do pacote, eficácia etc.).

Na Tabela 1, apresentam-se as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no modelo econométrico. A proporção de produtos tratados (que chega a 0.57) mostra um equilíbrio em relação aos não tratados. A média do valor de venda das farmácias evidencia a receita mensal das farmácias com o programa. Da mesma forma, a quantidade média de usuários, os preços de venda e a taxa de copagamento realçam a importância da intervenção, sendo que essa última chegou a um mínimo de 9.9%, com uma média em torno de 45%. A diversificação dos produtos indica que quanto mais próxima dos 100%, mais produtos diferentes são oferecidos para determinadas indicações, o que poderia sugerir mais competitividade e menores preços aos consumidores. As variáveis socioeconômicas apresentam o salário médio das mesorregiões um pouco acima do salário mínimo nacional em 2016 (que era R\$ 937.00), além de um saldo de emprego negativo e baixa taxa de alfabetização.

Tabela 1. Descrição e estatística das variáveis utilizadas nos modelos de regressão.

Variable	Description	Mean	SD	Min	Max
Tratamento	<i>Dummy</i> de Tratamento do Programa	0.57	0.49	0	1
Valor da Venda	Valor Demandado	113,914.20	320,572.30	1.00	7,278,700.00
Usuários	Número de Usuários Únicos	3,390.52	10,641.95	1	156,111.00
Preço da Venda	Preço Médio de Venda	20.71	12.57	1.00	133.82
Preço de Venda DP	Dispersão do Preço de Venda	11.71	90.04	0.00	9,610.97
Taxa Produto GTIN	Diversificação de Marcas de Produtos	54.23	20.29	1.05	100.00
Taxa Similar	Participação de Produtos Similares	28.59	27.11	0	100
Taxa Genérico	Participação de Produtos Genéricos	29.12	31.90	0	100
Taxa Copagamento	Média da Taxa de Co-participação do Usuário	45.92	17.49	9.98	93.70
Frequência de Estabelecimentos	Densidade de Farmácias e Drogarias Conveniadas ao Programa	149.63	217.89	1	1,763.00
Salário	Salário	1,231.25	185.98	832.31	2,119.45
Saldo de Emprego	Saldo de Emprego	-974.00	3,611.32	-82	13,391.00
Taxa de Analfabetismo	Taxa de Analfabetismo	5.87	4.47	0.00	50.47

Fonte: Elaboração própria dos autores.

Nota1: O número de observações é de 20.390.

Nota2: A Taxa de Produto GTIN é calculada pela frequência de produtos com GTINs distintos (no ano, mês, mesorregião e patologia) dividido pela frequência máxima de GTINs diferentes no ano para a mesma patologia.

Nota3: Global Trade Item Number (GTIN) é um código numérico único utilizado para garantir a singularidade de um produto. Este aparece abaixo do código de barras de um produto.

3.1 Estratégia Empírica

Para identificar o efeito da mudança nos valores subsidiados sobre o acesso e a demanda por medicamentos no programa, foi aplicado o modelo de diferença em diferenças. A equação (1) que apresenta a especificação básica do modelo utilizado para k-ésimo, indicador de impacto (usuários e valor demandado), para a indicação de uso do medicamento i na mesorregião j no mês t , pode ser escrita como:

$$\ln Y_{kijt} = \delta D_{ijt} + \eta \ln P_{ijt} + \mu \ln P_{ijt}^{dp} + \beta Z_{ijt} + \theta_{ij} + \gamma_t + \xi_{kijt} \quad (1)$$

onde: $\ln P$ é o logaritmo do preço médio de venda do i -ésimo produto na mesorregião j no período t , $\ln P^{dp}$ é o logaritmo da dispersão do preço de venda; Z é um vetor de variáveis de controle contendo variáveis que captam a diversificação de marcas de produtos, participação de produtos similares e genéricos, a média da taxa de coparticipação do usuário, a densidade de farmácias e drogarias conveniadas ao programa e indicadores socioeconômicos da região (salário, saldo de emprego e taxa de analfabetismo). A variável D representa a interação do tratamento com o tempo, sendo o estimador de diferenças em diferenças.

4. Resultados

A presente seção apresenta as estimativas do modelo para avaliação dos efeitos das mudanças nos valores subsidiados pelo governo no PFPB sobre o acesso e a demanda no programa. Além das análises de robustez e heterogeneidade, que oferecem suporte para a validação dos resultados.

4.1 Principais Resultados

As estimações dos efeitos devem apresentar a transformação de Halvorsen e Palmquist (1980) devido ao caráter de função semi logarítmica, onde a variável de resultado (usuários e valor das vendas) está em logaritmo e o ATT (coeficiente principal que explica o efeito causal) é uma variável binária. A transformação é necessária para que possa ser inferido o verdadeiro efeito do coeficiente explicativo sobre o acesso e a demanda por medicamentos no PFPB. Portanto, aplica-se no coeficiente o cálculo de $(e^{ATT} - 1) \times 100$ para interpretação de mudança percentual do estimador sobre a variável de resultado.

Na Tabela 2, as estimativas iniciam com um modelo mais ingênuo até um mais completo, o modelo (5), que possibilita uma análise causal da mudança na política de reembolso do governo. O coeficiente do ATT apresenta-se em -0,30, porém, após aplicação da transformação de Halvorsen-Palmquist esse estimador é cerca de -0.26, implicando que, os medicamentos indicados para dislipidemia, glaucoma, osteoporose e rinite tiveram uma redução média de usuários em torno dos 26% quando comparados aos outros produtos que não sofreram alterações do valor subsidiado.

Do ponto de vista temporal, levando-se em consideração ambos os grupos analisados, há pequenos aumentos de beneficiários a partir do terceiro mês da mudança na política de reembolso, com reversão dessa tendência posterior ao oitavo mês. Esses coeficientes de meses possibilitam mitigar os efeitos de tendências macroeconômicas (como efeitos inflacionários, sazonalidades, etc.), variações de ciclos econômicos e choques de políticas nacionais e internacionais que poderiam afetar a demanda e\ou oferta no mercado farmacêutico e, conseqüentemente, a dinâmica dos usuários em demandar medicamentos no PFPB. Já os efeitos fixos capturam características invariantes no tempo dos medicamentos em cada mesorregião, como qualidade do produto, tamanho da embalagem, efeitos colaterais e eficácia.

Ainda analisando o modelo (5), pode-se afirmar que, um aumento de 10% no preço de venda provoca redução média de 3,9% dos usuários do ATFP. Nesse ponto, vale lembrar que o preço médio de venda é praticado pelo estabelecimento farmacêutico no ato da compra do medicamento e leva em consideração todas as mudanças de oferta e

demanda do setor, assim como possíveis promoções dos laboratórios e da indústria farmacêutica, diferenças de impostos dependendo da região e, obviamente, a própria redução do valor subsidiado estabelecido de forma exógena pelo governo.

As taxas relacionadas à diversificação de produtos e a quantidade de farmácias nas mesorregiões do país foram todas próximas de zero, assim como as variáveis inerentes a características socioeconômicas, indicando que não influenciam o volume de beneficiários que acessam o programa.

Tabela 2. Estimação do impacto do ATFP sobre os beneficiários.

	log(Usuários)				
	OLS	Painel Linear			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
ATT	-0.126** (0.060)	-0.113*** (0.007)	-0.168*** (0.007)	-0.332*** (0.019)	-0.302*** (0.018)
Tratado	0.630*** (0.043)				
Tempo	0.030 (0.046)	0.020*** (0.005)	0.039*** (0.005)	-0.013** (0.005)	0.006 (0.006)
Mes 3	0.045 (0.070)	0.067*** (0.008)	0.063*** (0.007)	0.083*** (0.007)	0.067*** (0.008)
Mes 4	0.019 (0.070)	0.063*** (0.008)	0.066*** (0.007)	0.084*** (0.007)	0.069*** (0.007)
Mes 5	0.038 (0.070)	0.092*** (0.008)	0.092*** (0.007)	0.107*** (0.007)	0.086*** (0.007)
Mes 6	0.045 (0.070)	0.075*** (0.008)	0.079*** (0.007)	0.100*** (0.007)	0.079*** (0.007)
Mes 7	0.065 (0.070)	0.106*** (0.008)	0.105*** (0.007)	0.129*** (0.007)	0.100*** (0.007)
Mes 8	0.070 (0.070)	0.113*** (0.008)	0.117*** (0.007)	0.138*** (0.007)	0.103*** (0.007)
Mes 9	0.063 (0.070)	0.096*** (0.008)	0.098*** (0.007)	0.120*** (0.007)	0.090*** (0.007)
Mes 10	0.055 (0.070)	0.083*** (0.008)	0.083*** (0.007)	0.107*** (0.007)	0.084*** (0.007)
Mes 11	0.021 (0.070)	0.048*** (0.008)	0.046*** (0.007)	0.074*** (0.007)	0.057*** (0.007)
Mes 12	0.031 (0.070)	0.047*** (0.008)	0.048*** (0.007)	0.075*** (0.007)	0.064*** (0.007)
log do preço de venda			-0.246*** (0.015)	-0.429*** (0.023)	-0.398*** (0.023)
DP do preço de venda			0.0001*** (0.000)	0.0001*** (0.000)	0.0001*** (0.000)
Taxa produto GTIN				0.007*** (0.000)	0.007*** (0.000)
Taxa Genérico				0.004*** (0.000)	0.003*** (0.000)
Taxa Similar				0.005*** (0.000)	0.004*** (0.000)
Taxa Copagamento				0.007*** (0.001)	0.006*** (0.001)
Número de Farmácias					0.005*** (0.000)
Saldo de Emprego					0.00000* (0.000)
log Salário					0.004 (0.038)
Taxa de Analfabetismo					-0.001 (0.001)
Constante	5.818*** (0.057)				
Observações	20,390	20,390	20,390	20,390	20,390

Fonte: Elaboração própria dos autores.

Nota: *p<0,10; **p<0,05; ***p<0,01. Erros-padrão em parênteses.

Na Tabela 3, a variável de resultado é o valor de venda dos produtos (ou seja, preço de venda praticado na farmácia multiplicado pela quantidade do produto), que demonstra o efeito causal da intervenção sobre a demanda por medicamentos, tendo em vista que alterações no valor a ser pago pelos usuários por esses produtos irão modificar a quantidade de produtos vendidos. O modelo (5) apresenta os maiores ajustes devido a inserção de controles de efeitos fixos de produtos versus regiões, efeitos fixos de tempo e características observáveis. Dito isto, o ATT apresenta um efeito negativo e significativo estatisticamente. Portanto, mudanças nos valores subsidiados no grupo de medicamentos tratados do PFPB, em média, proporcionam uma redução de 24% (após transformação de Halvorsen-Palmquist) em relação a demanda por medicamentos nas mesorregiões do Brasil.

Mesmo com a redução de 50% nos valores subsidiados, os resultados no faturamento das farmácias não diminuem na mesma proporção, indicando que possíveis mudanças no gerenciamento interno das farmácias, sobretudo na composição da oferta de produtos farmacêuticos disponíveis, onde os medicamentos genéricos e similares apresentam-se como alternativas mais baratas em comparação aos medicamentos de referência, mitigaram os efeitos sobre o faturamento desses estabelecimentos. Então, dado que as empresas farmacêuticas continuam integrando o PFPB, é provável que mesmo após uma mudança na composição dos medicamentos ofertados, ainda seja possível obter um lucro atrativo.

Tabela 3. Estimação do impacto do ATFP sobre o valor de venda das farmácias.

	log(Valor de Vendas)				
	OLS	Painel Linear			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
ATT	-0.369*** (0.068)	-0.353*** (0.008)	-0.187*** (0.008)	-0.323*** (0.022)	-0.286*** (0.022)
Tratado	-0.487*** (0.048)				
Tempo	0.057 (0.051)	0.045*** (0.006)	-0.008 (0.006)	-0.059*** (0.006)	-0.045*** (0.007)
Mes 3	0.091 (0.079)	0.115*** (0.010)	0.137*** (0.009)	0.154*** (0.009)	0.144*** (0.009)
Mes 4	0.069 (0.079)	0.116*** (0.010)	0.116*** (0.009)	0.132*** (0.009)	0.122*** (0.009)
Mes 5	0.112 (0.079)	0.168*** (0.010)	0.157*** (0.009)	0.170*** (0.009)	0.153*** (0.009)
Mes 6	0.101 (0.079)	0.133*** (0.010)	0.135*** (0.009)	0.153*** (0.009)	0.135*** (0.009)
Mes 7	0.107 (0.079)	0.149*** (0.010)	0.144*** (0.009)	0.166*** (0.009)	0.135*** (0.008)
Mes 8	0.109 (0.079)	0.154*** (0.010)	0.156*** (0.009)	0.175*** (0.009)	0.139*** (0.009)
Mes 9	0.093 (0.079)	0.129*** (0.010)	0.128*** (0.009)	0.149*** (0.009)	0.119*** (0.009)
Mes 10	0.091 (0.079)	0.121*** (0.010)	0.122*** (0.009)	0.146*** (0.009)	0.123*** (0.008)
Mes 11	0.045 (0.079)	0.075*** (0.010)	0.075*** (0.009)	0.103*** (0.009)	0.087*** (0.008)
Mes 12	0.075 (0.079)	0.093*** (0.010)	0.098*** (0.009)	0.125*** (0.009)	0.118*** (0.009)
log do preço de venda			0.720*** (0.017)	0.550*** (0.027)	0.588*** (0.026)
DP do preço de venda			0.0001*** (0.00002)	0.0001*** (0.00002)	0.0001*** (0.00002)
Taxa produto GTIN				0.008*** (0.0003)	0.006*** (0.0003)
Taxa Genérico				0.002*** (0.0004)	0.002*** (0.0004)
Taxa Similar				0.004*** (0.0003)	0.003*** (0.0003)
Taxa Copagamento				0.006*** (0.001)	0.005*** (0.001)
Número de Farmácias					0.006*** (0.0002)
Saldo de Emprego					0.00000*** (0.00000)
log Salário					0.109** (0.045)
Taxa de Analfabetismo					-0.003*** (0.001)
Constante	9.937*** (0.065)				
Observações	20,390	20,390	20,390	20,390	20,390

Fonte: Elaboração própria dos autores.

Nota: *p<0,10; **p<0,05; ***p<0,01. Erros-padrão em parênteses.

Em relação aos efeitos temporais mensais positivos, os resultados mostram que, mesmo com um aumento dos preços de medicamentos (por causa da redução do valor subsidiado), a demanda geral sofreu aumentos médios ao longo dos meses, sendo de 15% a expansão mais notável no quinto mês. Tal fato pode estar relacionado ao grupo de medicamentos que não sofreu redução nos preços de referência, os quais podem estar expandindo sua demanda e, ao mesmo tempo, a demanda geral dos produtos do ATFP.

Um resultado interessante pode ser visto no preço médio de venda das unidades farmacológicas nas mesorregiões, as quais aumentam o valor de venda das farmácias. Portanto, um aumento de 10% nos preços de vendas dos medicamentos, em média,

aumenta em 5.8% o faturamento das empresas farmacêuticas. As variáveis relacionadas às taxas de produtos farmacêuticos, copagamento e número de farmácias também têm relação positiva com a demanda, contudo, esses efeitos são pequenos. As variáveis socioeconômicas não apresentaram efeitos elevados, exceto pela taxa de salário das mesorregiões, que aumenta a demanda em cerca de 1% caso o salário aumente em 10%.

4.2 Robustez

Na presente seção, os resultados são apresentados com modificações na construção da base de dados, buscando-se demonstrar a robustez daqueles apresentados na seção anterior. Para tanto, analisam-se grupos de medicamentos indicados para doenças que apresentam perfis semelhantes em suas demandas, tornando-se assim a amostra mais homogênea (Tabela 4).

Tabela 4. Coorte de doenças que possuem características semelhantes.

	Variável Dependente	
	log(Usuários)	log(valor de vendas)
	(1)	(2)
ATT	-0.229*** (0.026)	-0.248*** (0.031)
Observações	11,437	11,437

Fonte: Elaboração própria dos autores.

Nota: *p<0,10; **p<0,05; ***p<0,01. Erros-padrão em parênteses.

Nota: Aplicar a transformação de Halvorsen-Palmquist ($e^{\beta} - 1$) e multiplicar por 100 os coeficientes do ATT. Isso dará o aumento percentual para o grupo de tratamento em comparação com o grupo de controle.

As análises dos coeficientes de ATT permitem ainda inferir uma queda na quantidade de usuários e na demanda por medicamentos após a intervenção do governo, sendo que tais estimadores permanecem dentro do intervalo de confiança dos modelos globais para usuários e valor das vendas mostrados na seção anterior. Portanto, há evidências fortes no relacionamento de causalidade entre a redução do valor subsidiado (que aumenta o preço de venda na farmácia para o consumidor final) e a redução do acesso e da demanda de alguns produtos no PFPB.

Segundo Abadie (2005), a hipótese de trajetórias paralelas entre os grupos de controle e tratamento, assumida pelo modelo convencional DD, é um pressuposto de identificação forte, especialmente em cenários com muita heterogeneidade entre as observações. Embora não seja possível testar diretamente essa suposição, pode-se verificar a existência de tendências similares entre os indicadores dos grupos tratados e não tratados nos períodos anteriores à intervenção. Para verificar a igualdade de trajetórias no período pré-intervenção, foi estimado um modelo de diferenças em diferenças com efeito fixo, assumindo um pseudo-tratamento, cujo modelo aplicado é uma adaptação da equação 2. A diferença da especificação é em relação a variável que mensura o início do tratamento, que é modificada por dummies de anos que simulam uma intervenção.

Nesse contexto, a Tabela 5 realiza uma análise de pseudos-tratamentos com os grupos de medicamentos que são tratados pela intervenção de aumento de preços contra o grupo de controle que não é afetado pela política do governo, variando o período inicial do choque de preços.

Tabela 5. Modelos utilizando pseudos tratamentos.

Usuários						
	Pseudo tratamento					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ATT	-0.003 (0.030)	0.026 (0.032)	-0.012 (0.028)	0.001 (0.029)	-0.013 (0.027)	-0.006 (0.029)
Controles	X	X	X	X	X	X
Efeito fixo	X	X	X	X	X	X
Amostra	1,029	1,034	1,035	1,04	1,035	1,045
Demanda						
	Pseudo tratamento					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ATT	-0.048 (0.033)	-0.039 (0.034)	-0.060* (0.033)	-0.044 (0.031)	-0.061** (0.034)	-0.042 (0.031)
Controles	X	X	X	X	X	X
Efeito fixo	X	X	X	X	X	X
Amostra	1,029	1,034	1,035	1,04	1,035	1,045

Fonte: Elaboração própria dos autores.

Nota: *p<0,10; **p<0,05; ***p<0,01. Erros-padrão em parênteses.

Os resultados apresentados mostram que em todas as especificações usadas não existe diferença de trajetórias entre os tratados e não tratados, visto que nenhum parâmetro é estatisticamente significativo a no máximo 5% de significância (incluindo as próprias *dummies* de ano), exceto o coeficiente estimado no modelo (5) em relação a demanda, que mesmo assim, tem uma baixa magnitude. Essas evidências sinalizam que os grupos de tratamento e controle possuem trajetórias paralelas similares no período pré-tratamento, em que a estratégia de identificação, pelo modelo DD com efeito fixo apresentada a seguir não pode ser *a priori* descartada. Dado que tratados e não tratados exibem tendências similares antes da intervenção, os resultados dos não tratados podem ser bons preditores do cenário contrafactual do grupo de tratamento (Galiani, Gertler e Schargrodsky, 2005).

4.3 Heterogeneidade

Na Tabela 6, os resultados das estimações são apresentados por quartis de renda per capita das mesorregiões do Brasil, utilizando a equação 1. Como esperado, o quartil de renda inferior apresenta a maior queda de magnitude em ambas as abordagens de resultados (usuários e valor da demanda). Portanto, regiões que concentram maiores níveis de pobreza são as mais afetadas pela mudança na política de reembolso do governo em 2016, chegando a uma redução média em torno de 41% e 46%, respectivamente. Diante disso, pode-se concluir que o aumento do copagamento via redução do valor subsidiado atinge com mais intensidade a população que tem menor renda.

Tabela 6. Efeitos da mudança em VR por quartis de renda per capita.

A. Dependente: log(Usuários Únicos)				
Variáveis	Q1	Q2	Q3	Q4
ATT	-0.534*** (0.041)	-0.159*** (0.039)	-0.162*** (0.033)	-0.352*** (0.030)
Controles variantes no tempo	X	X	X	X
Efeito fixo	X	X	X	X
Tendência	X	X	X	X
N	4,764	5,033	5,198	5,235
B. Dependente: log(Valor demandado)				
Variáveis	Q1	Q2	Q3	Q4
ATT	-0.629*** (0.042)	-0.214*** (0.043)	-0.085* (0.043)	0.059 (0.043)
Controles variantes no tempo	X	X	X	X
Efeito fixo	X	X	X	X
Tendência	X	X	X	X
N	4,764	5,033	5,198	5,235

Fonte: Elaboração própria dos autores.

Nota 1: *p<0,10; **p<0,05; ***p<0,01. Erros-padrão em parênteses.

Nota 2: Os coeficientes do ATT apresentados no texto são transformados usando a equação de Halvorsen-Palmquist $(e^{\beta} - 1) * \beta$.

Na Figura 3, são estimados os percentuais dos efeitos médios mensais, que mostram a queda do acesso e valores demandados ao longo do tempo. Apesar de, *a priori*, já existir um percentual médio negativo em relação a esses indicadores, após a redução dos valores subsidiados dos medicamentos, esses percentuais decaem de forma acentuada, tanto para as estimativas pontuais, quanto para os intervalos de confiança mostrados sombreados em torno da estimativa média.

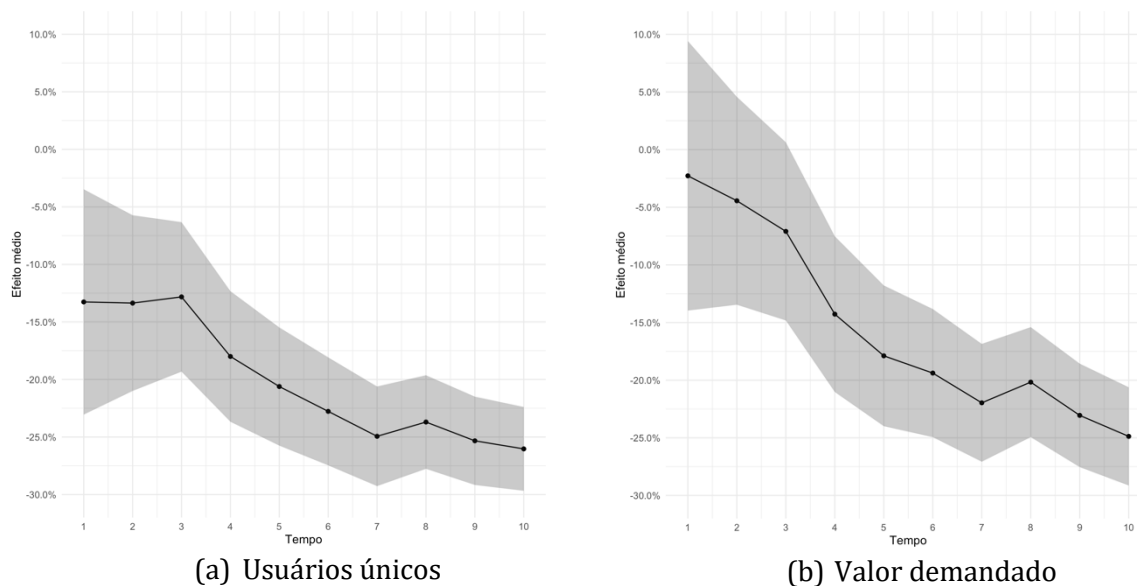
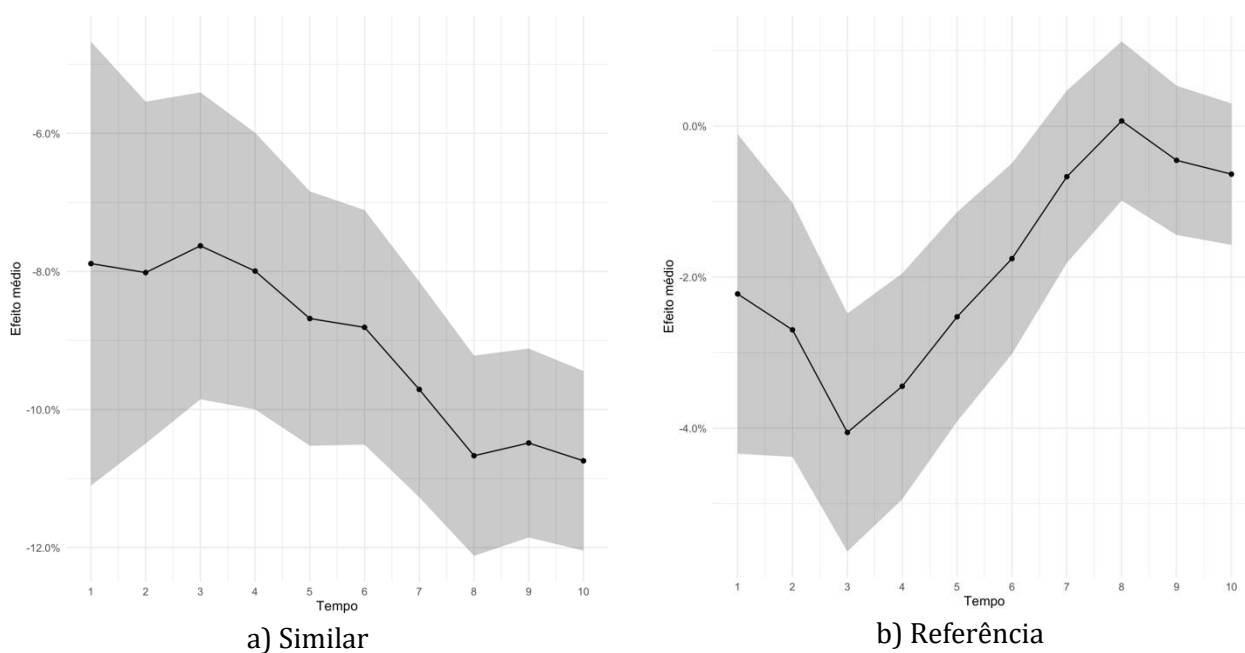


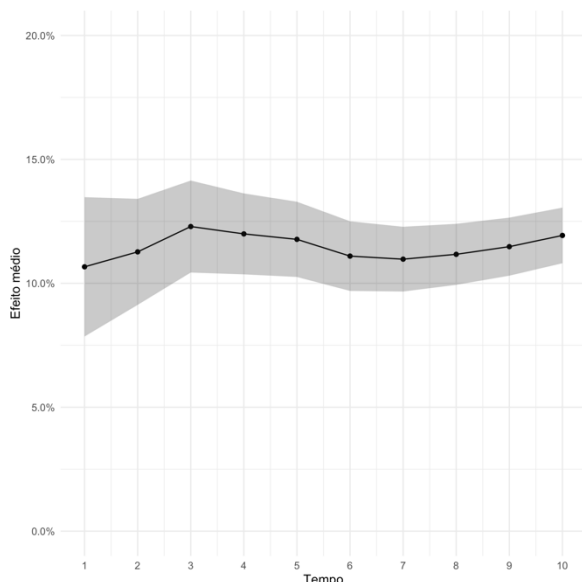
Figura 3. Percentual do efeito médio do acesso dos usuários e valor demandado para medicamentos/correlatos.

Nota: A parte sombreada são os intervalos de confiança.

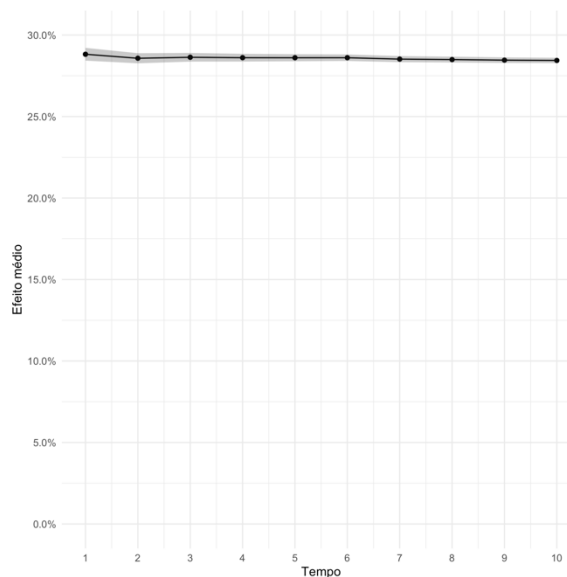
Para entender os possíveis mecanismos de transmissão da política de reembolso são analisados os efeitos médios nos grupos de medicamentos similares, referência e genéricos, assim como na taxa de copagamento em relação ao aumento de preços de referências estabelecido pelo governo. A Figura 4 mostra que as taxas médias de acesso aos medicamentos de referência caem substancialmente no início da intervenção, porém, crescem a partir do terceiro mês e se tornam nulas posteriormente ao sétimo mês, implicando que a política de preços parece ser dissipada com o tempo ao ponto de não produzir impactos nos grupos consumidores de produtos de referência. De forma contrária e, apesar de mais discreto, os genéricos apresentam aumento em suas taxas de consumo nos primeiros três meses, sendo quase imutáveis posteriormente. Já os produtos similares exibem queda em todo o período observado, enquanto as taxas de copagamento possuem uma tendência quase sem mudanças ao longo do tempo.

Esses achados indicam que houve uma mudança na composição da demanda nos primeiros meses, sendo que a mudança na política de reembolso pode ter transferido consumidores de produtos de referência para genéricos, apesar de que, essas mudanças ao longo dos meses da avaliação não se sustentam. Isso pode estar ligado à estratégia dos estabelecimentos e indústrias farmacêuticas, que podem ter modificado a sua margem de lucro para continuar a atender o PFPB sem maiores perdas de demanda, ou ainda, é possível que os consumidores dos medicamentos de referência sejam inelásticos a aumento da sua coparticipação para produtos desse grupo. Contudo, a maior perda de demanda está sendo causada pelos medicamentos do grupo de similares, tendo em vista a larga redução nas taxas médias desse produto, sobretudo, a partir do terceiro mês.





(c) Genérico



(d) Taxa de copagamento

Figura 4. Percentual do efeito médio por tipo de produto (genérico, similar e referência) e taxa de copagamento.

De forma geral, os resultados do presente estudo fornecem evidências da queda no acesso e na demanda por medicamentos no PFPB após a mudança na política de reembolso do governo. Trata-se de uma contribuição relevante para a compreensão dos efeitos dessa política, considerando que o programa foi criado para ampliar o acesso da população brasileira a medicamentos. Alerta-se, contudo, para algumas limitações. Os dados disponíveis do programa não possibilitam a realização de análises sobre a produção e os custos da indústria farmacêutica, assim como sobre os efeitos dos impostos sobre medicamentos em cada unidade da federação. Outras fontes de informação precisam ser consideradas para esta finalidade, mas o acesso a elas é por vezes muito difícil. De todo modo, recomenda-se a realização de novos estudos para investigar a estrutura de custos de produção da indústria e analisar a possibilidade de redução do desembolso para o consumidor final quando aplicada uma política de isenção direta de impostos sobre medicamentos. Além do mais, é preciso avaliar o custo-benefício deste programa quando aplicada uma política de aumento do copagamento do usuário (via redução dos valores subsidiados pelo governo).

5. Conclusões

Os principais achados deste estudo são de que a redução dos valores subsidiados pelo governo federal impactou de forma negativa o acesso dos beneficiários e a demanda no PFPB, com queda de 26% e 24%, respectivamente. A alteração da política de reembolso do governo promoveu aumento do valor de copagamento pelos usuários e afetou o acesso e a demanda no programa.

Os impactos negativos foram maiores para os beneficiários de regiões com maiores concentrações de pobreza (ou menores rendas), que tiveram reduções de sua demanda de 46%, implicando que a alteração da política de reembolso do governo atingiu de forma mais severa os mais necessitados. Em relação aos mecanismos de transmissão, conclui-se que houve mudança na composição dos grupos. Medicamentos de referência apresentaram queda na sua demanda, enquanto os genéricos tiveram aumento. A

redução da demanda por similares foi a mais acentuada ao longo do tempo. Uma justificativa para a mudança dos medicamentos de referência para os genéricos pode estar relacionada aos custos mais baixos de produção e com a divulgação desses últimos, que fazem com que sejam ofertados a preços mais baixos que os dos medicamentos de referência.

Em relação à política de reembolso do PFPB, sugere-se maior cautela do governo na adoção de medidas que influenciam negativamente a parcela de copagamento dos beneficiários do programa, uma vez que isso pode afetar a demanda e o acesso deles ao programa, sobretudo em regiões com população de menor renda no país.

REFERÊNCIAS

ALENCAR, T. d. O. S. et al. Programa farmácia popular do brasil: uma análise política de sua origem, seus desdobramentos e inflexões. *Saúde em Debate*, SciELO Public Health, v. 42, p. 159–172, 2018.

ALMEIDA, A. T. C. d.; VIEIRA, F. S. Copagamento dos usuários no programa farmácia popular do brasil: um estudo exploratório da rede conveniada. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2020.

ANDRADE, N. N. d. Economicidade na assistência farmacêutica básica: Uma comparação dos custos do programa de assistência farmacêutica básica e do programa farmácia popular do brasil em alagoas. *Revista da CGU*, 2017. BRASIL. Lei no 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*, n. 239, 14 abr. 2004a. Seção 1.

Boing, Alexandra Crispim et al. The influence of health expenditures on household impoverishment in Brazil. *Revista de Saúde Pública* [online]. 2014, v. 48, n. 5 [Accessed 28 August 2021] , pp. 797-807. Available from: <<https://doi.org/10.1590/S0034-8910.2014048005113>>.

BRASIL. Ministério da saúde. Portaria no 111 de 26 de janeiro de 2016. Dispõe sobre o Programa Farmácia Popular do Brasil (PFPPB). *Diário Oficial da União*, n. 20, 29 jan. 2016a. Seção 1.

CONTOYANNIS, P. et al. Estimating the price elasticity of expenditure for prescription drugs in the presence of non-linear price schedules: an illustration from quebec, canada. *Health economics*, Wiley Online Library, v. 14, n. 9, p. 909–923, 2005.

DAMIANI, G. et al. The impact of regional co-payment and national reimbursement criteria on statins use in italy: an interrupted time-series analysis. *BMC health services research*, Springer, v. 14, n. 1, p. 6, 2014.

EMMERICK, I. C. M. et al. Retrospective interrupted time series examining hypertension and diabetes medicines usage following changes in patient cost sharing in the ‘farmácia popular’ programme in brazil. *BMJ open*, British Medical Journal Publishing Group, v. 7, n. 11, p. e017308, 2017.

FERREIRA, P. A. d. A. Efeitos do copagamento de medicamentos sobre saúde no brasil: evidências do programa aqui tem farmácia popular. Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social, 2017.

GARCÍA-ALTÉS, A. et al. Socioeconomic inequalities in health and the use of healthcare services in catalonia: analysis of the individual data of 7.5 million residents. *J Epidemiol Community Health*, BMJ Publishing Group Ltd, v. 72, n. 10, p. 871–879, 2018.

GIBSON, T. B. et al. The effects of prescription drug cost sharing: a review of the evidence. *Am J Manag Care*, v. 11, n. 11, p. 730–740, 2005. GOLDMAN, D. P.; JOYCE, G. F.; ZHENG, Y. Prescription drug cost sharing: associations with medication and medical utilization and spending and health. *Jama*, American Medical Association, v. 298, n. 1, p. 61–69, 2007.

HARRIS, B. L.; STERGACHIS, A.; RIED, L. D. The effect of drug co-payments on utilization and cost of pharmaceuticals in a health maintenance organization. *Medical Care*, JSTOR, p. 907–917, 1990.

HERNÁNDEZ-IZQUIERDO, C. et al. The effect of a change in co-payment on prescription drug demand in a national health system: The case of 15 drug families by price elasticity of demand. *PloS one*, Public Library of Science San Francisco, CA USA, v. 14, n. 3, p. e0213403, 2019.

HERR, A.; SUPPLIET, M. Tiered co-payments, pricing, and demand in reference price markets for pharmaceuticals. *Journal of Health Economics*, Elsevier, v. 56, p. 19–29, 2017. HO, P. M. et al. Impact of medication therapy discontinuation on mortality after myocardial infarction. *Archives of internal medicine*, American Medical Association, v. 166, n. 17, p. 1842–1847, 2006.

JOHNSON, R. E. et al. The effect of increased prescription drug cost-sharing on medical care utilization and expenses of elderly health maintenance organization members. *Medical care*, JSTOR, p. 1119–1131, 1997. JR, A. A. N.; REEDER, C. E.; DICKSON, W. M. The effect of a medicaid drug copayment program on the utilization and cost of prescription services. *Medical care*, JSTOR, p. 724–736, 1984.

KIIL, A.; HOULBERG, K. How does copayment for health care services affect demand, health and redistribution? a systematic review of the empirical evidence from 1990 to 2011. *The European Journal of Health Economics*, Springer, v. 15, n. 8, p. 813–828, 2014. LABA, T.-L. et al. Does a patient-directed financial incentive affect patient choices about controller medicines for asthma? a discrete choice experiment and financial impact analysis. *PharmacoEconomics*, Springer, v. 37, n. 2, p. 227–238, 2019.

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*, SAGE Publications Sage CA: Los Angeles, CA, v. 34, n. 1, p. 101–122, 2004.

LI, X.; ANIS, A. Cost sharing of prescription drugs and demand for health-care utilization among seniors with rheumatoid arthritis. *Applied Economics Letters*, Taylor & Francis, v. 20, n. 1, p. 23–27, 2013.

LI, X. et al. The impact of cost sharing of prescription drug expenditures on health care utilization by the elderly: own-and cross-price elasticities. *Health Policy*, Elsevier, v. 82, n. 3, p. 340–347, 2007.

LÓPEZ-VALCÁRCEL, B. G. et al. Effect of cost sharing on adherence to evidence-based medications in patients with acute coronary syndrome. *Heart*, BMJ Publishing Group Ltd and British Cardiovascular Society, v. 103, n. 14, p. 1082–1088, 2017.

MACHADO, C. V.; BAPTISTA, T. W. d. F.; NOGUEIRA, C. d. O. Políticas de saúde no brasil nos anos 2000: a agenda federal de prioridades. *Cadernos de Saúde Pública*, SciELO Brasil, v. 27, n. 3, p. 521–532, 2011.

MOTHERAL, B. R.; HENDERSON, R. The effect of a copay increase on pharmaceutical utilization, expenditures, and treatment continuation. *Am J Manag Care*, v. 5, n. 11, p. 1383–94, 1999.

NAIR, K. V. et al. Prescription copay reduction program for diabetic employees: impact on medication compliance and healthcare costs and utilization. *American health & drug benefits*, Engage Healthcare Communications, LLC, v. 2, n. 1, p. 14, 2009.

PAULY, M. V. The economics of moral hazard: comment. *The american economic review*, JSTOR, v. 58, n. 3, p. 531–537, 1968.

PUIG-JUNOY, J.; GARCIA-GOMEZ, P.; CASADO, D. Free medicines thanks to retirement: moral hazard and hospitalization offsets in an nhs. *Tinbergen Institute Discussion Paper 11-108/3*, 2011.

PUIG-JUNOY, J. et al. Impact of the pharmaceutical copayment reform on the use of antidiabetics, antithrombotics and for chronic obstructive airway disease agents, spain. *Revista española de salud pública*, v. 90, p. E6, 2016. SANTOS-PINTO, C. D. B. O Programa Farmácia Popular do Brasil: modelo, cobertura e utilização frente à Política Nacional de Medicamentos. *Dissertação (Mestrado) — Fundação Osvaldo Cruz (Fiocruz)*, 2008.

SANTOS-PINTO, C. D. B.; COSTA, N. d. R.; CASTRO, C. G. S. Osorio-de. Quem acessa o programa farmácia popular do brasil? aspectos do fornecimento público de medicamentos. *Ciência & Saúde Coletiva, SciELO Public Health*, v. 16, p. 2963–2973, 2011.

SILVA, R. M. d.; CAETANO, R. Programa "farmácia popular do brasil": caracterização e evolução entre 2004-2012. *Ciência & Saúde Coletiva, SciELO Public Health*, v. 20, p. 2943–2956, 2015.

SILVA, R. M. d.; CAETANO, R. Gastos com pagamentos no programa aqui tem farmácia popular: evolução entre 2006-2014. *Physis: Revista de Saúde Coletiva, SciELO Public Health*, v. 28, p. e280105, 2018.

SILVA, R. M. d. et al. Farmácia popular program: pharmaceutical market analysis of antihypertensive acting on the renin-angiotensin system medicines. *Ciência & Saúde Coletiva, SciELO Public Health*, v. 22, p. 2501–2512, 2017.

SKIPPER, N. On utilization and stockpiling of prescription drugs when co-payments increase: Heterogeneity across types of drugs. Aarhus University School of Economics Working Paper, n. 2010-12, 2010.

SKIPPER, N. On the demand for prescription drugs: heterogeneity in price responses. *Health economics, Wiley Online Library*, v. 22, n. 7, p. 857–869, 2013.

SMITH, D. G.; KIRKING, D. M. Impact of consumer fees on drug utilisation. *Pharmacoeconomics, Springer*, v. 2, n. 4, p. 335–342, 1992.

TUR-PRATS, A.; VERA-HERNÁNDEZ, M.; PUIG-JUNOY, J. Estimates of Price Elasticities of Pharmaceutical Consumption for the Elderly. 2012.

VIEIRA, F. S. Evolução do gasto com medicamentos do sistema único de saúde no período de 2010 a 2016. 2018.