

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO

**PEDRO AMÉRICO DE ALMEIDA FERREIRA**

**EFEITOS DO CO-PAGAMENTO DE MEDICAMENTOS  
SOBRE SAÚDE NO BRASIL: EVIDÊNCIAS DO  
PROGRAMA AQUI TEM FARMÁCIA POPULAR**

RIO DE JANEIRO

2015

Pedro Américo de Almeida Ferreira

**EFEITOS DO CO-PAGAMENTO DE MEDICAMENTOS  
SOBRE SAÚDE NO BRASIL: EVIDÊNCIAS DO  
PROGRAMA AQUI TEM FARMÁCIA POPULAR**

Dissertação de Mestrado apresentada ao programa de Pós-Graduação em Economia da Indústria e Tecnologia, Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Professor Rudi Rocha de Castro

Rio de Janeiro

2015

## FICHA CATALOGRÁFICA

F383      Ferreira, Pedro Américo de Almeida.  
Efeitos do co-pagamento de medicamentos sobre saúde no Brasil : evidências do  
Programa Aqui Tem Farmácia Popular / Pedro Américo de Almeida Ferreira. -- 2015.  
84 f. ; 31 cm.

Orientador: Rudi Rocha de Castro.  
Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Rio de Janeiro, Instituto de Economia,  
Programa de Pós-Graduação em Economia, 2015.  
Referências: f. 72-79.

1. Políticas públicas de Saúde. 2. Financiamento. 3. Co-pagamento. 4. Medicamentos. 5. Setor de Saúde. I. Castro, Rudi Rocha de, orient. II. Universidade Federal do Rio de Janeiro. Instituto de Economia. III. Título.

CDD 362.1

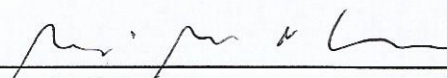
# FOLHA DE APROVAÇÃO

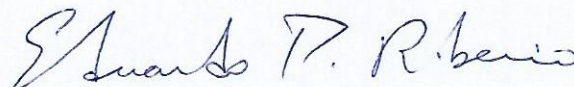
Pedro Américo de Almeida Ferreira


## EFEITOS DO CO-PAGAMENTO DE MEDICAMENTOS SOBRE SAÚDE NO BRASIL: EVIDÊNCIAS DO PROGRAMA AQUI TEM FARMÁCIA POPULAR

Dissertação de Mestrado apresentada ao programa de Pós-Graduação em Economia da Indústria e Tecnologia, Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia.

Aprovada em

  
\_\_\_\_\_  
(Rudi Rocha de Castro, Doutor em Economia, Instituto de Economia/UFRJ)

  
\_\_\_\_\_  
(Eduardo Pontual Ribeiro, Doutor em Economia, Instituto de Economia/UFRJ)

  
\_\_\_\_\_  
(Rodrigo Reis Soares, Doutor em Economia, EESP/FGV)

## **AGRADECIMENTOS**

Primeiramente, agradeço ao meu *Dell Inspiron* por ter conseguido rodar tantas regressões. Sem ele este trabalho teria sido impossível. Agradeço também aos professores Antonio Licha, Fábio Freitas, Getúlio Borges, Valéria Pero, Hugo Boff, Rolando Otero, Luiz Carlos Prado e Eduardo Pontual do PPGE/UFRJ pelos ensinamentos em mais uma fase da minha vida acadêmica. As aulas inspiradoras e a dedicada orientação do professor Rudi Rocha foram determinantes para a presente dissertação. Agradeço-o pela paciência, pelas ideias e sugestões. O trabalho contou ainda com comentários e sugestões dos professores Rondineli Silva, André Volschan, Denizar Araujo, Romero Rocha e Eduardo Pontual. Agradeço aos amigos do mestrado por propiciarem momentos de alegria em uma trajetória, por vezes, tão tensa.

A compreensão e o companheirismo da minha namorada, Giovana Santos, tornaram a caminhada mais leve e alegre. Agradeço-a por me incentivar sempre a ir mais longe. E não menos importante, também a agradeço pelos comentários e sugestões para o trabalho. A dissertação é dedicada aos meus pais e avós, por terem sempre priorizado a minha educação. Sem eles, o passo mais importante, ainda na minha formação básica, não teria sido dado. Muito obrigado, Carlos Américo Ferreira, Maria Lúcia Ferreira, João Alexandre Ferreira (em memória), Sônia Maria Ferreira, Samuel José de Almeida e Adir de Almeida.

Agradeço aos contribuintes pelo financiamento, via bolsa CAPES.

## RESUMO

FERREIRA, Pedro. **EFEITOS DO CO-PAGAMENTO DE MEDICAMENTOS SOBRE SAÚDE NO BRASIL: EVIDÊNCIAS DO PROGRAMA AQUI TEM FARMÁCIA POPULAR**. Rio de Janeiro, 2015. 84 p. Dissertações (Mestrado em Economia da Indústria e Tecnologia) – Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro.

A presente dissertação analisa o impacto da política de co-pagamento de medicamentos, Aqui tem Farmácia Popular (ATFP), sobre mortalidade e 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-ano, entre 2000 e 2012, por doença. A base também foi aberta por idade e sexo. A expansão do programa depende da adesão de farmácias privadas para a 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. Neste sentido, a penetração do programa é endógena. De modo a contornar este problema, exploramos 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 nos oferece um contexto empírico em que farmácias localizadas em municípios com um número maior de farmacêuticos per capita poderão ter uma maior expansão do programa. Portanto, o número per capita de farmacêuticos no período base da implantação do programa, interagido com uma tendência linear de tempo, nos oferece uma variação exógena para a expansão do programa nos municípios brasileiros, permitindo-nos obter o efeito causal da política sobre saúde. É encontrado que a diminuição do custo de medicamentos está associada com a redução de mortalidade para doenças circulatórias e diminuição das internações para diabetes, hipertensão, doença de Parkinson, glaucoma e rinite. Também encontramos que os efeitos sobre a mortalidade foram maiores para os homens, enquanto os sobre morbidade foram maiores para as mulheres. Ainda há fortes evidências de que o impacto do programa aumenta com a idade. As estimativas, por fim, sugerem que os benefícios do programa, com diminuição dos gastos de internação e vidas salvas, são maiores que seus custos. O trabalho é o primeiro a analisar econometricamente o impacto do programa e traz as primeiras evidências das consequências de saúde das políticas de co-pagamento em países em desenvolvimento, onde se espera impactos mais fortes decorrentes de uma possível elasticidade preço demanda de medicamentos mais elevada.

Palavras-chaves: Co-pagamento; Medicamentos; Saúde; Mortalidade; Hospitalização.

## ABSTRACT

FERREIRA, Pedro. **EFEITOS DO CO-PAGAMENTO DE MEDICAMENTOS SOBRE SAÚDE NO BRASIL: EVIDÊNCIAS DO PROGRAMA AQUI TEM FARMÁCIA POPULAR**. Rio de Janeiro, 2015. 84 p. Dissertações (Mestrado em Economia da Indústria e Tecnologia) – Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro.

This dissertation analyzes the impact of drug co-payment policy, *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. The data was also constructed by age and sex. The expansion of the program depends on the membership of private pharmacies to distribute drugs. Thus, it is expected that the expansion of supply of subsidized drugs is strongly correlated with the demand for drugs, which in turn is largely determined by income and the health status of the population. In this sense, the penetration of the program is endogenous. In order to work around this issue, we explore a specific feature of the program with aim to build an instrumental variable for the accession of private pharmacies over time. The program requires, among other things, that the participating drugstores show the presence of a full-time pharmacist in charge. This requirement provides the empirical context in which pharmacies located in cities with a greater number of pharmaceutical per head may have a greater expansion of the program. Therefore, the per capita number of pharmacists in the base period of the program implementation, interacted with a linear time trend, offers us an exogenous variation for program expansion in Brazilian cities, allowing us to obtain the causal effect of policy on health. 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. We also found that the effects on mortality were higher for men while on morbidity were higher for women. There is strong evidence that the impact of the program increases with the age. Estimates also suggest that the benefits of the program, with decreased hospitalization expenses and mortality, are greater than their costs. The work is the first to analyze econometrically the impact of the program and brings the first evidence of the health consequences of co-payment policies in developing countries, where it is expected the strongest impacts resulting of a possible price elasticity of demand higher for medications.

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

## SUMÁRIO

1. Introdução.....	11
2. Literatura .....	15
3. O Programa Farmácia Popular do Brasil .....	20
4. Arcabouço Conceitual.....	26
5. Dados.....	29
5.1. Variáveis Dependentes.....	29
5.2. Variáveis Independentes .....	33
5.3. Variáveis de Controle.....	34
6. Estratégia Empírica .....	34
7. Resultados .....	38
7.1. Primeiro Estágio.....	38
7.2. Impacto do programa ATFP sobre Mortalidade .....	40
7.3. Impacto do programa ATFP sobre Internações .....	47
7.4. Impacto do programa ATFP sobre Proporção de Óbitos dos Internados .....	55
8. Análise de Custo-Benefício.....	62
9. Conclusão .....	69
Bibliografia.....	72
Apêndice A.....	80
Apêndice B .....	82



## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1- Evolução do Programa ATFP e de sua Cobertura Municipal.....	23
Figura 2 - Evolução da Proporção de Farmácias Privadas que Aderiram ao Programa.....	24
Figura 3 - Usuários e Valores Transferidos do ATFP entre 2006 e 2014 .....	25
Figura 4 - Impacto do ATFP sobre Mortalidade por Diabetes (esquerda) e Circulatórias (direita) por Idade .....	47
Figura 5 - Impacto do ATFP sobre as Internações por Diabetes (esquerda alto), Hipertensão (direita alto), Parkinson (esquerda baixa) e Glaucoma (direita baixa) por Idade.....	54
Figura 6 - Impacto do ATFP sobre a Porcentagem de Óbitos dos Internados por Hipertensão (esquerda) e Circulatórias (direita) por Idade.....	61
Figura 7- Simulações Contrafactuais: Gastos de Internação (em milhões de reais de 2012) Observados e Previstos.....	66
Figura 8 - Simulações Contrafactuais: Mortalidade (em mil) Observada e Prevista .....	68
Figura B.1- Impacto do ATFP sobre Gastos de Internação por Hipertensão (esquerda) e Diabetes (direita) por Idade .....	84

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1- Estatísticas Descritivas: Taxa de Mortalidade por 100 mil Habitantes por Causa de Morte entre 2000 e 2012, base município-ano .....	31
Tabela 2- Estatísticas Descritivas: Taxa de Internação por 100 mil Habitantes por Doença entre 2000 e 2012, base município-ano .....	32
Tabela 3 - Estatísticas Descritivas: Variáveis de Interesse, Instrumental e Adicionais por 100 mil Habitantes entre 2000 e 2012, base município-ano .....	34
Tabela 4 - Primeiro Estágio: Impacto da Taxa de Farmacêuticos nas Farmácias Populares ...	39
Tabela 5 - Impacto do Programa ATFP sobre as Taxas de Mortalidade por Causa de Óbito..	41
Tabela 6 – Impacto do Programa ATFP sobre as Taxas de Mortalidade por Doenças Circulatórias .....	44
Tabela 7 - Impacto do Programa ATFP sobre as Taxas de Mortalidade das Doenças Tratadas .....	45
Tabela 8 - Impacto do Programa ATFP sobre as Taxas de Mortalidade das Doenças Tratadas por Sexo.....	46
Tabela 9 - Impacto do Programa ATFP sobre as Taxas de Internações por Doença .....	48
Tabela 10 - Impacto do Programa ATFP sobre as Taxas de Internações das Doenças Tratadas .....	50
Tabela 11 - Impacto do Programa ATFP sobre as Taxas de Internações das Doenças Tratadas por Sexo.....	52
Tabela 12 - Impacto do Programa ATFP sobre as Porcentagens das Internações que Terminaram em Óbito por Doença.....	56
Tabela 13 - Impacto do Programa ATFP sobre as Porcentagens das Internações que Terminaram em Óbito por Doenças Circulatórias.....	58
Tabela 14 - Impacto do Programa ATFP sobre Porcentagens das Internações que Terminaram em Óbito por Doenças Tratadas .....	59
Tabela 15 - Impacto do Programa ATFP sobre as Porcentagens das Internações que Terminaram em Óbito por Doenças Tratadas e por Sexo .....	60
Tabela 16 - Impacto do Programa ATFP sobre as Taxas de Gastos .....	63
Tabela 17 - Impacto do Programa ATFP sobre as Taxas de Gastos de Internação das Doenças Tratadas .....	64

Tabela 18 - Simulações Contrafactuais: Gastos de Internação (em reais de 2012) Observados e Previstos .....	65
Tabela 19 - Simulações Contrafactuais: Mortalidade Observada e Prevista.....	67
Tabela A. 1- Estatísticas Descritivas: Gasto de Internação (em mil reais de 2012) por 100 Mil Habitantes entre 2000 e 2012, base município-ano .....	80
Tabela A. 2 - Estatísticas Descritivas: Proporção de Internações que Terminaram em Óbito (em %) entre 2000 e 2012, base município-ano .....	81
Tabela B.1 - Impacto do Programa ATFP sobre as Taxas de Gastos de Internação das Doenças Tratadas por Sexo .....	822

## 1. 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 de 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%.

Neste contexto, o co-pagamento é visto como uma maneira de pactuar os gastos de 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 de 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 pelos custos dos medicamentos, apenas os gastos médicos dos pacientes beneficiados. Já para elevadas elasticidades, além do impacto redistributivo, o co-pagamento 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 esta deficiência na posologia recomendada pode diminuir a efetividade do tratamento de saúde, comprometendo seus resultados (WHO, 2003). Assim, espera-se que políticas de co-pagamento tenham impactos maiores sobre a saúde de pacientes de menor renda *per capita*, já que estes tendem a ter maior elasticidade preço demanda de medicamentos (Lexchin e Grootendorst, 2004). Da mesma forma, espera-se que políticas de co-pagamento tenham impactos maiores sobre saúde em países em desenvolvimento, nos quais se supõe em geral que a população tenha renda relativamente menor, e elasticidade preço demanda de medicamentos relativamente maior.

O objetivo da presente dissertação será preencher essa lacuna ao avaliar o impacto de uma política brasileira de co-pagamento de medicamentos sobre 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 um das farmácias cadastradas. No geral, o subsídio praticado pelo governo varia entre 90% e 100% do valor de referência do medicamento. A inclusão de farmácias ao 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 ao nível do município-ano entre 2000 e 2012. A construção das variáveis de saúde baseou-se nos microdados do DATASUS para mortalidade, internações (morbidade hospitalar) e dados populacionais do IBGE. A partir destes microdados, construíram-se taxas de mortalidade, internações, gastos de 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 de saúde e da penetração do programa Aqui tem Farmácia Popular ao nível dos municípios brasileiros ao longo dos anos.

A expansão do programa depende da adesão de farmácias privadas para a 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. Neste sentido, a penetração do programa é endógena. De modo a contornar este problema, exploramos 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 nos oferece um contexto empírico em que farmácias localizadas em municípios com um número maior de farmacêuticos per capita poderão ter uma maior expansão do programa. Portanto, o número de farmacêuticos no período base da implantação do programa, interagido com uma tendência linear de tempo, nos oferece uma

variação exógena para a expansão do programa nos municípios brasileiros, permitindo-nos obter o efeito causal da política sobre saúde.

A variável instrumental foi organizada com base nos dados da RAIS de ocupação e estabelecimento. Assim, o efeito do programa será estimado utilizando a estratégia empírica de variáveis instrumentais em dois estágios, na qual o instrumento para taxa de farmácia popular será a taxa de farmacêuticos no ano de início do programa interagido por 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, município e às variáveis de controle, a variável instrumental só afeta os indicadores de saúde via 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, como pelo lado da demanda por saúde. Embora essa hipótese não seja diretamente testável, mostramos 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 observamos qualquer 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 mortes 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% da 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 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, respectivamente, uma redução de 4,1% e 3,8% sobre as suas taxas médias. Por consequência, houve uma redução dos gastos de

internação por hipertensão e diabetes. Por outro lado, verifica-se um aumento das internações por asma, supostamente por decorrência de externalidade negativas do consumo de medicamentos para hipertensão nos pacientes com ambas morbidades. Vale mencionar ainda que não foram encontrados efeitos significativos do programa sobre outras doenças não tratadas.<sup>1</sup> Os resultados deixam claro que, enquanto o impacto sobre mortalidade e 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 de internação caso não houvesse o programa Aqui tem Farmácia Popular. Em geral, mostramos que, entre 2006 e 2012, o programa salvou mais de 113 mil vidas, e diminuiu em quase 150 milhões de reais os gastos com internações. Utilizando as evidências do valor estatístico da vida encontradas na literatura, concluímos que os benefícios do programa superam os seus custos, que foram de 3,5 bilhões de reais no mesmo período (total pago pelo governo em subsídios de medicamentos).

Verificamos também que o programa teve mais impacto sobre os indicadores de mortalidade para os homens e sobre indicadores de internações para as mulheres. Em particular, estes resultados são consistentes com estudos que apontam uma maior incidência de mortalidade por doenças cardiovasculares entre homens, apesar de uma menor taxa de internação quando comparado com as mulheres. Por outro lado, os resultados para as diferentes faixas etárias nos permitem concluir que os efeitos do programa aumentam com a idade, principalmente a partir dos 40 anos, quando o impacto torna-se maior e mais robusto. Os resultados sugerem, como esperado, que os idosos são os mais suscetíveis às variações dos preços dos medicamentos, dado que são os mais propensos à incidência e às consequências negativas das doenças crônicas.

Há inúmeros estudos na literatura analisando a relação entre políticas de co-pagamento 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 de demanda por medicamentos, os impactos de políticas como essa podem ser supostamente mais fortes. O presente trabalho complementa a literatura

---

<sup>1</sup> Com algumas exceções, como é o caso de neoplasmas, doenças digestivas e doenças do sistema nervoso. Interpretamos os efeitos sobre estas 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.

existente ao trazer as primeiras evidências do impacto das políticas de co-pagamento 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 restante da dissertação está organizado como se segue. A próxima seção faz uma revisão da literatura sobre os impactos de programas de co-pagamento de medicamentos. A terceira seção apresenta o contexto institucional do programa Farmácia Popular, enquanto a seção seguinte desenvolve o arcabouço conceitual. A descrição dos dados utilizados é apresentada na quinta seção. A sexta seção concentra-se na estratégia empírica utilizada. Já a sétima seção mostra e discute os resultados encontrados. A oitava seção apresenta as estimativas de custo-benefício do programa. Por fim, a última seção traz as principais conclusões do trabalho.

## 2. Literatura

O co-pagamento de medicamentos corresponde à solução encontrada por muitos países para tentar minimizar os crescentes gastos de saúde ou aumentar o acesso da população ao adequado tratamento médico (Gibson *et al.*, 2005). As políticas, portanto, podem atuar no sentido de diminuir os gastos dos governos e das seguradoras com a introdução de uma taxa a ser paga pelo paciente na aquisição do medicamento no sistema público de saúde ou via plano de saúde. Por outro lado, podem ter como objetivo reduzir os gastos das famílias com medicamentos através do subsídio governamental em sua aquisição.

Há extensa literatura sobre o impacto das políticas de co-pagamento de medicamentos sobre sua demanda.<sup>2</sup> A maioria dos estudos encontra evidências de que variações das taxas de co-pagamento, ou seja, aumentos do percentual pago pelos pacientes na compra de um medicamento estão negativamente associados com sua demanda (Goldman *et al.*, 2007). A magnitude do impacto dependerá de sua elasticidade preço de demanda. As estimativas mostram uma elasticidade variando entre -0,1 e -0,6 para os países desenvolvidos a depender da classe de medicamentos, renda, idade e status de saúde. Portanto, um aumento de 10% dos preços dos medicamentos estaria associado com um decréscimo entre 1% e 6% da demanda, indicando, desta maneira, que os pacientes são pouco sensíveis às variações dos preços. Neste caso, espera-se que políticas de co-pagamento tenham impactos redistributivos relevantes, embora limitados sobre saúde.

---

<sup>2</sup> Para revisões da literatura sobre o tema, ver Lexchin e Grootendorst (2004), Gibson *et al.* (2005), Goldman *et al.* (2007) e Kiil e Houlberg (2014).



No entanto, os efeitos diretos dos programas de co-pagamento sobre saúde só foram analisados em uma gama limitada de estudos, e apresentando resultados não conclusivos (Kiil e Houlberg, 2014). Johnson *et al.* (1997), analisando uma política de aumento do valor da taxa de co-pagamento para idosos nos EUA (a tarifa paga ao seguro de saúde pelos pacientes subiu de um dólar para cinco dólares por medicamento) encontram que, apesar de haver uma redução do consumo de medicamentos, não houve aumento do número de consultas médicas ou internações para o total de doenças. Já Pilote *et al.* (2002) encontram que a introdução de um programa de co-pagamento para idosos no Canadá (antes o medicamento era adquirido de maneira gratuita no sistema público de saúde) não gerou nenhuma modificação sobre a demanda de medicamentos, consultas médicas, internações ou mortalidade daqueles com problemas cardiovasculares. Estudando também o Canadá, Wang *et al.* (2010) mostram que a introdução de uma taxa de co-pagamento sobre os pacientes, e seu posterior aumento, não geraram consequências negativas para idosos com depressão. Por último, Puig-Junoy *et al.* (2011) concluíram que uma política de gratuidade de medicamentos para aposentados na Espanha (ao se aposentar, a taxa de co-pagamento torna-se zero para o usuário) aumentou o consumo de medicamentos mas, no entanto, não reduziu a probabilidade de internação ou dias de hospitalização para um grande conjunto de doenças, incluindo diabetes e doenças circulatórias.

Os estudos de Pilote *et al.* (2002) e Wang *et al.* (2010) têm sérias limitações metodológicas, na medida em que baseiam-se em comparações pré e pós política sem grupo de controle, permitindo que alguma fonte de endogeneidade esteja atuando no sentido de minimizar as consequências negativas da política. Por outro lado, o estudo de Johnson *et al.* (1997) tenta controlar os resultados por características observáveis ao comparar dois grupos, um sujeito ao aumento da taxa de co-pagamento e outro não. No entanto, os grupos não apresentam semelhante renda *per capita* média, o que poderia estar distorcendo os resultados. Usando estratégia de diferenças em diferenças e explorando a idade de elegibilidade para seguridade social como meio controlar a endogeneidade da decisão de se aposentar, Puig-Junoy *et al.* (2011) tentam capturar o efeito causal do subsídio governamental para os aposentados na compra de medicamentos sobre a saúde. O trabalho, no entanto, só analisa as consequências para a saúde da política em um período curto, de um ano. Assim, os efeitos dinâmicos de longo prazo não são capturados, o que talvez explique o impacto nulo da política. Na mesma medida, o instrumento utilizado pode estar correlacionado com renda, variável não controlada na estratégia empírica, pois se aposentar tende a impactar o nível de renda dos indivíduos.

Por outro lado, alguns estudos encontram efeitos negativos de tal política sobre a saúde. Soumerai *et al.* (1991 e 1994) evidenciam, ao comparar pacientes de estados americanos com e sem a política em períodos pré e pós sua implementação, que programas de assistência à saúde que estipulam teto de reembolso para a compra de medicamentos geram uma diminuição do consumo de medicamentos e, por conseguinte, elevação do número de consultas médicas, emergências e internações para pacientes com doenças crônicas e esquizofrenia. Conclusões semelhantes chegaram Tamblyn *et al.* (2001). Estudando a instituição de uma taxa de 25% sobre cada medicamento prescrito (antes os medicamentos eram distribuídos gratuitamente ou por um pequeno valor fixo) na província de Quebec no Canadá, os autores mostram que houve uma redução da demanda de medicamentos, tanto os essenciais, como os não essenciais (medicamentos que geram apenas alívios dos sintomas), com uma redução maior para o segundo. Por conta da diminuição do consumo dos medicamentos essenciais, houve um aumento das emergências e de eventos adversos de saúde, tanto para idosos como para adultos em um grande conjunto de doenças, incluindo diabetes e hipertensão. Para chegar a tais resultados, os autores também utilizaram como estratégia empírica a comparação entre grupos de tratamento e controle antes e depois da política, no qual o grupo de controle é uma previsão da demanda de medicamentos e de casos de emergência de saúde, através de um modelo auto-regressivo.

Os mecanismos pelos quais uma redução do consumo de medicamentos pode afetar o status de saúde são explicitados por Atella *et al.* (2006). Concentrando-se em pacientes italianos com hipertensão os autores mostram que políticas de co-pagamento, ao afetarem a administração posológica,<sup>3</sup> geram consequências sobre internação e mortalidade. Utilizando modificações na política de co-pagamento italiana como um experimento natural em um modelo de diferenças em diferenças, conclui-se que os pacientes de menores níveis de administração posológica são os mais sensíveis às variações dos custos dos medicamentos e, portanto, são os que sofrem as maiores consequências de saúde por conta de tais políticas. A eliminação da taxa de contrapartida do paciente para esse grupo poderia reduzir a sua taxa de internação em 0,8 ponto percentual e a sua taxa de mortalidade em 0,2.

O limite de cobertura instituído para compra de medicamentos pelos seguros de saúde foi analisado mais recentemente por Hsu *et al.* (2006). Comparando-se grupos de pacientes idosos americanos com e sem limite de cobertura, os autores concluem que há uma diminuição dos gastos com medicamentos no grupo com limite, além de um aumento da

---

<sup>3</sup> Proporção entre os medicamentos consumidos e os prescritos pelo médico.

hospitalização, emergências médicas e mortalidade. Na mesma medida, há uma piora na pressão sanguínea e no colesterol para pacientes com diabetes, hipertensão e dislipidemia.

Por último, Li *et al.* (2007) analisando o impacto da mudança de política de co-pagamento sobre idosos canadenses com artrite em um modelo de variáveis instrumentais, concluem que a política diminui a demanda por medicamentos e, aumenta o número de consultas médicas. Tal efeito teria duas explicações possíveis: (i) Houve uma piora de status de saúde por conta da diminuição do consumo de medicamentos ou (ii) Os pacientes demandam mais consultas para tentar adquirir medicamentos gratuitamente, pois os últimos são distribuídos nos hospitais da rede pública canadense de saúde.

As limitações metodológicas dos estudos de Soumerai *et al.* (1991 e 1994) e Hsu *et al.* (2006) residem no fato de que os resultados são oriundos de uma comparação entre grupos de pacientes tratados ou não pela política de co-pagamento com algumas características observáveis semelhantes, como média de idade, porcentagem de mulheres, entre outras. Tal comparação, no entanto, não é controlada diretamente por renda e por características não observáveis, podendo gerar estimadores viesados. Por outro lado, as estimativas de Tamblyn *et al.* (2001), Atella *et al.* (2006) e Li *et al.* (2007), por relacionarem variações exógenas dos preços dos medicamentos com status de saúde, tendem a captar melhor o efeito causal do co-pagamento.

Portanto, quando analisando períodos mais longos do tempo e controlando por possíveis fontes de endogeneidade, o custo de acesso a medicamentos tende a impactar o status de saúde para os países de renda elevada. Quanto aos países em desenvolvimento, ainda não há evidências na literatura sobre essa relação. Espera-se que os grupos que gastam considerável parte de sua renda em medicamentos, ou seja, usuários de baixa renda ou que necessitem de muitos medicamentos para seu tratamento, sejam os mais sensíveis às variações dos preços (Lexchin e Grootendorst, 2004). Lundberg *et al.* (1998), em um estudo para a Suécia, mostram que os usuários de menor renda, saúde mais precária e com menor nível educacional são os mais sensíveis às variações de preços dos medicamentos. Já os idosos e aqueles que consomem medicamentos essenciais são menos sensíveis. Na mesma medida, Li *et al.* (2007) trazem evidências de que a elasticidade preço demanda para idosos canadenses com artrite é de -0,11. Para o grupo de menor renda, porém, tal elasticidade é de -0,20. Fazendo uma revisão da literatura, Lexchin e Grootendorst (2004) mostram que a elasticidade preço demanda para pessoas vulneráveis (baixa renda ou saúde precária) varia entre -0,34 e -0,50, enquanto para os usuários em geral seria de -0,10 até -0,20. Assim, países em desenvolvimento, por terem uma renda *per capita* mais baixa, devem possuir maior

sensibilidade preço demanda por medicamentos e, por consequência, o status de saúde pode ser mais afetado por políticas de co-pagamento.

Poucos estudos analisam a elasticidade preço demanda de medicamentos para o Brasil. Godoy *et al.* (2004), utilizando uma amostra de preço e quantidade de medicamentos de 1994 até 2000, encontram uma elasticidade preço demanda de -0,25 até -0,38. Já Nishijima (2003) sugere uma elasticidade entre -0,30 e -0,80 dependendo se o medicamento é referência dos genéricos ou não. Destoando dos resultados anteriores, Menezes *et al.* (2007), com bases nos dados da POF de 2002 e 2003, encontram uma elasticidade de -0,09. Assim, apesar das poucas evidências, alguns resultados indicam que o Brasil apresenta elasticidade preço demanda de medicamento maior que as dos países desenvolvidos. Diante disso, espera-se um maior impacto sobre a saúde das políticas de co-pagamento.

O presente trabalho traz algumas contribuições para a literatura. É o primeiro a analisar os efeitos de uma política de co-pagamento sobre a saúde em um país em desenvolvimento, no qual a renda *per capita* da população tende a ser menor e, portanto, a sensibilidade a variações dos preços dos medicamentos tende a ser maior. Nesse contexto, as consequências para a saúde das variações dos custos dos medicamentos podem ser muitos maiores em comparação às encontradas na literatura para países desenvolvidos. Além disso, ao separar os efeitos da política por grupos de idade (em intervalos de cinco anos), por sexo e por tipo de doença, permite uma melhor compreensão das heterogeneidades dos efeitos do co-pagamento. O trabalho também é o primeiro a analisar o impacto dessas políticas sobre a probabilidade de morte do internado. O procedimento adequado do tratamento antes da internação pode influenciar a capacidade de recuperação do paciente. Assim, compreendem-se as consequências de longo prazo dos indivíduos que antes da internação se depararam com um menor custo de tratamento e, portanto, conseguiram seguir o tratamento como descrito pelo médico. Por fim, ao fazer estimativas contrafactuais do que teria acontecido caso não houvesse o programa, o trabalho traz evidências do custo-benefício da política. O programa é socialmente eficiente, na medida em que a economia com os gastos de internação e com as vidas salvas é maior que os custos do programa. Este resultado indica que países em desenvolvimento, por terem uma elasticidade preço demanda de medicamentos maior, a razão benefício/custo do subsídio de fármacos tende a ser maior, pois seu impacto não é apenas redistributivo, mas também direto sobre os indicadores de saúde.

### 3. O Programa Farmácia Popular do Brasil

O Programa Farmácia Popular do Brasil foi criado através da Lei nº 10.858 de 13 de abril de 2004 (Brasil, 2004), que autorizou a Fundação Oswaldo Cruz (FIOCRUZ) a distribuir medicamentos mediante co-pagamento, 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 SUS, não possui recursos para adquirir medicamentos (Santos-Pinto *et al.*, 2011).

Em 2006, através da Portaria nº 491 de 09 de março (Brasil, 2006), o programa sofreu grande expansão, a qual permitiu a sua operacionalização também através de parcerias com a rede privada de farmácias. Sendo 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, no qual são instaladas farmácias públicas para distribuição de medicamentos via co-pagamento 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 instalação das farmácias passaram a ser municípios com população maior que 100 mil, 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-infectantes, medicamentos para o sistema nervoso e medicamentos cardiovasculares.<sup>4</sup> 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

---

<sup>4</sup> 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, via licitação, na iniciativa privada. Os medicamentos genéricos são os prioritários (Motta *et al.* (2013); Silva (2014)).

composição desse valor são levados em conta os custos de produção (ou aquisição), distribuição e dispensação do medicamento (Brasil, 2012).<sup>5</sup>

Para 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). 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 através 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 baixos custos, 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 inscrição no Cadastro Nacional de Pessoas Jurídicas (CNPJ), registro na junta comercial, autorização de funcionamento emitida pela ANVISA, regularidade com a Previdência Social e existência de um farmacêutico responsável técnico com 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 CRT. Depois de cadastrada, a farmácia terá que

---

<sup>5</sup> 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%).

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 a 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 co-pagamento, no qual os valores pagos pelos usuários variam de acordo com o valor de referência estipulado pelo Ministério da Saúde para cada medicamento.<sup>6</sup> 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.<sup>7</sup>

No mês subsequente ao ato da venda do medicamento, o Ministério da Saúde efetua o pagamento para as farmácias e drogarias, via transferência do Fundo Nacional de Saúde para uma conta bancária específica aberta. O acesso do paciente ao ATFP se dá da mesma maneira que na rede própria de farmácias populares, ou seja, basta apresentar documento oficial com foto, CPF e receita médica válida.

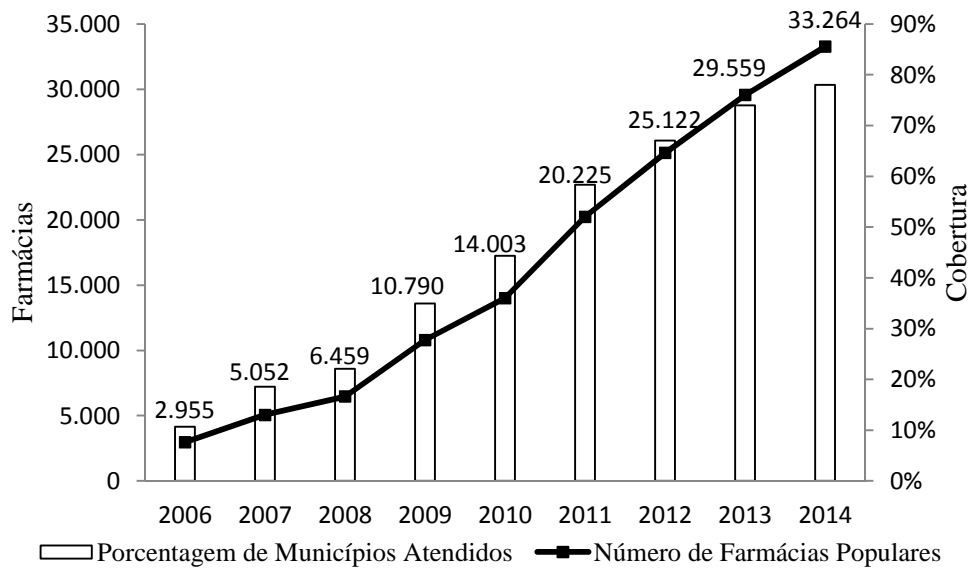
O número de farmácias cadastradas como rede conveniada ao ATFP cresceu de 2.955 em 2006 (ano de início do programa) para 33.264 em 2014. Isso representa um crescimento de mais de 1.025% desde sua criação, como pode ser visto no gráfico abaixo.

---

<sup>6</sup> O valor de referência de cada princípio ativo é estipulado por uma média ponderada considerando os preços praticados por cada empresa farmacêutica e o tamanho de sua participação no mercado (Brasil, 2006).

<sup>7</sup> 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).

Figura 1- Evolução do Programa ATFP e de sua Cobertura Municipal



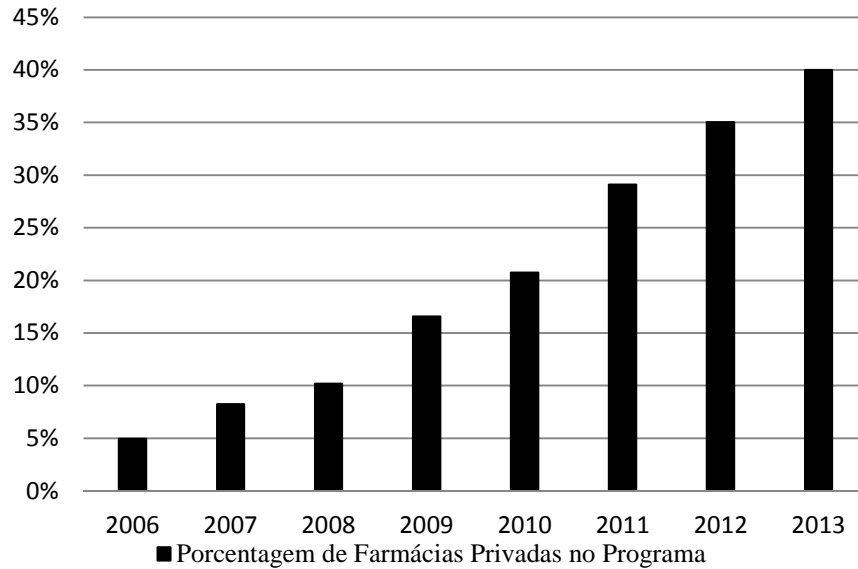
Fonte: Ministério da Saúde (SAGE/MS). Disponível em <http://189.28.128.178/sage/>.  
Elaboração Própria.

Na medida em que o número de farmácias conveniadas aumentava, sua cobertura municipal também se expandia. Em 2006, como mostra a Figura 1 acima, 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 brasileiras se deu de maneira desigual. As regiões mais ricas, do Sul e Sudeste, tiveram uma maior cobertura do que as regiões mais pobres, do Norte e 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 do 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, se inseriu mais intensamente em locais com maior demanda de medicamentos da rede privada de farmácias.

A Figura 2 abaixo 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.



Figura 2– Evolução da Proporção de Farmácias Privadas que Aderiram ao Programa

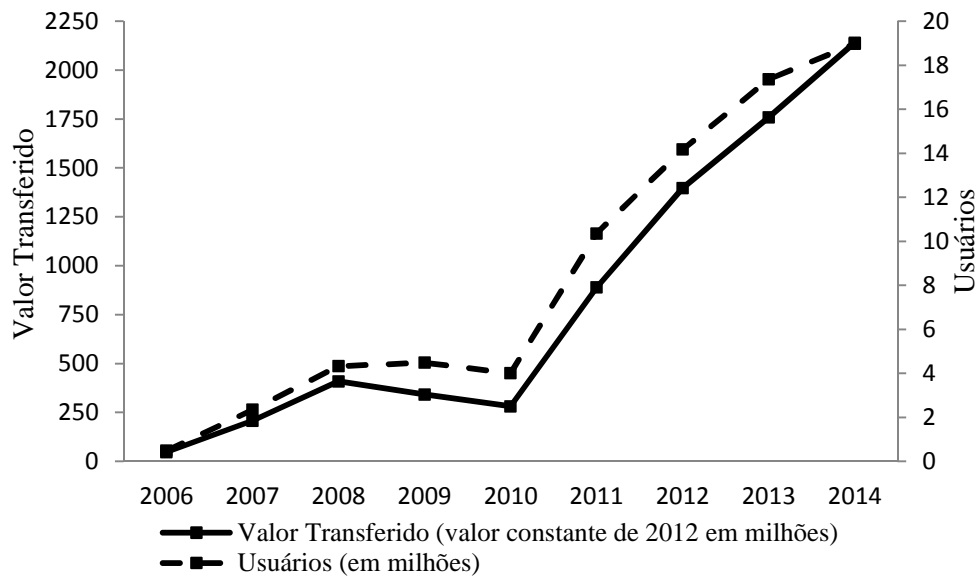


Fonte: Ministério da Saúde (SAGE/MS). Disponível em <http://189.28.128.178/sage/> e RAIS. Elaboração Própria.

Notas: A identificação de farmácias e drogarias baseou-se na CNAE 47717, comércio varejista de produtos farmacêuticos para uso humano e veterinário.

Em 2006 o programa ATFP gastou quase 50 milhões de reais (a valores constantes de 2012) para um total de meio milhão de usuários. Depois de crescente expansão até 2008, o programa passa por um processo de ajuste em 2009, tornado mais rígidas as regras de operacionalização, com a introdução de novas normas sobre a validade das receitas médicas, da retenção de cópia dessas 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 1 bilhão e 400 milhões de reais (preços de 2012). Entre 2006 e 2012, período de análise do presente trabalho, o governo federal desembolsou cerca de 3,5 bilhões de reais (Figura 3).

Figura 3– Usuários e Valores Transferidos do ATFP entre 2006 e 2014



Fonte: Ministério da Saúde (SAGE/MS). Disponível em <http://189.28.128.178/sage/>.  
Elaboração Própria.

Os recursos para o programa ATFP representavam, em 2014, cerca de 2,3% do orçamento total do Ministério da Saúde. Enquanto o componente básico da assistência farmacêutica,<sup>8</sup> compreendido pelos custeios com as farmácias do SUS, gerava um gasto de um pouco mais de um bilhão de reais, o programa ATFP custava 2,4 bilhões de reais a valores correntes<sup>9</sup> (Brasil, 2015). O programa representava, portanto, mais do que o dobro do gasto do Ministério da Saúde na 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 nº 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

<sup>8</sup> Corresponde à aquisição de medicamentos e insumos do elenco de Referência Nacional de Medicamentos, RENAME, no âmbito da assistência básica de saúde.

<sup>9</sup> Uma possível explicação para a elevada diferença das grandezas dos gastos reside no elevado valor de referência pago pelo Ministério da Saúde na aquisição dos medicamentos em comparação ao preço de aquisição das farmácias do SUS. Para uma análise mais profunda ver Brasil (2011), Carraro (2014) e Silva (2014).

de farmácias. Portanto, as evidências existentes indicam mais 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 módulo do programa farmácia popular. O programa gastou, em 2014, 2,4 bilhões de reais no atendimento a 18,9 milhões de usuários espalhados por 4.345 municípios brasileiros. A grande escala de investimento e inserção nos municípios tornam o programa o experimento ideal para se analisar o impacto do co-pagamento 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.

#### **4. Arcabouço Conceitual**

Os medicamentos para hipertensão, diabetes e dislipidemia representavam entre 2006 e 2012 quase 95% do total investido pelo programa ATFP (Silva, 2014). O grande percentual se deve, em grande medida, ao fato de que os fármacos para as duas primeiras morbidades estão presentes no programa desde seu início e passaram a ser disponibilizados gratuitamente nas farmácias cadastradas a partir de 2011. O programa, ao concentrar seus recursos nas três doenças, tem como meta diminuir as internações e mortalidade pelas consequências médicas associadas ao elevado nível de lipídios e glicose no sangue, assim como aos elevados níveis de pressão sanguínea.

Segundo a Organização Mundial da Saúde, a aderência ao correto tratamento medicamentoso para doenças crônicas, ou seja, seguir estritamente a posologia recomendada pelo médico no período estipulado, só é praticada por 50% dos pacientes dos países desenvolvidos. O cenário para os em desenvolvimento ainda é mais drástico, podendo chegar a apenas 26%, por conta da escassez de recursos de saúde e desigualdade de acesso. Tal situação acaba comprometendo os resultados esperados do tratamento, gerando consequências adversas para saúde (WHO, 2003). Há evidências na literatura de que a manutenção do correto tratamento para hipertensão, diabetes e dislipidemia está associada com diminuição das taxas de internação. Sokol *et al.* (2005), por exemplo, trazem evidências de que pacientes que cumprem mais de 80% do tratamento farmacológico para essas três doenças têm um menor risco de hospitalização pelas próprias doenças e por morbidades correlacionadas, em relação aos pacientes de menor aderência ao tratamento. Na mesma medida, Mahoney (2005)

traz indícios de que a permanência do tratamento com medicamentos antidiabéticos reduz as emergências médicas em 26%, depois de um período de 2 a 3 anos. Os mecanismos pelos quais o tratamento médico impacta as internações médicas são explicitados por alguns trabalhos. Pladevall *et al.* (2004), por exemplo, encontram uma correlação entre os pacientes portadores de hipertensão, diabetes e dislipidemia que passam mais de 20% do período de tratamento sem tomar a medicação com maiores níveis de glicose e colesterol LDL no sangue. Analisando pacientes com diabetes e dislipidemia, Parris *et al.* (2005) chegam a conclusões semelhantes, quanto maior a porcentagem de dias cumprindo o tratamento, menores são os níveis do colesterol LDL no sangue. Pode-se concluir, portanto, que ao cumprir o tratamento médico prescrito para as três doenças, há diminuição das taxas de glicose, colesterol no sangue e a pressão sanguínea, impactando sobre a queda das internações pelas mesmas.

Os efeitos dos medicamentos para hipertensão, diabetes e dislipidemia, no entanto, não se resumem às internações e mortalidades dessas próprias doenças. Por serem fatores de riscos para doenças cardiovasculares, o controle do nível de colesterol, açúcar e pressão sanguínea, tem seu efeito dissipado para a diminuição de algumas doenças do sistema circulatório, incluindo doenças isquêmicas do coração e doenças cerebrovasculares (Cramer *et al.*, 2008). Breekveldt-Postma *et al.* (2008) encontram, por exemplo, que a manutenção do tratamento anti-hipertensivo está associada com a diminuição do risco de infarto agudo do miocárdio e acidentes vasculares cerebrais. Na mesma medida, Perreault *et al.* (2009) trazem evidências de que o cumprimento correto do tratamento com medicamentos a base de estatina (como é o caso da sinvastatina disponível no ATFP) reduzem os riscos da ocorrência de problemas cerebrovasculares.

Além das doenças cardiovasculares, há indícios de que o tratamento para diabetes está associado com a diminuição de algumas doenças do sistema digestivo. Em um dos maiores estudos dessa relação, Bytzer *et al.* (2005) concluíram que pacientes com pelo menos uma complicação diabética são significativamente mais propensos a terem refluxos gastroesofágicos (refluxo do conteúdo alimentar do estômago para o esôfago) e dispepsia (dificuldade de digestão). Por fim, alguns estudos sugerem que diabetes tipo 2 é um relevante fator de risco para alguns cânceres, principalmente câncer de fígado, pâncreas, endométrio, cólon, mama e bexiga (Inoue *et al.*, 2006 e Hemminki *et al.*, 2010). A associação entre as duas morbidades seria consequência das alterações metabólicas e hormonais produzidas pelo elevado nível de glicose no sangue (Stattin *et al.*, 2007).

O tratamento de hipertensão em pacientes com asma merece um pequeno adendo. Muitos medicamentos utilizados para hipertensão são betabloqueadores, como são os casos de

Atenolol e Propranolol distribuídos pelo programa ATFP. Tal classe de fármacos pode provocar, em pacientes asmáticos, um aumento da obstrução brônquica e hiper-reatividade das vias aéreas, gerando uma piora do quadro asmático (Morales *et al.*, 2014). Assim, o consumo desses medicamentos, por pacientes com asma, pode provocar um aumento das internações por problemas respiratórios.

Um pouco mais de 5% do total investido no programa ATFP entre 2006 e 2012 foi distribuído entre medicamentos para asma, rinite, osteoporose, doença de Parkinson e glaucoma. Por entrarem no programa apenas em 2010, tais morbidades não representam o principal foco de atuação da política. No entanto, a diminuição do custo de aquisição de tais medicamentos pode impactar sobre as internações das mesmas, na medida em que, alguns estudos sugerem que a manutenção do tratamento das doenças está associada com uma diminuição das hospitalizações. Milgrom *et al.* (1996), analisando crianças com asma, concluíram que a menor aderência ao tratamento estipulado estava associado com uma piora do quadro de saúde. Na mesma medida, há evidências de que o controle do glaucoma está associado com uma diminuição dos riscos de lesões no nervo óptico (Kass *et al.*, 2002). Por fim, Grosset *et al.* (2009) concluem que pacientes de Parkinson com uma melhor aderência ao tratamento têm uma melhor evolução no controle da morbidade. Resultados semelhantes ainda são encontrados para osteoporose (Reginster e Rebenda, 2006) e rinite (Passalacqua *et al.*, 2013).

A idade é um importante fator de risco para hipertensão, diabetes, dislipidemia, glaucoma, osteoporose e doença de Parkinson. Os estudos Prospective Studies Collaboration (2012) encontram que, dado o aumento da pressão sanguínea, o risco de mortalidade por doenças vasculares cerebrais, infartos e outras doenças cardiovasculares para os pacientes com idade entre 40 e 69 anos é mais que o dobro que para as outras faixas etárias. Estudo similar também focado em hipertensão (Vasan *et al.*, 2001) mostra que pacientes com mais de 65 anos têm mais chance de desenvolver hipertensão que os mais jovens. Na mesma medida, há evidências que a prevalência de diabetes na população idosa também é maior, aumentando o risco de complicações cardiovasculares do grupo (Kirkman *et al.*, 2012). Resultados semelhantes podem ser encontrados para glaucoma (Eye Diseases Prevalence Group, 2004), osteoporose (Kanis *et al.*, 2001) e Parkinson (Van Den Eeden *et al.*, 2003). Conclui-se, portanto, que o tratamento dessas morbidades terá, provavelmente, maior impacto sobre as idades mais suscetíveis, ou seja, a população idosa.

As heterogeneidades de incidência de doenças cardiovasculares não resumem apenas à idade. Para um grande conjunto de países, inclusive subdesenvolvidos, as taxas de

mortalidade por tais doenças são maiores para os homens que para as mulheres, apesar das taxas de internação das últimas serem maiores (Pilote *et al.*, 2007). Além disso, também há evidências de que a prevalência de diabetes (Wild *et al.*, 2004) e hipertensão (Pemu *et al.*, 2008) é maior nas mulheres que nos homens. Portanto, espera-se que políticas de saúde para essas morbidades tenderiam a ter um maior efeito sobre as internações das mulheres e sobre a mortalidade dos homens.

## 5. Dados

### 5.1. Variáveis Dependentes

Nesta análise serão utilizados dados de mortalidade e internações ao nível municipal para o período de 2000 até 2012, último ano de disponibilidade dos dados de mortalidade. Os dados são concedidos na forma de microdados, pelo Ministério da Saúde, através dos bancos de dados do Sistema de Informações de Mortalidade (SIM/DATASUS) e do Sistema de Informações Hospitalares (SIHSUS/DATASUS).<sup>10</sup> A primeira base contém registros de todo óbito oficialmente registrado no Brasil, em torno de 13,6 milhões de observações para o período analisado, disponibilizando informações sobre causa de morte, idade, sexo, raça, município de residência, município de ocorrência, entre outros dados do paciente. Os dados foram colapsados por ano e município de residência, separados por causa básica de mortalidade<sup>11</sup> (ainda abriu-se a causa de morte por idade e sexo), formando um painel de mortalidade por município-ano.

O Sistema de Informações Hospitalares reúne informações sobre cada hospitalização realizada no sistema público de saúde brasileiro, aproximadamente 153 milhões de registros para o período. Assim como a base de mortalidade, contém dados sobre causa de internação, idade, sexo, raça, município de residência, entre outros. Tais informações nos permitiram construir um painel de internações por município-ano, contendo informações sobre o número de internações (total e por causa básica de internação). Ainda abriram-se as causas de internação por idade e sexo.

O Sistema de Informações Hospitalares ainda conta com dados sobre os gastos dos procedimentos de internação e incidência de mortes dentre os internados (uma *dummy* igual a um caso o internado tenha falecido). Com isso, construíram-se mais dois painéis por

---

<sup>10</sup> <http://www2.datasus.gov.br/DATASUS/index.php>. Acessado em julho de 2014.

<sup>11</sup> Doença ou lesão que iniciou a cadeia de acontecimentos patológicos que conduziram diretamente à morte.

município-ano com informações, respectivamente, sobre os gastos totais de internação (compreendendo os gastos totais com os procedimentos hospitalares mais os gastos com UTI) por causa básica de internação e número de mortos dentre os internados também por causa básica de internação. Nos dois painéis ainda há abertura por idade e sexo.

O objetivo da construção da primeira variável é em obter uma estimativa do quanto o programa gerou de diminuição de gastos e, assim, conseguir, conjuntamente com uma análise do valor estatístico das vidas salvas, uma medida de seu custo-benefício. A economia de gasto com internações mais o valor estatístico correspondente às vidas salvas nos daria uma medida do benefício do programa. Na mesma medida, a variável número de mortos dentre os internados é construída para se obter uma medida do quanto o custo do tratamento medicamentoso, e, por conseguinte a manutenção ou não do tratamento, pode afetar a capacidade de recuperação dos internados.

As variáveis dependentes são, portanto, as taxas de mortalidade, internações e gastos<sup>12</sup> de internação por 100 mil habitantes, ou seja, quantidade de óbito, internação ou gasto dividida pela população multiplicada por 100 mil, por tipo de doença e característica individual (sexo e idade), além da porcentagem dos mortos dentre os internados. Os dados populacionais foram extraídos do próprio DATASUS, baseando-se nas projeções populacionais do censo. A base de dados compreende um total de 5.507 municípios.

A Tabela 1 abaixo apresenta as estatísticas descritivas das taxas de mortalidade para os municípios brasileiros entre 2000 e 2012. Os dados estão separados por grandes grupos de doenças e pelas doenças tratadas no programa ATFP que podem ocasionar óbito diretamente, o que exclui doença de Parkinson, glaucoma, osteoporose e rinite. O número de observações corresponde ao produto do número de municípios e anos cobertos pelo estudo. A média da taxa de mortalidade geral é de 548,28 óbitos a cada 100 mil habitantes por município e ano. As doenças circulatórias, foco do programa analisado, são as que apresentam a maior taxa de mortalidade (159,79), representando quase 30% do total de mortes no país. Concentrando-se apenas nas doenças com medicamentos disponibilizados pelo programa, diabetes e hipertensão se destacam. Enquanto diabetes tem uma média de 23,37 mortes a cada 100 mil habitantes, hipertensão tem uma taxa de 21,24. Asma aparece com apenas 1,4 mortes por 100 mil pessoas.

---

<sup>12</sup> Os dados de gastos totais de internação foram deflacionados a preços de 2012 com base no IPCA, disponibilizado pelo Ipeadata.

Tabela 1- Estatísticas Descritivas: Taxa de Mortalidade por 100 mil Habitantes por Causa de Morte entre 2000 e 2012, base município-ano

	Observações (Municíp.*Anos)	Desvio-			
		Média	Padrão	Mín.	Máx.
Mortalidade Total	71.591	548,28	186,01	0	5.858,86
Por Grandes Grupos:					
Infeciosas	71.591	21,06	20,28	0	686,11
Neoplasmas	71.591	73,82	52,39	0	798,93
Endócrinas	71.591	31,43	26,89	0	303,16
Nervoso	71.591	8,49	12,75	0	254,45
Circulatórias	71.591	159,79	86,69	0	1.065,25
Respiratórias	71.591	52,74	40,40	0	1.065,25
Digestivas	71.591	25,34	21,78	0	343,05
Gravidez	71.591	21,06	19,09	0	428,82
Causas Externas	71.591	59,77	38,64	0	1.331,56
Outras	71.591	94,79	83,27	0	987,22
Por Doenças Tratadas:					
Diabetes	71.591	23,37	22,41	0	266,31
Hipertensão	71.591	21,24	23,36	0	294,50
Asma	71.591	1,40	4,50	0	111,73
Dislipidemia	71.591	0,67	3,73	0	131,62

Fonte: DATASUS. Elaboração própria.

A Tabela 2, por sua vez, apresenta as estatísticas descritivas das taxas de internação por 100 mil habitantes. Enquanto as doenças circulatórias tinham a maior média de taxa de mortalidade, as doenças associadas à gravidez e ao parto são as que têm a maior média de taxa de internação, 1.444,24, representando um pouco mais de 20% do total de internações. As doenças respiratórias, com uma média de 1.208,13 internações por 100 mil habitantes, é a terceira em magnitude. Analisando as doenças tratadas pelo ATFP, incluindo as que não podem ocasionar óbito, conclui-se, novamente, que diabetes, hipertensão e asma são as doenças que mais acarretam problemas para a saúde. No entanto, agora asma é a doença com maior média de taxa de internação entre 2000 e 2012, com 228,55; já hipertensão tem média de 117,87 e diabetes de 85,14. Destaca-se, também, doença de Parkinson e glaucoma com 2,68 e 1,18 internações por 100 mil habitantes, respectivamente, em média, por município e ano, no período analisado.



Tabela 2- Estatísticas Descritivas: Taxa de Internação por 100 mil Habitantes por Doença entre 2000 e 2012, base município-ano

	Observações (Municíp.*Anos)	Desvio-			
		Média	Padrão	Mín.	Máx.
Morbidade Total	71.591	6.959,86	3.051,35	0	314.014,50
Por Grandes Grupos:					
Infeciosas	71.591	697,78	712,60	0	17.047,99
Neoplasmas	71.591	289,46	220,02	0	24.171,19
Endócrinas	71.591	203,17	202,59	0	9.342,98
Nervoso	71.591	107,46	403,32	0	34.078,21
Circulatórias	71.591	748,02	505,40	0	35.352,62
Respiratórias	71.591	1.208,13	978,76	0	37.010,25
Digestivas	71.591	614,30	364,09	0	34.629,29
Gravidez	71.591	1.444,24	673,78	0	67.992,77
Causas Externas	71.591	427,53	261,96	0	33.182,64
Outras	71.591	1.219,76	845,79	0	51.597,35
Por Doenças Tratadas:					
Diabetes	71.591	85,14	85,35	0	3.526,22
Hipertensão	71.591	117,87	149,75	0	3.027,95
Asma	71.591	228,55	348,85	0	6.357,44
Dislipidemia	71.591	0,21	4,89	0	528,54
Doença de Parkinson	71.591	2,68	16,17	0	1.123,85
Glaucoma	71.591	1,18	5,39	0	181,48
Osteoporose	71.591	0,28	3,54	0	343,01
Rinite	71.591	0,12	1,55	0	93,63

Fonte: DATASUS. Elaboração própria.

Fica claro que das doenças focadas pelo programa, diabetes, hipertensão e asma distinguem-se por representarem os maiores causadores primários de mortes e internação. Na mesma medida, a diferença de magnitude das taxas dessas doenças em relação às outras tratadas é extremamente elevada.

No Apêndice A são apresentadas as estatísticas descritivas das taxas de gastos de internação por 100 mil habitantes (Tabela A.1). As internações geraram, em média, por município e ano, um gasto maior que 6 milhões de reais (a preços de 2012). O grupo de doenças circulatórias apresenta o maior gasto médio, quase 1,2 milhões de reais. Também são apresentadas no Apêndice A as estatísticas descritivas da porcentagem de óbitos dos internados (Tabela A.2). Há diminuição do número de observações, pois em alguns casos não

há internação por determinada doença em um município e ano. Em média, por município e ano, 2,65% dos internados acabam falecendo. As doenças circulatórias são as que têm a maior probabilidade de ocasionar a morte do internado, 6,65% de chance.

## 5.2. Variáveis Independentes

Utiliza-se como variável de interesse o número de farmácias populares do programa ATFP por 100 mil habitantes, calculada para cada município em cada ano. Os dados referentes às farmácias populares estão disponíveis para consulta no Ministério da Saúde.<sup>13</sup> Como o programa teve início em 2006, para períodos anteriores a esse, a variável de interesse assumirá o valor zero. Os dados de saúde foram combinados com os de farmácia popular por município e ano em um painel. Pode ser visto na Tabela 6 que, entre 2000 e 2012, há uma média, por município e ano, de 3,61 farmácias populares por 100 mil habitantes.

Para capturar o impacto causal do ATFP sobre mortalidade e internações, o trabalho utiliza a taxa de farmacêuticos por 100 mil habitantes no período base do programa (2006), multiplicada por uma tendência linear de tempo, como fonte de variação exógena para a expansão do programa.<sup>14</sup> O número de farmacêuticos que trabalham em farmácias para os municípios brasileiros no ano de 2006 foi obtido a partir dos microdados da RAIS.<sup>15</sup> Os dados de ocupação (vínculos) foram agregados por município e ano com base no código de ocupação (CBO) 223405, “farmacêutico”, e pela classificação de atividade econômica (CNAE 2.0) 4771701, que corresponde ao “comércio varejista de produtos farmacêuticos, sem manipulação de fórmulas”. Foram criadas ainda algumas variáveis adicionais com base na RAIS com objetivo de verificar a qualidade do instrumento em testes de falsificação. São elas, a taxa de atendentes de farmácia (balconista) por 100 mil habitantes e taxa de trabalhadores de outros setores do comércio. Os dados dos balconistas foram obtidos pela CBO 521130, “atendente de farmácia-balconista” e pela CNAE 4771701. Já os dados de outros trabalhadores do comércio foram obtidos com a agregação do número de empregados dos setores de comércio varejista e de restaurantes, mais especificamente foram utilizados os códigos (da CNAE 1.0) 521, 522, 523 e 552. As estatísticas descritivas do instrumento e destas variáveis adicionais são encontradas na Tabela 3 abaixo.

<sup>13</sup> Sala de Apoio à Gestão Estratégica, SAGE: <http://189.28.128.178/sage/>.

<sup>14</sup> Para as doenças que entraram no programa apenas em 2010 (asma, dislipidemia, glaucoma, osteoporose e doença de Parkinson) as variáveis de interesse e instrumental foram multiplicadas por uma variável *dummy* assumindo valor zero antes de 2010 e um depois de 2010, inclusive.

<sup>15</sup> Disponível em <http://portal.mte.gov.br/rais/estatisticas.htm>.

Tabela 3 - Estatísticas Descritivas: Variáveis de Interesse, Instrumental e Adicionais por 100 mil Habitantes entre 2000 e 2012, base município-ano

	Observações (Municíp.*Anos)	Média	Desvio- Padrão	Mín.	Máx.
<b>Variável de Interesse</b>					
Farmácia Popular	71.591	3,61	10,17	0	136,37
<b>Variável Instrumental</b>					
Farmacêutico	71.591	36,33	82,09	0	1.964,59
<b>Variáveis Adicionais</b>					
Atendente de Farmácia	71.591	36,42	96,91	0	2.691,18
Outros	71.591	1.006,64	2.279,36	0	86.353,47

Fonte: Ministério da Saúde e RAIS. Elaboração própria.

### 5.3. Variáveis de Controle

Por fim, são adicionadas em todas as regressões variáveis da estrutura etária da população dos municípios por ano, ou seja, incluem-se 17 variáveis de controle correspondentes à proporção de determinada faixa etária sobre a população total, para cada ano e município. As faixas etárias são construídas em intervalos de cinco anos, por exemplo, número de habitantes de um município em um ano com idade entre 70 e 74 anos sobre a população total. Tal inclusão tem como objetivo controlar os efeitos dos aspectos demográficos sobre a saúde da população e, portanto, os efeitos da demanda de medicamentos. Os dados são oriundos das projeções dos censos populacionais do IBGE.

## 6. Estratégia Empírica

A análise do impacto da política de co-pagamento sobre saúde é baseada em um painel de dados por município-ano das taxas de mortalidade, internação, gastos e porcentagem de óbitos dos internados. Um potencial estimador do efeito causal do programa sobre a saúde poderia ser obtido através da estimação por Mínimos Quadrados Ordinários do modelo abaixo:

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

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 de 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  $\lambda_t$  e  $\phi_i$  são, respectivamente, os efeitos fixos de ano e de município. Já  $X_{it}$  é uma matriz de dados contendo os controles por faixa etária da população. Por fim,  $u_{it}$  é o termo de erro. O parâmetro  $\gamma$  captaria o efeito causal da política sobre a saúde caso  $FP_{it}$  fosse ortogonal ao termo de erro, ou seja, a inserção do 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 demanda dos mesmos. 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 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 através da 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, via 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 do mesmo. 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 expansão 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:

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

Onde, 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, porcentagem de óbitos dos internados ou a taxa de gastos de 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,  $\beta$  é o coeficiente de interesse. Os termos  $\eta_t$  e  $\tau_i$  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, termo de erro está representado por  $\varepsilon_{it}$ . Todas as regressões são ponderadas pelo tamanho da população de cada município e os erros padrões são *clusterizados* ao nível do município, de modo a estimar coeficientes robustos à autocorrelação serial e heterocedasticidade.

O efeito fixo de tempo captura a influência da sazonalidade e tendências comuns, geral a todos os municípios e potencialmente correlacionada com a inserção do programa. Os ciclos econômicos, por exemplo, ao influenciarem a renda *per capita* poderiam estar influenciando também a entrada do programa e os indicadores de saúde. O efeito fixo de tempo estaria, portanto, controlando essa fonte de viés. Outros exemplos podem ser citados como ciclos

políticos, climáticos e epidemiológicos. O efeito fixo de município, por sua vez, captura as especificidades de cada município invariantes no tempo, como geografia, clima, infraestrutura inicial de saúde e estrutura epidemiológica inicial. A infraestrutura inicial de saúde, incluindo a farmacêutica, poderia estar determinando a entrada do programa ATFP e impactando a saúde. Assim, o efeito fixo de município tem como objetivo controlar essa fonte de endogeneidade. Por fim, o termo  $X_{it}$  inclui um conjunto de variáveis de controle da estrutura etária da população do município  $i$  no ano  $t$ . O objetivo é controlar a influência dos aspectos demográficos, que estariam correlacionados simultaneamente com a demanda por medicamentos e o programa ATFP, sobre a saúde. As áreas com um grande percentual de população idosa poderiam estar atraindo mais farmácias populares, gerando um viés positivo na estimação, ou seja, tais municípios sofrem mais influência do programa e ao mesmo tempo têm maiores taxas de mortalidade pelas doenças tratadas, pois têm uma população mais suscetível.

A hipótese de identificação do modelo é que a variável instrumental está correlacionada com a taxa de farmácias populares, mas, no entanto, não está correlacionada com o termo de erro  $\varepsilon_{it}$ , condicional aos efeitos fixos e aos controles. Como verificamos, o arcabouço institucional do programa nos 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, de município e os controles da estrutura etária da população, é razoável assumir de que a interação entre farmacêuticos no período base e 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 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 interagidos 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.

## 7. Resultados

### 7.1. Primeiro Estágio

As regressões de 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) acima, são apresentadas nas colunas 1 a 4 da tabela 4. 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 ao nível de 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. Desta 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 interagidos 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 do 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 através da expansão das farmácias populares, e não pelo termo de erro da equação (3).

Tabela 4 - 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
R <sup>2</sup>	0,2574	0,4259	0,5456	0,6005	0,1759	0,3964	0,4854	0,5767	0,2178	0,4025	0,4877	0,5762
Número 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

Notas: A tabela acima 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 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 a autocorrelação serial intra-municípios entre parênteses. Significância: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.



## 7.2. Impacto do programa ATFP sobre Mortalidade

A Tabela 5 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 de segundo estágio do modelo de variáveis instrumentais. Todas as regressões incluem efeitos fixos de ano e município, ponderação pelo tamanho populacional de cada município e controles por estrutura etária.

Os resultados de 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, 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 são significativos. Os impactos sobre o total de doenças, endócrinas, digestivas e 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 desta 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 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 5 - 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)
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

Notas: Cada célula acima 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 de segundo estágio das regressões de variáveis instrumentais. Todas as regressões incluem efeitos fixos de tempo e município, ponderação e 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 objetivo de captar o efeito dos medicamentos que entraram em 2010 no programa. Erros-padrão robustos a autocorrelação serial intra-municípios entre parênteses. Significância: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

A queda da mortalidade das doenças circulatórias pode ser decomposta por causas específicas, como pode ser visto através da Tabela 6. Observamos 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 concentrou-se sobre os efeitos agudos (com elevada 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 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 7), 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 e, no entanto, 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, que podem levar à morte em um curto período de tempo, e que são agravadas pela presença de diabetes e hipertensão. Em última instância, o programa impactou naquelas doenças agudas que têm seu risco aumentado por diabetes e hipertensão, como sugerido pela discussão conceitual.

Ainda conforme apontado na seção de arcabouço conceitual espera-se que as incidências das doenças aqui analisadas difiram de acordo com a idade e entre homens e mulheres. Com o decorrer dos anos há um aumento da prevalência das morbidades cobertas pelo programa, e um aumento dos riscos de complicações decorrentes das mesmas. Na mesma medida, os homens, apesar de uma menor taxa de internação por doenças cardiovasculares, apresentam maiores taxas de mortalidade.

A Tabela 8 apresenta o impacto do programa para as doenças tratadas separadas por sexo para o modelo de dois estágios em sua especificação completa. Verifica-se que o impacto do programa não difere por sexo para diabetes e asma, os coeficientes continuam não sendo significativos. Já para hipertensão, o coeficiente de impacto passa a ser significativo para os homens, gerando uma queda de 1,19% da taxa de mortalidade. Fenômeno semelhante

ocorre com as doenças circulatórias, no qual o coeficiente estimado para os homens é de -0,7 (queda de -0,8% sobre a sua taxa média) e para as mulheres -0,5 (-0,7% sobre a taxa média). Por outro lado, em dislipidemia o impacto é marginalmente maior para as mulheres que para os homens. Como era esperado, os homens por sofrerem as maiores taxas de mortalidade por hipertensão e doenças circulatórias, são os mais impactados pelo programa.

No que se refere às variações dos efeitos por conta da idade, a Figura 4 abaixo mostra o impacto causal do programa sobre as taxas de mortalidade por diabetes e doenças circulatórias. Foram as únicas doenças em que se constatou uma diferença significativa dos estimadores ao longo das idades. As linhas da figura representam os estimadores e seus respectivos intervalos de confiança. As barras, por sua vez, são as porcentagens dos estimadores sobre as taxas médias de mortalidade por faixas etárias, as barras preenchidas de marrom referem-se aos estimadores significativos a, pelo menos, 10%.

Enquanto o efeito médio do programa sobre diabetes foi de -0,22 (uma diminuição de 0,94% sobre a média), para as pessoas com mais de 80 anos esse valor chegou a 6,77 (representando um decréscimo de 1,59%). A partir da faixa dos 40 anos, o ATFP passa a impactar com mais intensidade a queda da taxa de mortalidade e os estimadores tornam-se significativos. Fica claro, portanto, a capacidade do programa em alcançar os idosos diabéticos com maior sucesso. Resultados semelhantes são encontrados para as doenças circulatórias como um todo. Enquanto o efeito médio do programa sobre essas doenças foi de -1,35 (uma redução de 0,84% sobre a taxa de mortalidade), para os idosos com mais de 80 anos alcançou -39,03 (uma queda de 1,05%). Novamente a partir dos 40 anos o programa intensifica o seu impacto, gerando estimadores maiores e significativos. Portanto, pode-se concluir que para os diabéticos e os portadores de doenças circulatórias, o programa atingiu mais significativamente as pessoas com mais de 40 anos. Resultados que corroboram as evidências existentes de uma maior incidência dessas doenças para grupos da população mais velhos.

Tabela 6 – Impacto do Programa ATFP 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	Cardio Pulmonar	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
R <sup>2</sup>	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

Notas: A tabela acima 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 efeitos fixos de tempo e município, ponderação e controle por faixa etária. Erros-padrão robustos a autocorrelação serial intra-municípios entre parênteses. Significância: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

Tabela 7 - 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)
Farmácia Popular	0,021 (0,0213)	-0,2217 (0,1514)	0,0104 (0,0270)	-0,1836 (0,1192)	0,0002 (0,0020)	-0,002 (0,0064)	0,0012 (0,0019)	-0,0213 (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
R <sup>2</sup>	0,1521	0,1429	0,1438	0,1385	0,0051	0,0051	0,0138	0,0104
Número 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

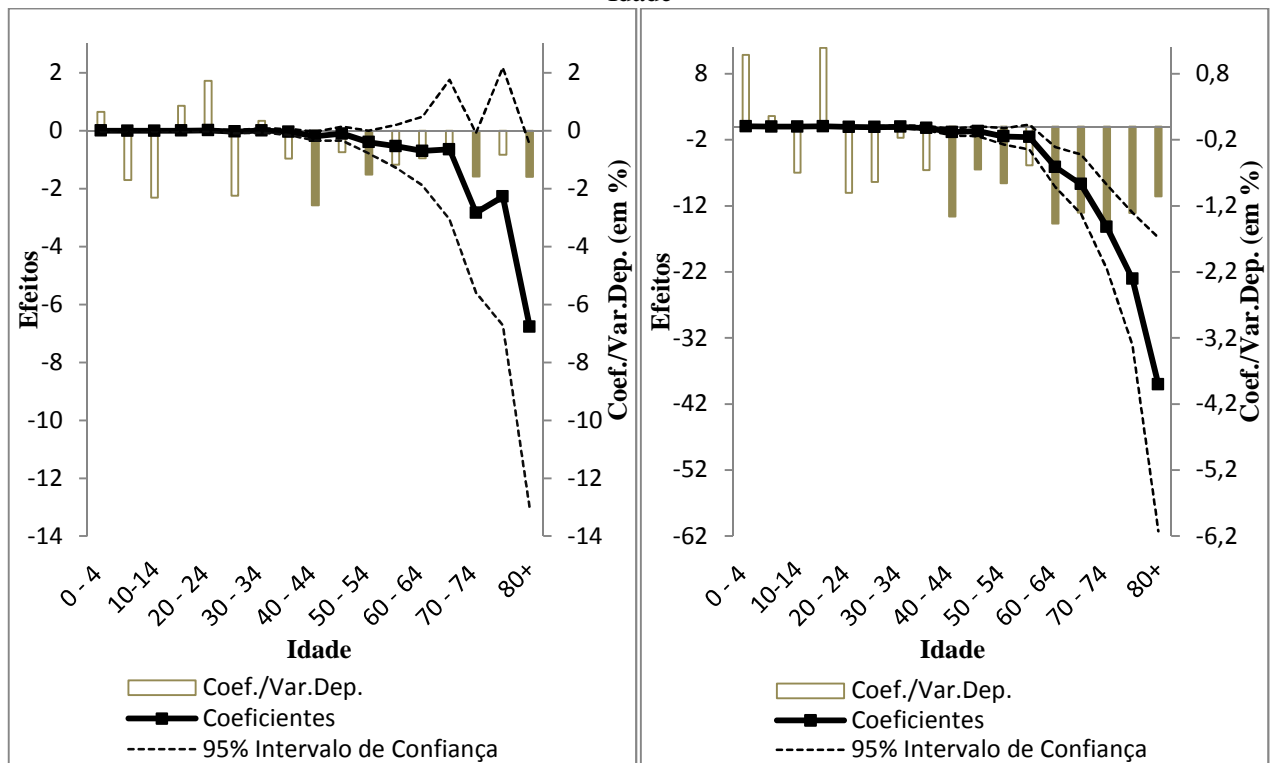
Notas: A tabela acima apresenta as estimativas para os modelos de mínimos quadrados ordinários e de variável instrumental. A variável dependente é a taxa de mortalidade por 100 mil habitantes por causa de óbito. A variável de interesse é a taxa de farmácias populares por 100 mil habitantes. A variável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

Tabela 8 - Impacto do Programa ATFP sobre as Taxas de Mortalidade das Doenças Tratadas por Sexo

	Variável Dependente: Taxa de Mortalidade por 100 mil Habitantes por Sexo									
	Diabetes		Hipertensão		Circulatórias		Asma		Dislipidemia	
	Masculino	Feminino	Masculino	Feminino	Masculino	Feminino	Masculino	Feminino	Masculino	Feminino
Farmácia Popular	-0,1164 (0,0708)	-0,1063 (0,0844)	-0,1243 (0,0605)**	-0,0593 (0,0632)	-0,7803 (0,1871)***	-0,5715 (0,1805)***	0,0008 (0,0041)	-0,0028 (0,0044)	-0,0098 (0,0043)**	-0,0115 (0,0037)***
Média Var. Dep.	9,596	13,767	10,393	10,84	86,878	72,896	0,603	0,796	0,367	0,302
Coef/Média (em %)	-1,213	-0,772	-1,196	-0,547	-0,898	-0,784	0,133	-0,352	-2,670	-3,808
Observações	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591
R <sup>2</sup>	0,0911	0,0882	0,0851	0,1006	0,0807	0,0879	0,0031	0,0027	0,0064	0,0059
Número de Municípios	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
EF de Tempo e Município	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Peso	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Faixa Etária	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Notas: A tabela acima 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 e sexo. A variável de interesse é a taxa de farmácias populares por 100 mil habitantes. A variável de interesse e instrumental para asma e dislipidemia foi multiplicada por uma dummy igual a 1 para períodos posteriores a 2010 (inclusive), com objetivo de captar o efeito dos medicamentos que entraram em 2010 no programa. Todas as regressões incluem efeitos fixos de tempo e município, ponderação e controle por faixa etária. Erros-padrão robustos a autocorrelação serial intra-municípios entre parênteses. Significância: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

Figura 4- Impacto do ATFP sobre Mortalidade por Diabetes (esquerda) e Circulatórias (direita) por Idade



Notas: Os efeitos são oriundos das estimativas para o segundo estágio do modelo de variáveis instrumentais. A variável dependente é a taxa de mortalidade por causa de óbito e idade por 100 mil habitantes de determinada faixa etária. A variável de interesse é a taxa de farmácias populares por 100 mil habitantes. Todas as regressões incluem efeitos fixos de tempo e município, ponderação e controle por faixa etária. As barras preenchidas de marrom referem-se aos coeficientes significativos.

### 7.3. Impacto do programa ATFP sobre Internações

Medimos o impacto do programa sobre as internações. A Tabela 9 abaixo apresenta os coeficientes estimados para 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 IV. O primeiro 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.



Tabela 9 - 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)
Infeciosas	-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)***
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

Notas: Cada célula acima 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 de segundo estágio das regressões de variáveis instrumentais. Todas as regressões incluem efeitos fixos de tempo e município, ponderação e 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 objetivo de captar o efeito dos medicamentos que entraram em 2010 no programa. Erros-padrão robustos a autocorrelação serial intra-municípios entre parênteses. Significância: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

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 através do programa ATFP. Assim, houve uma redução de 1,8% da média da taxa de morbidade para doenças endócrinas e 0,8% para doenças circulatórias. Por outro lado, a queda das 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 na queda dos acidentes vasculares cerebrais isquêmicos transitórios. O aumento de uma farmácia popular gera uma queda de -0,9 das 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, diabetes está associada com 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 para doenças digestivas (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 analisa especificamente as enfermidades com medicamentos distribuídos pelo programa. A Tabela 10 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 da taxa de internação também por 100 mil habitantes, representando uma queda de 4,1% sobre a taxa média. Já para hipertensão o estimador foi de -4,5, uma queda de 3,8% da taxa média. A diminuição das internações por diabetes e hipertensão é o que explica, em grande medida, a queda das doenças endócrinas e circulatórias vistas na Tabela 9.

Tabela 10 - Impacto do Programa ATFP sobre as Taxas de Internações das Doenças Tratadas

	Variável Dependente: Taxa de Internações por 100 mil Habitantes							
	Diabetes		Hipertensão		Asma		Dislipidemia	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
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)
Média Var. Dep.	85,14	85,14	117,874	117,874	228,547	228,547	0,214	0,214
Coef/Média (em %)	-0,315	-4,124	-0,654	-3,831	-0,442	0,832	-2,430	-11,028
Observações	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591
R <sup>2</sup>	0,0708	-0,0624	0,0545	-0,0031	0,1573	0,1494	0,0065	0,0061
Número 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

Tabela 10 - Impacto do Programa ATFP sobre as Taxas de Internações das Doenças Tratadas (cont.)

	Variável Dependente: Taxa de Internações por 100 mil Habitantes							
	Parkinson		Glaucoma		Osteoporose		Rinite	
	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
Farmácia Popular	-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.	2,684	2,684	1,176	1,176	0,28	0,28	0,119	0,119
Coef/Média (em %)	-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
R <sup>2</sup>	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
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

Notas: A tabela acima 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 objetivo de captar o efeito dos medicamentos que entraram em 2010 no programa. Todas as regressões incluem efeitos fixos de tempo e município, ponderação e controle por faixa etária. Erros-padrão robustos a autocorrelação serial intra-municípios entre parênteses. Significância: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

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. 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 contraindicação do consumo de betabloqueadores para pacientes com o 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.

As heterogeneidades dos efeitos por sexo estão apresentadas na Tabela 11. Todas as regressões correspondem ao segundo estágio do modelo de variável instrumental e estão em sua especificação mais completa. Para grande parte das doenças tratadas, o coeficiente estimado para as mulheres foi maior que para os homens, como consequência da maior incidência das doenças aqui estudadas sobre as mulheres que sobre os homens. Como vimos anteriormente, enquanto os homens têm maiores taxas de mortalidade por doenças circulatórias, as mulheres têm maiores taxas de internação pelas mesmas, o que impacta diretamente a magnitude do efeito do programa.

Diabetes, hipertensão, doença de Parkinson e glaucoma apresentam heterogeneidade dos efeitos por idade como pode ser visto pela Figura 6. Enquanto o efeito médio para diabetes é de -3,5, para a população com mais de 80 anos atinge -28,5, o que significa uma queda de 5% sobre a taxa média para essa população. Resultados semelhantes são apresentados para as outras três doenças. Na medida em que, os idosos são o grupo populacional mais suscetível a tais morbidades, os efeitos do programa acabam sendo maiores sobre os mesmos. Assim, há evidências de que a política cumpriu seu papel de impactar de maneira mais intensa os grupos mais vulneráveis à hipertensão, diabetes, entre outras doenças crônicas.

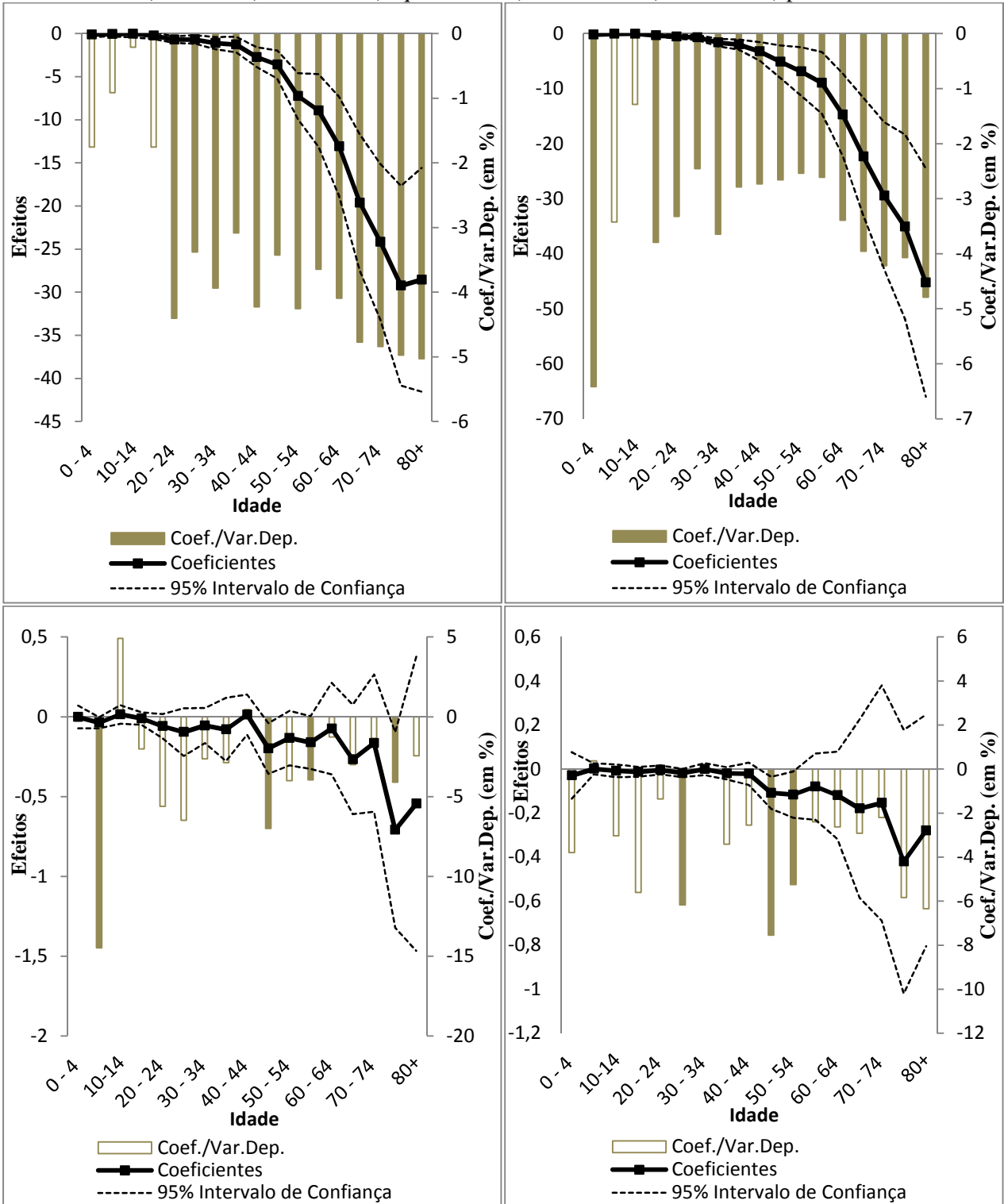


Tabela 11 - Impacto do Programa ATFP sobre as Taxas de Internações das Doenças Tratadas por Sexo (cont.)

	Variável Dependente: Taxa de Internações por 100 mil Habitantes por Sexo									
	Dislipidemia		Parkinson		Glaucoma		Osteoporose		Rinite	
	Masculino	Feminino	Masculino	Feminino	Masculino	Feminino	Masculino	Feminino	Masculino	Feminino
Farmácia Popular	-0,0158 (0,0117)	-0,0078 (0,0112)	-0,0443 (0,0184)**	-0,0237 (0,0150)	-0,0201 (0,0117)*	-0,0226 (0,0142)	-0,0007 (0,0020)	-0,0029 (0,0044)	-0,0023 (0,0021)	-0,0038 (0,0017)**
Média Var. Dep. Coef/Média (em %)	0,115 -13,74	0,099 -7,88	1,273 -3,480	1,411 -1,680	0,608 -3,306	0,568 -3,979	0,07 -1	0,2 -1,45	0,059 -3,898	0,059 -6,441
Observações	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591
R <sup>2</sup>	0,0052	0,0063	0,0041	0,0085	0,0323	0,0359	0,0049	0,0126	0,0029	0,0038
Número de Municípios	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
EF de Tempo e Município	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Peso	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Faixa Etária	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Notas: A tabela acima apresenta as estimativas para o segundo estágio do modelo de variáveis instrumentais. A variável dependente é a taxa de internação por 100 mil habitantes por doença e sexo. 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 objetivo de captar o efeito dos medicamentos que entraram em 2010 no programa. Todas as regressões incluem efeitos fixos de tempo e município, ponderação e controle por faixa etária. Erros-padrão robustos a autocorrelação serial intra-municípios entre parênteses. Significância: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

Figura 5- Impacto do ATFP sobre as Internações por Diabetes (esquerda alto), Hipertensão (direita alto), Parkinson (esquerda baixa) e Glaucoma (direita baixa) por Idade



Notas: Os efeitos são oriundos das estimativas para o segundo estágio do modelo de variáveis instrumentais. A variável dependente é a taxa de internação por doença e idade para cada 100 mil habitantes de determinada faixa etária. A variável de interesse é a taxa de farmácias populares por 100 mil habitantes. Todas as regressões incluem efeitos fixos de tempo e município, ponderação e controle por faixa etária. As barras preenchidas de marrom referem-se aos coeficientes significativos.

#### **7.4. Impacto do programa ATFP sobre Proporção de Óbitos dos Internados**

A porcentagem de mortes dentre os internados é um importante indicador a ser analisado, na medida que, a capacidade de recuperação dos pacientes internados pode ter relação com a manutenção, ou não, do tratamento médico no período que antecede a própria internação. Ou seja, é um indicador que mede os efeitos de longo prazo sobre os pacientes com um quadro médico de maior risco.

A Tabela 12 apresenta os resultados do impacto do programa sobre a porcentagem de óbitos dos internados por doença. A primeira coluna reporta os resultados de OLS, enquanto a segunda de IV. As regressões estão em sua especificação mais completa. O modelo de mínimos quadrados ordinários nos apresenta uma correlação positiva entre o total de doenças, doenças infecciosas, causas externas e as farmácias populares. Por outro lado, encontra uma correlação negativa com neoplasmas. Novamente parece que o modelo OLS nos fornece estimativas com viés positivo. O modelo de variáveis instrumentais demonstra, por sua vez, que o programa teve um impacto negativo sobre as doenças do sistema circulatório, nervosas e outras não especificadas, na mesma medida em que os coeficientes significativos do modelo de OLS desaparecem. Apesar de não significativo, o efeito sobre o total de doenças muda de positivo para negativo de um modelo para o outro. O aumento de uma farmácia popular por 100 mil habitantes gera uma diminuição de 0,07% da probabilidade de óbito dos internados por doenças circulatórias, o que representa um decréscimo de 1,2% em relação à sua média. Destaca-se que os resultados sobre proporção de óbito têm semelhanças com os de mortalidade para as doenças circulatórias, ambos apresentando efeitos negativos.

A diminuição da probabilidade de morte por doenças do sistema nervoso e outras não especificadas anteriormente é decorrência, respectivamente, de uma queda da mortalidade por acidentes isquêmicos transitórios e por anomalias no sistema circulatório não descritas antes. Aqui, mais uma vez, os medicamentos para hipertensão, diabetes e dislipidemia geram uma diminuição das consequências agudas de uma maior pressão sanguínea e elevado nível de colesterol ou glicose.



Tabela 12 - Impacto do Programa ATFP sobre as Porcentagens das Internações que Terminaram em Óbito por Doença

Variável Dependente: Proporção de Internações que Terminaram em Óbito (em %) por Grupos de Doença	Farmácia Popular	
	OLS	IV
Total	0,0038 (0,0022)*	-0,0124 (0,0094)
Infeciosas	0,0283 (0,0126)**	0,1064 (0,0745)
Neoplasmas	-0,0099 (0,0058)*	-0,0348 (0,0282)
Endócrinas	0,0084 (0,0084)	-0,0078 (0,0583)
Nervoso	-0,0005 (0,0093)	-0,1088 (0,0422)***
Circulatórias	-0,0068 (0,0074)	-0,0749 (0,0361)**
Respiratórias	0,0051 (0,0085)	0,0085 (0,0235)
Digestivas	-0,0013 (0,0025)	-0,0143 (0,0116)
Gravidez	0,0003 (0,0006)	-0,0062 (0,0040)
Causas Externas	0,0108 (0,0026)***	-0,0106 (0,0154)
Outras	-0,0039 (0,0028)	-0,0191 (0,0101)*
Número de Municípios	5.507	5.507
EF de Tempo e Município	Sim	Sim
Peso	Sim	Sim
Faixa Etária	Sim	Sim

Notas: Cada célula acima representa o impacto das farmácias populares sobre a porcentagem de óbito dos internados por doença. A primeira coluna apresenta os resultados para o modelo de mínimos quadrados ordinários, enquanto a segunda coluna apresenta os resultados de segundo estágio das regressões de variáveis instrumentais. Todas as regressões incluem efeitos fixos de tempo e município, ponderação e 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 objetivo de captar o efeito dos medicamentos que entraram em 2010 no programa. Erros-padrão robustos a autocorrelação serial intra-municípios entre parênteses. Significância: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

Abrindo as doenças circulatórias em suas doenças mais específicas como na Tabela 13, descobrimos que grande parte do seu efeito foi em consequência da diminuição de probabilidade de morte por doenças cerebrovasculares, relacionadas às artérias, isquemias do coração e hipertensão. O programa gerou uma diminuição de 0,32% da probabilidade de morte por doenças cerebrovasculares para cada 100 mil habitantes, uma queda de 1,8% sobre a sua média. Em relação às doenças das artérias e isquemias os efeitos foram, respectivamente, de -0,14% e -0,12%. Fica claro, portanto, que o padrão de impacto do programa sobre as doenças circulatórias é o mesmo para mortalidade e porcentagem de óbitos dos internados, ou seja, o programa surtiu efeito sobre aquelas doenças agudas que têm seu risco de morte aumentado na presença de hipertensão, diabetes e dislipidemia.

Os efeitos diretos sobre as enfermidades com medicamentos disponibilizados pelo programa estão reportados na Tabela 14 para os modelos de OLS e de IV. A correlação por mínimos quadrados ordinários foi positiva para diabetes (e significativa), asma e dislipidemia. Já para hipertensão foi negativa. O modelo de variáveis instrumentais nos dá um impacto causal do programa negativo e significativo para hipertensão. O aumento de uma farmácia popular por 100 mil habitantes geraria uma diminuição de 0,05% da probabilidade de morte dos internados por hipertensão, o que representa uma variação sobre a média de -3,7%. O resultado para diabetes é não esperado, no qual se verifica um aumento da porcentagem de óbito dentre os internados de 0,09%. Para as outras doenças, os estimadores continuaram não significativos.

Os resultados sugerem que, apesar de não conseguir reduzir a taxa de mortalidade para hipertensão, o ATEP conseguiu reduzir a probabilidade de morte dos internados, significando, talvez, que para as pessoas com um estágio mais avançado da doença, a manutenção do tratamento antes da internação possa influenciar na capacidade de recuperação. O impacto positivo sobre diabetes pode ser decorrência de uma maior severidade do status de saúde dos internados pela mesma doença. Neste caso, por tenderem a ter uma maior probabilidade de óbito, os internados por diabetes apresentam estimador positivo.

Conclui-se, por fim, que para doenças cardiovasculares e hipertensão, a diminuição do custo dos medicamentos foi importante para aumentar o percentual de pacientes que conseguiram se recuperar, e não vieram a falecer indicando um efeito positivo do programa inclusive para os pacientes com uma situação de saúde mais precária.

Tabela 13 - Impacto do Programa ATFP sobre as Porcentagens das Internações que Terminaram em Óbito por Doenças Circulatórias

	Variável Dependente: Proporção de Internações que Terminaram em Óbito por Doenças Circulatórias (em %)										
	Circulatórias	Febre Reumática	Reumáticas Crônicas	Hipertensão	Isquemia	Cardio Pulmonar	Outras Doenças do Coração	Cerebrovascular	Artérias	Veias	Outras
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
Farmácia Popular	-0,0749 (0,0361)**	0,1485 (0,0940)	-0,0015 (0,1349)	-0,0576 (0,0306)*	-0,1270 (0,0373)***	-0,0685 (0,2945)	-0,0671 (0,0566)	-0,3238 (0,0898)***	-0,1463 (0,0570)**	-0,0014 (0,0151)	0,5579 (0,4711)
Média Var. Dep. Coef/Média (em %)	6,659 -1,125	1,34 11,082	6,665 -0,023	1,543 -3,733	7,4 -1,716	17,835 -0,384	7,091 -0,946	17,616 -1,838	6,719 -2,177	0,815 -0,172	8,857 6,299
Observações	71.495	15.044	25.060	64.825	64.254	24.533	70.636	67.910	51.565	62.940	2.107
R <sup>2</sup>	0,0122	0,0068	0,0064	0,0036	-0,0011	0,0088	0,0349	0,0006	-0,0011	0,0016	0,1348
Número de Municípios	5.507	3.041	4.287	5.497	5.484	3.868	5.507	5.502	5.332	5.473	602
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

Notas: A tabela acima apresenta as estimativas para o segundo estágio do modelo de variáveis instrumentais. A variável dependente é a porcentagem de óbitos dos internados por doença. A variável de interesse é a taxa de farmácias populares por 100 mil habitantes. Todas as regressões incluem efeitos fixos de tempo e município, ponderação e controle por faixa etária. Erros-padrão robustos a autocorrelação serial intra-municípios entre parênteses. Significância: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

Tabela 14 - Impacto do Programa ATFP sobre as Porcentagens das Internações que Terminaram em Óbito por Doenças Tratadas

	Variável Dependente: Proporção de Internações que Terminaram em Óbito (em %)							
	Diabetes		Hipertensão		Asma		Dislipidemia	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Farmácia Popular	0,0178 (0,0079)**	0,0940 (0,0413)**	-0,0058 (0,0061)	-0,0576 (0,0306)*	0,0021 (0,0037)	0,0061 (0,0137)	0,1691 (0,2980)	-0,2385 (0,3073)
Média Var. Dep.	4,604	4,604	1,543	1,543	0,584	0,584	3,631	3,631
Coef/Média (em %)	0,387	2,042	-0,376	-3,733	0,360	1,045	4,657	-6,568
Observações	64.554	64.546	64.832	64.825	65.020	65.013	1.494	922
R <sup>2</sup>	0,0038	0,0011	0,0066	0,0036	0,0096	0,0095	0,1464	0,1422
Número de Municípios	5.506	5.498	5.504	5.497	5.504	5.497	882	310
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

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

As heterogeneidades dos efeitos por sexo são apresentadas na Tabela 15 abaixo. Os impactos do programa ATFP foram sentidos, quase em sua totalidade, sobre os homens para diabetes, hipertensão e doenças circulatórias no geral. Os estimadores para as mulheres não são significativos nem a 10%. Enquanto o efeito médio para as doenças circulatórias é de -0,07%, para os homens chega à -0,11%, uma queda de 1,5% sobre a média. O mesmo ocorre com hipertensão, no qual o efeito médio é de -0,05%, e para homens atinge -0,09%, -2,35% sobre a probabilidade média dos homens. Assim, conclui-se que os homens foram mais impactados pelo programa em relação à probabilidade de morte dos internados, corroborando as evidências de que os homens são os mais atingidos por mortalidade de doenças circulatórias. Em relação às heterogeneidades dos efeitos por idade, os estimadores para diabetes, asma, dislipidemia e hipertensão não apresentam significativa variação. No entanto, para as doenças circulatórias, a partir dos 60 anos o efeito do programa sobre a porcentagem de óbito dos internados torna-se mais intensa.

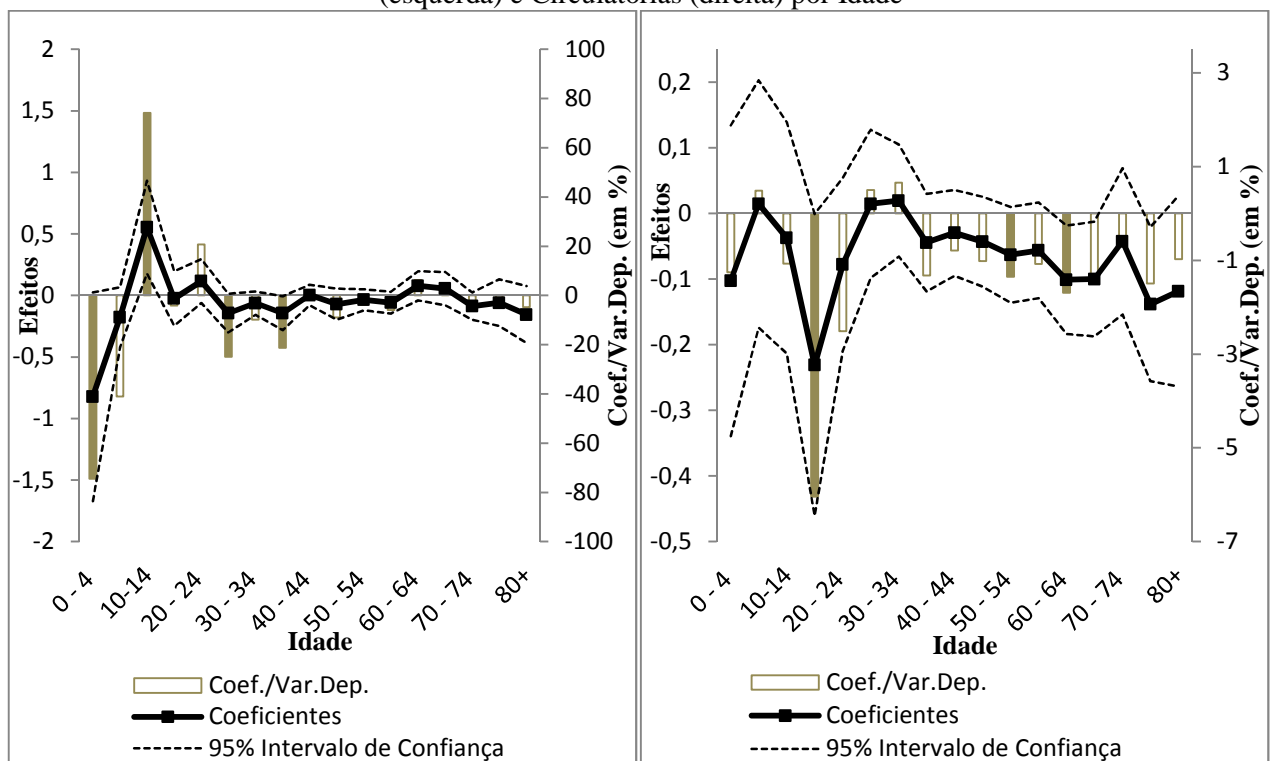
Tabela 15 - Impacto do Programa ATFP sobre as Porcentagens das Internações que Terminaram em Óbito por Doenças Tratadas e por Sexo

	Variável Dependente: Preoporção de Internações que Terminaram em Óbito (em %) por Sexo									
	Diabetes		Hipertensão		Circulatórias		Asma		Dislipidemia	
	Masculino	Feminino	Masculino	Feminino	Masculino	Feminino	Masculino	Feminino	Masculino	Feminino
Farmácia Popular	0,1275 (0,0484)***	0,0591 (0,0459)	-0,0986 (0,0366)***	-0,0312 (0,0358)	-0,1144 (0,0380)***	-0,0455 (0,0386)	-0,0065 (0,0165)	0,0179 (0,0167)	-0,8158 (0,8219)	-0,6393 (0,5966)
Média Var. Dep.	4,677	4,501	1,761	1,325	7,178	6,283	0,538	0,549	3,248	3,586
Coef/Média (em %)	2,726	1,313	-5,599	-2,355	-1,594	-0,724	-1,21	3,26	-25,117	-17,828
Observações	54.982	59.676	56.723	60.541	71.253	71.139	59.974	60.472	483	473
R <sup>2</sup>	0,0013	0,0015	0,0000	0,0049	-0,0024	0,0175	0,0059	0,0072	0,2470	0,2758
Número de Municípios	5.415	5.476	5.439	5.483	5.507	5.507	5.463	5.457	170	157
Modelo	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
Peso	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Faixa Etária	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Notas: A tabela acima apresenta as estimativas para o segundo estágio do modelo de variáveis instrumentais. A variável dependente é a porcentagem de óbitos dos internados por doença e sexo. A variável de interesse é a taxa de farmácias populares por 100 mil habitantes. A variável de interesse e instrumental para asma e dislipidemia foi multiplicada por uma dummy igual a 1 para períodos posteriores a 2010 (inclusive), com objetivo de captar o efeito dos medicamentos que entraram em 2010 no programa. Todas as regressões incluem efeitos fixos de tempo e município, ponderação e controle por faixa etária. Erros-padrão robustos a autocorrelação serial intra-municípios entre parênteses. Significância: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

A Figura 6 apresenta os efeitos para as diferentes idades para hipertensão (esquerda) e doenças circulatórias (direita). Como fica claro, o impacto dos medicamentos sobre hipertensão não apresentam variação com o aumento da idade. Por outro lado, para as doenças circulatórias há evidências de alguma heterogeneidade dos efeitos. Enquanto a queda da probabilidade de morte dos internados de todas as idades é de  $-0,075\%$ , para os maiores de 80 anos é de  $-0,115\%$ .

Figura 6 - Impacto do ATFP sobre a Porcentagem de Óbitos dos Internados por Hipertensão (esquerda) e Circulatórias (direita) por Idade



Notas: Os efeitos são oriundos das estimativas para o segundo estágio do modelo de variáveis instrumentais. A variável dependente é a porcentagem de óbitos dos internados por idade. A variável de interesse é a taxa de farmácias populares por 100 mil habitantes. Todas as regressões incluem efeitos fixos de tempo e município, ponderação e controle por faixa etária. As barras preenchidas de marrom referem-se aos coeficientes significativos.

## 8. Análise de Custo-Benefício

Uma maneira de termos um cálculo aproximado da relação entre o custo e o benefício do programa ATFP é compararmos o quanto foi investido no programa e o quanto foi economizado em termos de gastos médicos com a diminuição das taxas de internação e de vidas salvas com a diminuição das taxas de mortalidade. A Tabela 16 abaixo apresenta as estimativas do impacto do programa ATFP sobre a redução dos gastos de saúde por grupos de doenças. Os resultados para o modelo de OLS estão à esquerda e de IV à direita. Os estimadores dos coeficientes de variável instrumental indicam que o programa diminui os gastos de internação por neoplasmas. O aumento de uma farmácia popular por 100 mil habitantes gera uma queda de R\$6.600 a preços de 2012 também por 100 mil habitantes, como decorrência da queda da taxa de internação por essas doenças. Os resultados também indicam um aumento dos gastos com doenças respiratórias, em alguma medida, decorrente do aumento de internações por asma (efeito adverso dos medicamentos de hipertensão).

Abrindo o grupo de doenças tratadas (Tabela 17), verificamos que o aumento de uma farmácia popular por 100 mil habitantes gera uma diminuição de R\$1.600 e R\$2.100 a preços de 2012 para, respectivamente, diabetes e hipertensão também por 100 mil habitantes. Como esperado, também há um aumento dos gastos por asma. Os efeitos para as outras doenças não foram significativos. O apêndice B reporta as heterogeneidades do impacto sobre os gastos por sexo (Tabela B) e sobre idade (Figura B). O padrão de resultados se mantém, com as mulheres e os idosos sendo mais impactados pela política. Com base nos coeficientes estimados na Tabela 17, podemos usar simulações contrafactuais para quantificar a diminuição dos gastos de saúde com o programa ATFP. A especificação padrão é baseada nas equações das colunas (2), (4) e (6) da Tabela 17 para, respectivamente, diabetes, hipertensão e asma. Os gastos de saúde para cada uma das três doenças podem ser estimados por:

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

Onde,  $\widehat{M}_{it}$  é o gasto previsto, calculado através dos coeficientes estimados em (2), (4) e (6) da Tabela 17.

Tabela 16 - Impacto do Programa ATFP sobre as Taxas de Gastos de Internação por Doença

Variável Dependente: Gasto de Internação (em mil reais de 2012) por 100 mil Habitantes por Grupos de Doença	Farmácia Popular	
	OLS	IV
Total	19,9472 (6,4577)***	18,9540 (28,4570)
Infeciosas	1,5750 (1,2179)	5,4506 (3,5616)
Neoplasmas	1,2236 (0,6117)**	-6,6074 (3,2943)**
Endócrinas	0,4316 (0,1770)**	1,1439 (1,7606)
Nervoso	0,0910 (0,3235)	-2,0977 (1,2809)
Circulatórias	5,4241 (1,4391)***	3,9440 (6,0888)
Respiratórias	-0,0540 (0,7482)	8,6522 (3,4381)**
Digestivas	0,7998 (0,5278)	-0,0050 (2,2585)
Gravidez	1,5665 (1,4427)	5,6112 (7,4726)
Causas Externas	3,2884 (0,8013)***	3,8412 (4,9398)
Outras	4,6620 (0,9757)***	-0,5262 (2,9749)
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

Notas: Cada célula acima representa o impacto das farmácias populares sobre a taxa de gastos de internação por doença. A primeira coluna apresenta os resultados para o modelo de mínimos quadrados ordinários, enquanto a segunda coluna apresenta os resultados de segundo estágio das regressões de variáveis instrumentais. Todas as regressões incluem efeitos fixos de tempo e município, ponderação e 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 objetivo de captar o efeito dos medicamentos que entraram em 2010 no programa. Os dados de gastos foram deflacionados pelo IPCA. Erros-padrão robustos a autocorrelação serial intra-municípios entre parênteses. Significância: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.



Tabela 17 - Impacto do Programa ATFP sobre as Taxas de Gastos de Internação das Doenças Tratadas

	Variável Dependente: Gasto de Internação (em mil reais de 2012) por 100 Mil Habitantes							
	Diabetes		Hipertensão		Asma		Dislipidemia	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Farmácia Popular	-0,1024 (0,0748)	-1,6781 (0,3672)***	-0,3722 (0,0925)***	-2,1767 (0,5225)***	-0,4942 (0,1370)***	1,2635 (0,5178)**	-0,0009 (0,0017)	-0,0085 (0,0082)
Média Var. Dep.	50,10	50,10	37,74	37,74	126,22	126,22	0,07	0,07
Coef/Média (em %)	-0,204	-3,350	-0,986	-5,768	-0,392	1,001	-1,286	-12,143
Observações	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591
R <sup>2</sup>	0,2153	0,1706	0,1400	0,0978	0,3101	0,2989	0,0034	0,0031
Número 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

Tabela 17 - Impacto do Programa ATFP sobre as Taxas de Gastos de Internação das Doenças Tratadas (cont.)

	Variável Dependente: Gasto de Internação (em mil reais de 2012) por 100 Mil Habitantes							
	Parkinson		Glaucoma		Osteoporose		Rinite	
	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
Farmácia Popular	-0,0360 (0,0386)	-0,1171 (0,1117)	0,0106 (0,0047)**	-0,0139 (0,0154)	-0,0008 (0,0030)	-0,0118 (0,0091)	-0,0019 (0,0007)***	-0,0011 (0,0019)
Média Var. Dep.	2,97	2,97	0,66	0,66	0,13	0,13	0,05	0,05
Coef/Média (em %)	-1,212	-3,943	1,606	-2,106	-0,615	-9,077	-3,800	-2,200
Observações	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591
R <sup>2</sup>	0,0052	0,0044	0,1708	0,1643	0,0216	0,0212	0,0097	0,0097
Número 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

Notas: A tabela acima apresenta as estimativas para os modelos de mínimos quadrados ordinários e de variável instrumental. A variável dependente é a taxa de gastos de internação 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 objetivo de captar o efeito dos medicamentos que entraram em 2010 no programa. Todas as regressões incluem efeitos fixos de tempo e município, ponderação e controle por faixa etária. Erros-padrão robustos a autocorrelação serial intra-municípios entre parênteses. Significância: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

Assim,  $\widehat{M}_{it}$  pode ser obtido para a condição contrafactual de  $FP_{it}=0$ . Tal cenário corresponde ao montante de gasto de saúde que seria despendido caso não houvesse o programa ATFP entre 2006 e 2012 para os 5507 municípios analisados. A diferença entre o gasto observado e o previsto ( $FP_{it}=0$ ) é a economia na taxa de gastos de internação por 100 mil habitantes por município e ano proporcionada pelo programa. A Tabela 18 apresenta os gastos de internação para hipertensão, diabetes e asma observados entre 2000 e 2012, assim como seu contrafactual, já transformados em números absolutos (multiplicados por população do município/100.000) e colapsados por ano. Os resultados sugerem que, caso não houvesse o programa ATFP, o SUS despenderia quase 150 milhões de reais a mais para cobrir as internações pelas doenças selecionadas. Assim, o programa gerou uma diminuição de 7,3% dos gastos com internação em relação ao previsto entre 2006 e 2012. Deve-se destacar, no entanto, que as internações de asma estão agindo no sentido de aumentar os gastos de internação. Os efeitos adversos dos medicamentos betabloqueadores parecem minimizar os benefícios do programa.

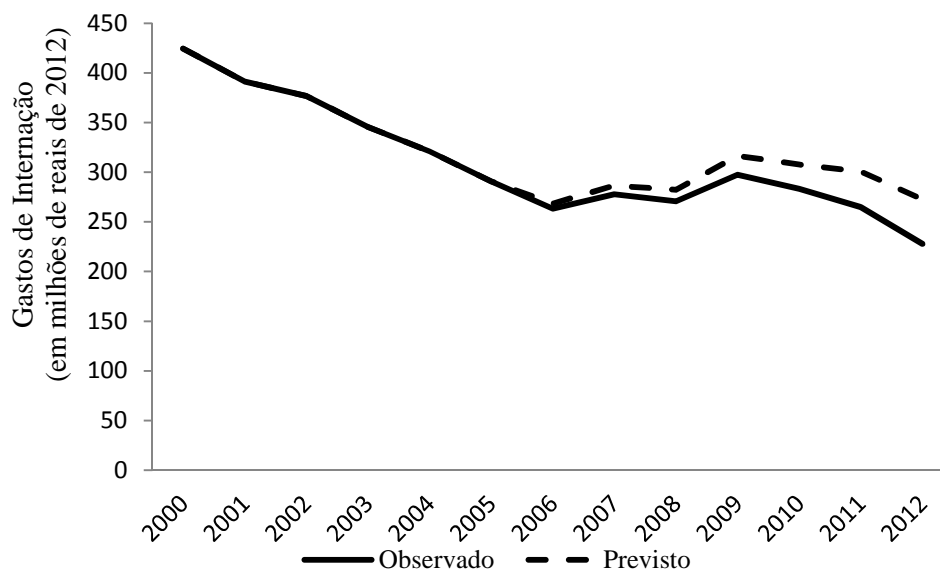
Tabela 18 - Simulações Contrafactuais: Gastos de Internação (em reais de 2012) Observados e Previstos

Ano	Gastos de 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
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%

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

A Figura 7 apresenta os mesmos resultados da Tabela 18, só que na forma de gráfico. Entre 2000 e 2006 há forte queda nos gastos totais em decorrência da diminuição dos gastos de 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 de 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 ATEP, os gastos com esta morbidade voltam a cair. Os benefícios dos medicamentos para asma, provavelmente, suplantam os malefícios dos betabloqueadores neste último período. Ainda como pode ser verificado, o impacto do programa na diminuição dos gastos de internação foi pequeno entre 2006 e 2008, somente a partir de 2009 que há um considerável aumento da diferença entre os gastos observados e 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.

Figura 7- Simulações Contrafactuais: Gastos de Internação (em milhões de reais de 2012) Observados e Previstos



Notas: Gráfico baseado nos resultados da Tabela 18.

Os benefícios do programa, no entanto, não se resumem apenas a 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 mortalidade na equação (4) no lugar de gastos e utilizando os coeficientes obtidos na Tabela 6, coluna (1), temos a estimativa 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, podemos mensurar o número de vidas salvas pelo programa. A Tabela 19 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.

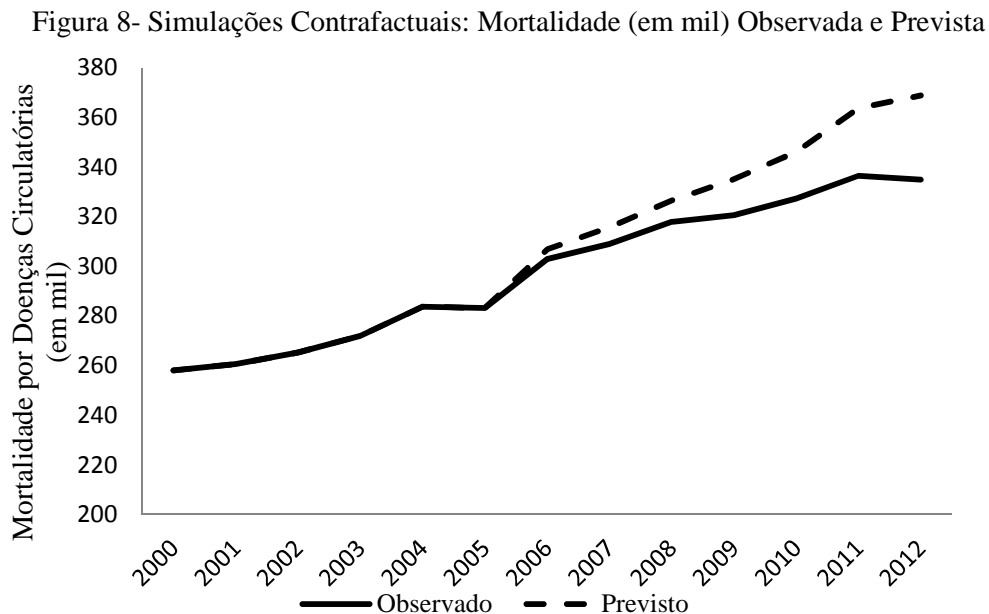
Tabela 19 - Simulações Contrafactuais: Mortalidade Observada e Prevista

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%

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

A Figura 8 abaixo apresenta os mesmos resultados da Tabela 19 em forma de gráfico. A dinâmica do impacto do programa sobre mortalidade é similar ao verificado sobre gastos de internação hospitalar. A partir de 2009, com o aumento de velocidade de 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 ATFP salvou quase 4.000 vidas, em 2012 esse valor 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.



Notas: Gráfico baseado nos resultados da Tabela 19.

Entre 2006 e 2012, o valor presente do custo do programa Aqui tem Farmácia Popular, assumindo uma taxa de desconto de 0% para ser conservador, foi de 3,5 bilhões de reais a preços de 2012. Na mesma medida, verificamos que o programa gerou uma diminuição de 150 milhões de reais também a preços de 2012 nos gastos por internação e salvou mais de 113 mil vidas no período de análise. 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, podemos 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.

Estimativas preliminares para o valor estatística 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 e Aldy, 2003). No entanto, a idade impacta o valor estatístico da vida (Viscusi e 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 e 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 1,79 e 8,7 milhões de dólares (a 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 dos Estados Unidos para o Brasil (Barham, 2011).<sup>16</sup> Utilizando esse método, e trabalhando com uma elasticidade renda do valor da vida de 1,25 (para termos a estimativa mais conservadora), encontramos 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.<sup>17</sup> Usando o menor valor do intervalo, concluímos 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 com a diminuição das internações para a economia, 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, assim as melhorias de saúde analisadas nos sete anos de programa farmácia popular representam apenas o limite inferior dos benefícios do programa.

## 9. Conclusão

A presente dissertação analisou o impacto da política de co-pagamento de medicamentos “Aqui tem Farmácia Popular” sobre 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

<sup>16</sup> O valor estatístico da vida dos Estados Unidos pode ser extrapolado para o Brasil usando a fórmula  $VSL_{BRA} = VSL_{EUA} (PIB \text{ PER } CAPITA_{BRA} / PIB \text{ PER } CAPITA_{EUA})^\epsilon$ , onde  $\epsilon$  corresponde a elasticidade renda do valor estatístico da vida.

<sup>17</sup> Os dados do PIB *per capita* do Brasil e dos EUA no ano de 2000 foram obtidos na base estatística do Banco Mundial: <http://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.PCAP.CD>. Além disso, optou-se por usar uma taxa de câmbio de 2 R\$/US\$ para converter dólares em reais. Os dados foram deflacionados pelo IPCA.

e gastos de internação. Os resultados de 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 de segundo estágio indicam que a inserção do programa impactou na queda das taxas de mortalidade e probabilidade de morte dos internados para doenças agudas que são agravadas na presença de diabetes e hipertensão, como isquemias do coração e doenças cerebrovasculares. Há indícios, portanto, 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 mortes 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 das doenças crônicas focadas pelo programa. Verificou-se, ainda, que a queda das taxas de internação diminuíram os gastos de internação, repercutindo numa diminuição dos custos de operação do sistema de saúde. A análise de custo-benefício sugere, ainda, que o programa é extremamente efetivo, a queda da mortalidade e das internações quando trazidas a valores monetários suplantam, e muito, os custos da política.

As análises sobre as heterogeneidades dos efeitos da política em relação ao sexo e idade nos permitem chegar a algumas conclusões. As diferenças dos efeitos entre os gêneros variam com o indicador de saúde utilizado. Enquanto os homens foram mais impactados na diminuição da mortalidade e porcentagem de óbitos dentre os internados, as mulheres foram em relação a diminuição das internações. O resultado é decorrente da maior incidência de mortalidade pelas doenças analisadas nos homens, e maior internação dentre as mulheres. Por outro lado, há fortes evidências de que o impacto do programa aumenta quanto maior é a idade. No geral, a partir dos 40 anos os estimadores tornam-se significativos e de maior magnitude para um grande conjunto de doenças. Portanto, as evidências aqui trazidas estão de acordo com as evidências internacionais, na qual concluem que as mulheres, apesar de terem maiores taxas de internação, possuem menores taxas de mortalidade por doenças crônicas e que a idade é um importante fator de risco associado às mesmas.

A contribuição da dissertação reside em trazer as primeiras evidências do impacto de uma política de co-pagamento de medicamentos sobre a saúde para um país em desenvolvimento, cujas populações são mais vulneráveis a variações de preços dos fármacos. Os resultados trazem relevantes implicações para as políticas públicas: (i) O preço dos medicamentos é um importante determinante do status de saúde das pessoas, principalmente dos mais idosos; (ii) Políticas de subsídio ou taxação de fármacos têm, portanto, graves consequências sobre a saúde; (iii) Diminuição do custo e melhoria do acesso aos medicamentos podem ser relevantes políticas de saúde.



## Bibliografia

Aldy, J. E., & Viscusi, W. K. (2008). Adjusting the value of a statistical life for age and cohort effects. *The Review of Economics and Statistics*, 90(3), 573-581.

ANVISA. 2015. *AFE – Informações Gerais para Farmácias e Drogarias*. 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](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). Acessado em 08/05/2015.

Atella, V., Peracchi, F., Depalo, D., & Rossetti, C. (2006). Drug compliance, co-payment and health outcomes: evidence from a panel of Italian patients. *Health Economics*, 15(9), 875-892.

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

Brasil. 2004. 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, Brasília-DF, Brasil, 14 abr. 2004.

Brasil. 2006. Portaria nº 491, de 09 de março de 2006. Dispõe sobre a expansão do Programa “Farmácia Popular do Brasil”. Diário Oficial da União, Brasília-DF, Brasil, 10 mar. 2006.

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

Brasil. 2012. Portaria nº. 971, de 15 de maio de 2012. Dispõe sobre o Programa Farmácia Popular do Brasil. Diário Oficial da União, Brasília-DF, Brasil, 17 mai. 2012.

Brasil. 2013. Portaria nº 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.

Brasil. 2014a. *Manual Básico do Programa Farmácia Popular – Rede Própria*. Disponível em [www.saude.gov.br](http://www.saude.gov.br). Acessado em 08/05/2015

Brasil. 2014b. *Manual de Orientações às Farmácias e Drogarias Credenciadas no “Aqui tem Farmácia Popular”*. Disponível em [www.saude.gov.br](http://www.saude.gov.br). Acessado em 08/05/2015

Brasil. 2015. *Sala de Apoio à Gestão Estratégica*. Disponível em <http://189.28.128.178/sage/>. Acessado em 08/05/2015.

Breekveldt-Postma, N. S., Penning-van Beest, F. J., Siiskonen, S. J., Falvey, H., Vincze, G., Klungel, O. H., & Herings, R. M. (2008). The effect of discontinuation of antihypertensives on the risk of acute myocardial infarction and stroke. *Current Medical Research and Opinion*, 24(1), 121.

Bytzer, P., Talley, N. J., Hammer, J., Young, L. J., Jones, M. P., & Horowitz, M. (2002). GI symptoms in diabetes mellitus are associated with both poor glycemic control and diabetic complications. *The American Journal of Gastroenterology*, 97(3), 604-611

Carraro, W. B. (2014). *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.

Cramer, J. A., Benedict, A., Muszbek, N., Keskinaslan, A., & Khan, Z. M. (2008). The significance of compliance and persistence in the treatment of diabetes, hypertension and dyslipidaemia: a review. *International Journal of Clinical Practice*, 62(1), 76-87.

Corbi, R., Menezes-Filho, N., Soares, R. R., & da Costa Werlang, S. R. (2006). *Avaliação Econômica de Ganhos Sociais na Área da Saúde—Estimativas do Valor de uma Vida Estatística para o Brasil*. *Unpublished Manuscript*.

Emmerick, I. C. M., Nascimento, J. M., Pereira, M. A., Luiza, V. L., & Ross-Degnan, D. (2015). 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*, 8(1), 10.

Eye Diseases Prevalence Research Group. (2004). Prevalence of open-angle glaucoma among adults in the United States. *Archives of Ophthalmology*, 122(4), 532.

Gibson, T. B., Ozminkowski, R. J., & Goetzel, R. Z. (2005). The effects of prescription drug cost sharing: a review of the evidence. *American Journal of Managed Care*, 11(11), 730-740.

Godoy, M. R., de Oliveira, A. L. R., & Câmara, M. R. G. (2004). O Controle de Preços na Indústria Farmacêutica no Brasil. In: *IX Encontro Regional em Economia*, Fortaleza. ANPEC Nordeste.

Goldman, D. P., Joyce, G. F., & Zheng, Y. (2007). Prescription drug cost sharing: associations with medication and medical utilization and spending and health. *Jama*, 298(1), 61-69.

Grosset, D., Antonini, A., Canesi, M., Pezzoli, G., Lees, A., Shaw, K., ... & Grosset, K. (2009). Adherence to antiparkinson medication in a multicenter European study. *Movement Disorders*, 24(6), 826-832.

Hemminki, K., Li, X., Sundquist, J., & Sundquist, K. (2010). Risk of cancer following hospitalization for type 2 diabetes. *The Oncologist*, 15(6), 548-555.

Hsu, J., Price, M., Huang, J., Brand, R., Fung, V., Hui, R., ... & Selby, J. V. (2006). Unintended consequences of caps on Medicare drug benefits. *New England Journal of Medicine*, 354(22), 2349-2359.

Inoue, M., Iwasaki, M., Otani, T., Sasazuki, S., Noda, M., & Tsugane, S. (2006). Diabetes mellitus and the risk of cancer: results from a large-scale population-based cohort study in Japan. *Archives of Internal Medicine*, 166(17), 1871-1877

Johnson, R. E., Goodman, M. J., Hornbrook, M. C., & Eldredge, M. B. (1997). The effect of increased prescription drug cost-sharing on medical care utilization and expenses of elderly health maintenance organization members. *Medical Care*, 35(11), 1119-1131.

Kanis, J. A., Johnell, O., Oden, A., Dawson, A., De Laet, C., & Jonsson, B. (2001). Ten year probabilities of osteoporotic fractures according to BMD and diagnostic thresholds. *Osteoporosis International*, 12(12), 989-995.

Kass, M. A., Heuer, D. K., Higginbotham, E. J., Johnson, C. A., Keltner, J. L., Miller, J. P., ... & Gordon, M. O. (2002). The Ocular Hypertension Treatment Study: a randomized trial determines that topical ocular hypotensive medication delays or prevents the onset of primary open-angle glaucoma. *Archives of Ophthalmology*, 120(6), 701-713.

Kiil, A., & Houlberg, K. (2014). 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*, 15(8), 813-828.

Kirkman, M. S., Briscoe, V. J., Clark, N., Florez, H., Haas, L. B., Halter, J., ... & Swift, C. S. (2012). Diabetes in Older Adults: A Consensus Report. *Journal of the American Geriatrics Society*, 60(12), 2342-2356.

Lexchin, J., & Grootendorst, P. (2004). 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*, 34(1), 101-122.

Li, X., Guh, D., Lacaille, D., Esdaile, J., & Anis, A. H. (2007). The impact of cost sharing of prescription drug expenditures on health care utilization by the elderly: own-and cross-price elasticities. *Health Policy*, 82(3), 340-347.

Lundberg, L., Johannesson, M., Isacson, D. G., & Borgquist, L. (1998). Effects of user charges on the use of prescription medicines in different socio-economic groups. *Health Policy*, 44(2), 123-134.

Mahoney, J. J. (2005). Reducing patient drug acquisition costs can lower diabetes health claims. *Am J Manag Care*, 11(5 suppl), S170-S176.

Menezes, T., Campolina, B., Silveira, F. G., Servo, L. M. & Piao, S. F. (2007). 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*. Brasília: IPEA, v.1.p. 313-344.

Milgrom, H., Bender, B., Ackerson, L., Bowrya, P., Smith, B., & Rand, C. (1996). Noncompliance and treatment failure in children with asthma. *Journal of Allergy and Clinical Immunology*, 98(6), 1051-1057.

Morales, D. R., Jackson, C., Lipworth, B. J., Donnan, P. T., & Guthrie, B. (2014). Adverse respiratory effect of acute  $\beta$ -blocker exposure in asthma: a systematic review and meta-analysis of randomized controlled trials. *CHEST Journal*, 145(4), 779-786.

Motta, G. P., Domingues, E. P., Andrade, M. V., Chein, F., & Santiago, F. S. (2013). Uma análise dos impactos econômicos do Programa Farmácia Popular do Brasil. In: *41º Encontro Nacional de Economia*, 2013, Foz do Iguaçu. ANPEC, 2013.

Nishijima, M. (2003). Análise econômica dos medicamentos genéricos no Brasil. Tese. Doutorado em Economia. Universidade de São Paulo.

Parris, E. S., Lawrence, D. B., Mohn, L. A., & Long, L. B. (2005). Adherence to statin therapy and LDL cholesterol goal attainment by patients with diabetes and dyslipidemia. *Diabetes Care*, 28(3), 595-599.

Passalacqua, G., Baiardini, I., Senna, G., & Canonica, G. W. (2013). Adherence to pharmacological treatment and specific immunotherapy in allergic rhinitis. *Clinical & Experimental Allergy*, 43(1), 22-28.

Pemu, P. I., & Ofili, E. (2008). Hypertension in women: part I. *Journal of clinical Hypertension*, 10(5), 406.

Perreault, S., Ellia, L., Dragomir, A., Côté, R., Blais, L., Bérard, A., & Lalonde, L. (2009). Effect of statin adherence on cerebrovascular disease in primary prevention. *The American Journal of Medicine*, 122(7), 647-655.

Pilote, L., Beck, C., Richard, H., & Eisenberg, M. J. (2002). The effects of cost-sharing on essential drug prescriptions, utilization of medical care and outcomes after acute myocardial infarction in elderly patients. *Canadian Medical Association Journal*, 167(3), 246-252.

Pilote, L., Dasgupta, K., Guru, V., Humphries, K. H., McGrath, J., Norris, C., ... & Tagalakis, V. (2007). A comprehensive view of sex-specific issues related to cardiovascular disease. *Canadian Medical Association Journal*, 176(6), S1-S44.

Pladevall, M., Williams, L. K., Potts, L. A., Divine, G., Xi, H., & Lafata, J. E. (2004). Clinical outcomes and adherence to medications measured by claims data in patients with diabetes. *Diabetes Care*, 27(12), 2800-2805.

Prospective Studies Collaboration. (2002). Age-specific relevance of usual blood pressure to vascular mortality: a meta-analysis of individual data for one million adults in 61 prospective studies. *The Lancet*, 360(9349), 1903-1913.

Puig-Junoy, J., Garcia-Gomez, P., & Casado, D. (2011). Free medicines thanks to retirement: moral hazard and hospitalization offsets in an NHS. *Tintenberg Institute Discussion Paper*, 108/3.

RAIS. 2015. *Relação Anual de Informações Sociais*. Disponível em <http://bi.mte.gov.br/bgcaged/inicial.php>. Acessado em 08/05/2015.

Reginster, J. Y., & Rabenda, V. (2006). Adherence to anti-osteoporotic treatment: does it really matter?. *Future Rheumatology*, 1(1).

Santos-Pinto, C. D. B.; Miranda, E. S.; Emmerick, I. C. M.; Costa, N. R.; Osorio-de-Castro, C. G. S. (2010). Preços e disponibilidade de medicamentos no Programa Farmácia Popular do Brasil. *Revista de Saúde Pública*, 44(4), 611-619.

Santos-Pinto, C. D.; Costa, N. R.; Osorio-de-Castro, C. G. (2011). Quem acessa o Programa Farmácia Popular do Brasil? Aspectos do fornecimento público de medicamentos; *Revista Ciênc. saúde coletiva*, 16(6), 2963-2973.

Silva, R. M. (2014). 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.

Sokol, M. C., McGuigan, K. A., Verbrugge, R. R., & Epstein, R. S. (2005). Impact of medication adherence on hospitalization risk and healthcare cost. *Medical Care*, 43(6), 521-530.

Soumerai, S. B., Ross-Degnan, D., Avorn, J., McLaughlin, T. J., & Choodnovskiy, I. (1991). Effects of Medicaid drug-payment limits on admission to hospitals and nursing homes. *New England Journal of Medicine*, 325(15), 1072-1077.

Soumerai, S. B., McLaughlin, T. J., Ross-Degnan, D., Casteris, C. S., & Bollini, P. (1994). Effects of limiting Medicaid drug-reimbursement benefits on the use of psychotropic agents and acute mental health services by patients with schizophrenia. *New England Journal of Medicine*, 331(10), 650-655.

Stattin, P., Björ, O., Ferrari, P., Lukanova, A., Lenner, P., Lindahl, B., ... & Kaaks, R. (2007). Prospective study of hyperglycemia and cancer risk. *Diabetes Care*, 30(3), 561-567

Tamblyn, R., Laprise, R., Hanley, J. A., Abrahamowicz, M., Scott, S., Mayo, N., ... & Mallet, L. (2001). Adverse events associated with prescription drug cost-sharing among poor and elderly persons. *Jama*, 285(4), 421-429.

Van Den Eeden, S. K., Tanner, C. M., Bernstein, A. L., Fross, R. D., Leimpeter, A., Bloch, D. A., & Nelson, L. M. (2003). Incidence of Parkinson's disease: variation by age, gender, and race/ethnicity. *American Journal of Epidemiology*, 157(11), 1015-1022.

Vasan, R. S., Larson, M. G., Leip, E. P., Kannel, W. B., & Levy, D. (2001). Assessment of frequency of progression to hypertension in non-hypertensive participants in the Framingham Heart Study: a cohort study. *The Lancet*, 358(9294), 1682-1686.

Viscusi, W. K., & Aldy, J. E. (2003). The value of a statistical life: a critical review of market estimates throughout the world. *Journal of Risk and Uncertainty*, 27(1), 5-76.

Wang, P. S., Patrick, A. R., Dormuth, C., Maclure, M., Avorn, J., Canning, C. F., & Schneeweiss, S. (2010). Impact of drug cost sharing on service use and adverse clinical outcomes in elderly receiving antidepressants. *The Journal of Mental Health Policy and Economics*, 13(1), 37.

Wild, S., Roglic, G., Green, A., Sicree, R., & King, H. (2004). Global prevalence of diabetes estimates for the year 2000 and projections for 2030. *Diabetes Care*, 27(5), 1047-1053.

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



## Apêndice A

Tabela A.1 - Estatísticas Descritivas: Gasto de Internação (em mil reais de 2012)  
por 100 Mil Habitantes entre 2000 e 2012, base município-ano

	Observações (Municíp.*Anos)	Média	Desvio- Padrão	Mín.	Máx.
Gasto Médio Total	71.591	6.135,99	3.482,62	0	369.284,40
Por Grandes Grupos:					
Infeciosas	71.591	426,04	403,30	0	29.509,85
Neoplasmas	71.591	412,47	372,68	0	24.911,41
Endócrinas	71.591	104,14	116,84	0	6.833,05
Nervoso	71.591	146,00	1.131,31	0	116.979,70
Circulatórias	71.591	1.181,65	1.035,63	0	85.695,63
Respiratórias	71.591	899,40	721,44	0	47.124,29
Digestivas	71.591	433,35	337,02	0	37.554,24
Gravidez	71.591	1.113,42	679,83	0	59.674,89
Causas Externas	71.591	479,73	399,63	0	51.356,88
Outras	71.591	939,74	913,19	0	72.690,85
Por Doenças Tratadas:					
Diabetes	71.591	50,10	69,92	0	3.804,40
Hipertensão	71.591	37,74	59,11	0	2.450,51
Asma	71.591	126,22	193,49	0	3.549,69
Dislipidemia	71.591	0,07	3,73	0	898,78
Doença de Parkinson	71.591	2,97	40,33	0	3.659,22
Glaucoma	71.591	0,66	3,09	0	101,97
Osteoporose	71.591	0,13	2,19	0	202,76
Rinite	71.591	0,05	0,93	0	97,42

Fonte: DATASUS. Elaboração própria.

Tabela A. 2 - Estatísticas Descritivas: Proporção de Internações que Terminaram em Óbito (em %) entre 2000 e 2012, base município-ano

	Observações (Municíp.*Anos)	Média	Desvio- Padrão	Mín.	Máx.
Proporção Total	71.585	2,65	1,57	0	40,00
Por Grandes Grupos:					
Infeciosas	71.395	5,24	8,15	0	100,00
Neoplasmas	71.001	5,62	7,02	0	100,00
Endócrinas	69.632	5,05	8,89	0	100,00
Nervoso	67.078	5,92	12,07	0	100,00
Circulatórias	71.495	6,65	5,60	0	100,00
Respiratórias	71.531	4,25	5,09	0	100,00
Digestivas	71.531	2,61	3,17	0	100,00
Gravidez	71.562	0,55	1,12	0	50,00
Causas Externas	71.451	2,14	3,26	0	100,00
Outras	71.570	1,35	1,75	0	100,00
Por Doenças Tratadas:					
Diabetes	64.554	4,60	11,53	0	100,00
Hipertensão	64.832	1,54	6,67	0	100,00
Asma	65.020	0,58	4,34	0	100,00
Dislipidemia	1.494	3,63	17,44	0	100,00

Fonte: DATASUS. Elaboração própria.

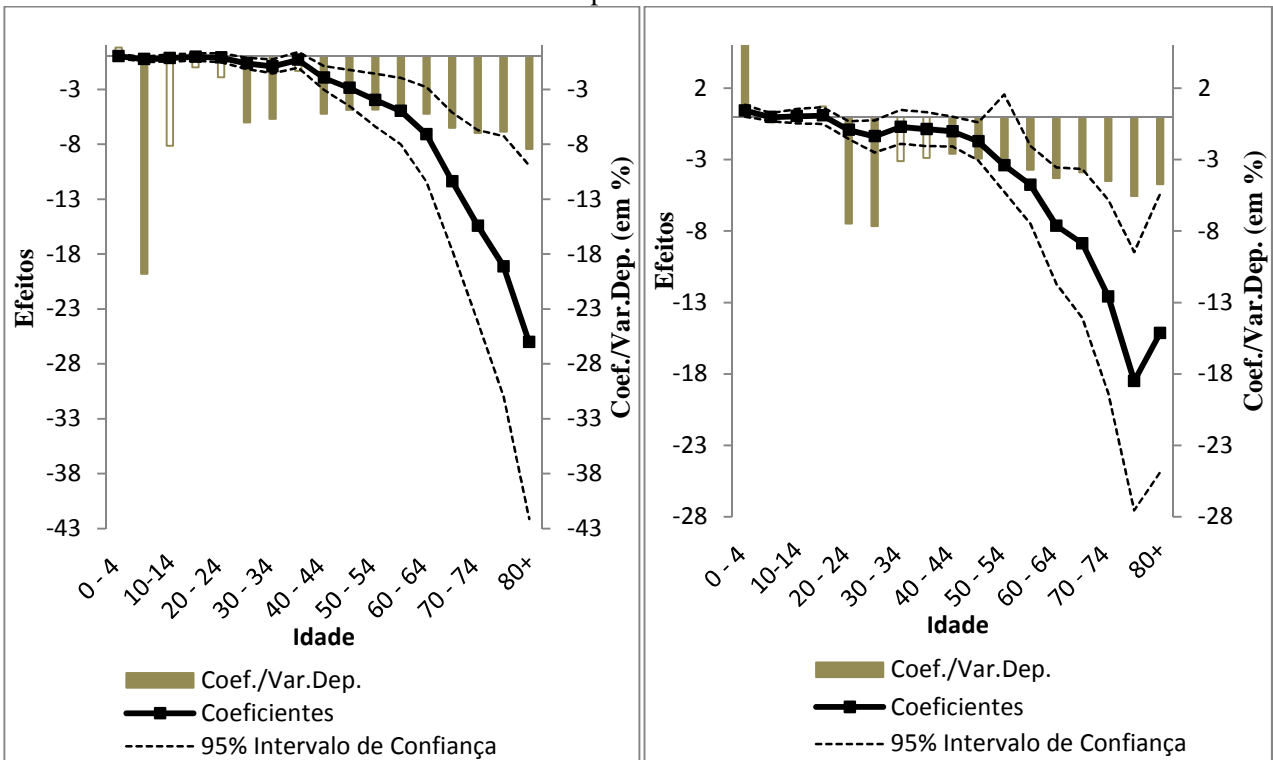


Tabela B.1 - Impacto do Programa ATFP sobre as Taxas de Gastos de Internação das Doenças Tratadas por Sexo (cont.)

	Variável Dependente: Gasto de Internação (em mil reais de 2012) por 100 mil Habitantes e por Sexo									
	Dislipidemia		Parkinson		Glaucoma		Osteoporose		Rinite	
	Masculino	Feminino	Masculino	Feminino	Masculino	Feminino	Masculino	Feminino	Masculino	Feminino
Farmácia Popular	-0,0009 (0,0017)	-0,0085 (0,0082)	-0,0360 (0,0386)	-0,1171 (0,1117)	0,0106 (0,0047)**	-0,0139 (0,0154)	-0,0008 (0,0030)	-0,0118 (0,0091)	-0,0019 (0,0007)***	-0,0011 (0,0019)
Média Var. Dep.	0,07	0,07	2,97	2,97	0,66	0,66	0,13	0,13	0,05	0,05
Coef/Média (em %)	-1,286	-12,143	-1,212	-3,943	1,606	-2,106	-0,615	-9,077	-3,800	-2,200
Observações	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591	71.591
R <sup>2</sup>	0,0034	0,0031	0,0052	0,0044	0,1708	0,1643	0,0216	0,0212	0,0097	0,0097
Número de Municípios	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
EF de Tempo e Município	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Peso	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Faixa Etária	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Notas: A tabela acima apresenta as estimativas para o segundo estágio do modelo de variáveis instrumentais. A variável dependente é a taxa de gastos de internação por 100 mil habitantes por doença e sexo. 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 objetivo de captar o efeito dos medicamentos que entraram em 2010 no programa. Todas as regressões incluem efeitos fixos de tempo e município, ponderação e controle por faixa etária. Erros-padrão robustos a autocorrelação serial intra-municípios entre parênteses. Significância: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

Figura B. 1- Impacto do ATFP sobre Gastos de Internação por Hipertensão (esquerda) e Diabetes (direita) por Idade



Notas: Os efeitos são oriundos das estimativas para o segundo estágio do modelo de variáveis instrumentais. A variável dependente é a taxa de gastos de internação por doença e idade para cada 100 mil habitantes de determinada faixa etária. A variável de interesse é a taxa de farmácias populares por 100 mil habitantes. Todas as regressões incluem efeitos fixos de tempo e município, ponderação e controle por faixa etária. As barras preenchidas de marrom referem-se aos coeficientes significativos.