

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE ADMINISTRAÇÃO, CONTABILIDADE E ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA DO DESENVOLVIMENTO

ANDERSON MOREIRA ARISTIDES DOS SANTOS

TRÊS ENSAIOS EM ECONOMIA DA SAÚDE

Porto Alegre
2016

ANDERSON MOREIRA ARISTIDES DOS SANTOS

TRÊS ENSAIOS EM ECONOMIA DA SAÚDE

Tese apresentada como requisito para a obtenção do grau de Doutor pelo Programa de Pós-Graduação em Economia do Desenvolvimento da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul.

Orientador: Prof. Dr. Paulo de Andrade Jacinto

Porto Alegre
2016

Catálogo na Publicação

S237t Santos, Anderson Moreira Aristides dos

Três ensaios em economia da saúde / Anderson Moreira Aristides dos Santos. – Porto Alegre, 2016.
134 p.

Tese (Doutor) – Programa de Pós-Graduação em Economia do Desenvolvimento da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul.

Orientador: Prof. Dr. Paulo de Andrade Jacinto

1. Economia da Saúde. 2. Saúde da Criança.
3. Programa Saúde da Família. 4. Desigualdade Econômica. 5. Economia. I. Jacinto, Paulo de Andrade.
II. Título.

CDD 330.981

Bibliotecária Responsável: Salete Maria Sartori, CRB 10/1363

Anderson Moreira Aristides dos Santos

“Três Ensaios em Economia da Saúde”

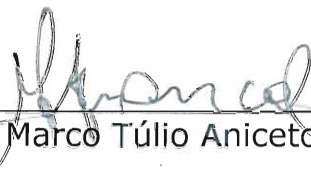
Tese apresentada como requisito parcial para a obtenção do grau de Doutor em Administração, pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Administração, Contabilidade e Economia da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul.

Aprovado em 11 de abril de 2016, pela Banca Examinadora.

BANCA EXAMINADORA:



Prof. Dr. Paulo de Andrade Jacinto
Orientador e Presidente da sessão



Prof. Dr. Marco Túlio Aniceto França



Prof^a. Dr^a. Andréa Homsí Dâmaso



Prof. Dr. César Augusto Oviedo Tejada

Dedico este trabalho a minha família: meus pais Manoel (em memória) e Alaíde, meu irmão Emerson e minha esposa Aderlânia.

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente e acima de tudo a Deus.

Tenho gratidão imensa aos meus pais, Manoel Aristides dos Santos (*In Memoriam*) e Alaíde Moreira dos Santos, que além de me agradecerem com seus ensinamentos, amor e carinho, sempre acreditaram e investiram em minha educação.

Ao meu irmão Emerson Aristides dos Santos por ser um verdadeiro irmão.

Tenho uma gratidão imensurável a minha querida esposa, Aderlânia Moreira Santos Aristides, pelo companheirismo, apoio e paciência necessários na caminhada da vida e deste curso.

Aos colegas e amigos da pós-graduação pelas contribuições acadêmicas e por tornar esse curso mais prazeroso: Pedro, Rodrigo, Lívia, Andréa, Andreia, Blanca, Paulo Henrique, Ana Carolina e a todos os colegas.

Também agradeço a todos os professores do Programa de Pós-Graduação em Economia do Desenvolvimento da PUC/RS, pelos seus ensinamentos, inclusive havendo importantes parcerias em artigos, em especial ao meu orientador Paulo de Andrade Jacinto e seus ensinamentos ao longo de minha vida acadêmica. Aos professores César Tejada (que também contribuiu durante minha formação acadêmica), Marco Túlio e Andréa Damaso pelas importantes sugestões como membros da banca examinadora. Às importantes contribuições do professor Julian Perelman. Ao Programa de Pós-Graduação em Epidemiologia da Universidade Federal de Pelotas por ceder os dados para o primeiro ensaio.

Agradeço também ao apoio financeiro concedido pela Universidade através do fomento da CAPES.

A todos que contribuíram de alguma forma.

RESUMO

Esta tese apresenta três ensaios independentes em Economia da Saúde. No primeiro, o objetivo é analisar as desigualdades e iniquidades relacionadas à renda dos cuidados em saúde das crianças na cidade de Pelotas, utilizando dados longitudinais dos acompanhamentos de 12 até 72 meses. A metodologia foi baseada em índices de concentração (IC) e suas decomposições. Os principais resultados mostraram que há desigualdades e iniquidades pró-rico para todos os casos analisados. As variáveis que mais contribuem para a desigualdade pró-rico do plano de saúde e dos gastos com plano de saúde são renda, índice de posse e educação das mães. Além dessas três variáveis, plano de saúde (pró-rico) e variáveis de saúde da criança (pró-pobre) têm forte contribuição no IC do uso de medicamentos e dos gastos com medicamentos. Observou-se ainda que, houve reduções na desigualdade e iniquidade no acompanhamento de 72 meses. Essa redução ocorreu com um maior ganho ou menor decréscimo para os mais pobres na variável de cuidados em saúde. O segundo ensaio analisa o impacto do Programa Saúde da Família (PSF) sobre a saúde das crianças (menores de 12 anos) da área rural do Brasil com base nos dados da PNAD (2008). Para tanto, foram utilizados os métodos *Propensity Score Matching* e Mínimos Quadrados Ordinários, aplicando análises de sensibilidade de Ichino *et al.* (2008) e Oster (2015). Os resultados indicaram que o PSF possui um impacto estatisticamente significativo e de magnitude elevada sobre a saúde das crianças da área rural do Brasil. Contudo, ele está concentrado nas regiões Norte e Nordeste, sendo não significativo no Centro-Sul do país. Na região Norte esse impacto independe da idade, enquanto na região Nordeste, ele é significativo para as menores faixas de idade. A análise de sensibilidade proposta por Ichino *et al.* (2008) indicou que os resultados são robustos para o Norte em todas as faixas, enquanto para região Nordeste a robustez ocorreu para as crianças entre 0 e 3 anos de idade. Na abordagem de Oster (2015), apenas os resultados da região Norte e das menores faixas de idade foram robustos. Por esses resultados, há confirmação da hipótese de que as crianças das regiões mais pobres da área rural são beneficiadas por esse tipo de política de cuidados em saúde. Por fim, o terceiro ensaio analisa a relação entre a demanda por importações de produtos farmoquímicos e farmacêuticos e variáveis econômicas (taxa de câmbio, preço das importações e renda agregada), no Brasil, fazendo uso de dados mensais do período 1997-2014. A regressões foram estimadas via Vetor de Correção

de Erros (VEC). Os principais resultados mostraram que aumentos na renda agregada e reduções nos preços das importações têm impacto positivo e significativo, respectivamente de forma elástica e inelástica, sobre as importações. A taxa de câmbio foi significativa apenas no modelo mais agregado. Então, a renda agregada se mostrou uma variável bastante robusta e com forte impacto sobre as importações dos produtos farmoquímicos e farmacêuticos. Considerando os argumentos explicitados na literatura de que o déficit no comércio internacional dessa indústria se relaciona com déficit em conhecimento e tecnologia, somando aos resultados encontrados nesta tese, há indícios de que conforme o nível de atividade econômica cresce, ocorre uma maior demanda por esse tipo de produto, e, não havendo produção nacional suficiente, há a necessidade de importações, o que pode gerar pressões no déficit comercial desse segmento.

Palavras-Chaves: cuidados em saúde da criança; desigualdade; iniquidade; dados longitudinais; saúde da criança; Brasil rural; Programa Saúde da Família; importações; farmoquímicos e farmacêuticos; elasticidades.

ABSTRACT

This doctoral dissertation presents three independent essays. At first, this paper analyzes the income-related inequalities and inequities in children's health care, in the city of Pelotas, using longitudinal data from follows-up of 12 to 72 months. The methodology was based on concentration indexes (CI) and their decompositions. The main results showed that there are pro-rich inequalities and inequities for all analyzed cases. The variables, which mostly contributed to the pro-rich inequity of health insurance and health insurance expenses, are income, asset index and mother's education. In addition to these three variables, private health insurance (pro-rich) and child's health variables (pro-poor) have a strong contribution in the CI of medicine use and expenses on medicines. There were reductions in inequality and inequity in the follow-up of 72 months. This reduction occurred with a higher gain or smaller decrease for the poor in health care variable. The second study analyzes the impact of Family Health Program (PSF) on the children's health (under 12 years old) in Brazil's rural area, using data from the PNAD (2008) and the PSM and OLS methods, applying sensitivity analysis proposed by Ichino et al. (2008) and Oster (2015). The results indicate that the PSF has statistically significant and high magnitude impact on the children's health in Brazil's rural area. However, it is concentrated in the North and Northeast regions, and, it is not significant in the Mid-South region. For the North region, this impact is independent of age, while in the Northeast is significant for younger age groups. The sensitivity analysis proposed by Ichino et al. (2008) reported robust results for the North region in all age groups, while in the Northeast region the robustness only occurred for children between 0 and 3 years old. Based on Oster's (2015) approach, only the results of the North region in the smaller age groups were robust. Thus, there is confirmation of the hypothesis that this type of health care policy benefits the individuals of the poorest regions in the rural area. The aim of the third essay was to analyze the relationship between demand for imports of pharmaceutical chemicals and pharmaceutical and economic variables (exchange rate, import prices and aggregate income), using elasticities of the demand for imports, considering monthly data for the period 1997-2014 in Brazil. The regressions are estimated by Vector Error Correction model. The main results showed that increases in aggregate income and reductions in import prices have a positive and significant impact, respectively elastic and inelastic way, on imports. The exchange rate was significant

only in the aggregate model. Thus, the aggregate income showed a very robust variable and with a strong impact on imports of pharmaceutical chemicals and pharmaceuticals. Considering the argumentation explained in the literature that the deficit in international trade of this industry has relationship with deficits in knowledge and technology, adding to the results found in this dissertation, there is evidence that, when the level of economic activity grows, a greater demand takes place for that type of product and there is no enough domestic production, there is the need for importations, which can generate pressures on the trade deficit in this segment.

Key-Words: child's health care; inequality; inequity; longitudinal data; child's health; rural Brazil; Health Family Program; imports, pharmaceutical chemicals and pharmaceutical; elasticities.

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 2.1- Proporção de crianças (%) com plano de saúde e que usaram medicamentos, por acompanhamento e quintis da renda inicial	28
Gráfico 2.2- Média dos gastos com saúde da criança (R\$ de 2011), por acompanhamento e por quintis da renda inicial	29
Gráfico 2.3- Contribuição (%) das variáveis para o IC, por desfecho e acompanhamento.....	31
Gráfico A1- Distribuição (%) da idade das crianças para os acompanhamentos 12 e 24 meses.....	43
Gráfico A2- Distribuição (%) da idade das crianças para os acompanhamentos 48 e 72 meses.....	44
Gráfico A3- Contribuição (%) das variáveis para o IC de consultas e dificuldades para consultas	56
Gráfico B1– Área de suporte comum, Brasil e região Norte, por faixas de idade.....	110
Gráfico B2– Área de suporte comum, Nordeste e Centro-Sul, por faixas de idade.....	111
Gráfico C1- Evolução do logaritmo natural do índice do volume das importações de farmoquímicos e farmacêuticos, 1997-2014.....	127
Gráfico C2- Evolução do logaritmo natural do índice do PIB real, 1997-2014	127
Gráfico C3- Evolução do logaritmo natural do índice do preço das importações de farmoquímicos e farmacêuticos, 1997-2014	128
Gráfico C4- Evolução do logaritmo natural do índice da taxa efetiva real de câmbio, 1997-2014	128
Gráfico C5- Evolução do logaritmo natural do índice do volume das importações de farmacêuticos, 1997-2014	129
Gráfico C6- Evolução do logaritmo natural do índice do volume das importações de medicamentos, 1997-2014	129
Gráfico C7- Evolução do logaritmo natural do índice do volume das importações de hemoderivados, 1997-2014	130
Gráfico C8- Evolução do logaritmo natural do índice do volume das importações de farmoquímicos, 1997-2014.....	130
Gráfico C9- Teste de estabilidade do VEC.....	132

LISTA DE QUADROS E TABELAS

Quadro 2.1- Descrição das variáveis	25
Tabela 2.1- Evolução do IC e do IH por acompanhamento e desfecho.....	30
Tabela 2.2- Decomposição da variação do IC e do IH em índices de mobilidade, plano de saúde e uso de medicamentos.....	32
Tabela 2.3- Decomposição da variação do IC e do IH em índices de mobilidade, gastos com saúde das crianças.....	33
Tabela A1- Escolha dos modelos de gastos.....	45
Tabela A2- Média das variáveis explicativas por acompanhamento e quintil da renda inicial	46
Tabela A3- Efeito Marginal (EM), elasticidade (η) e contribuição das variáveis para o IC do plano de saúde, acompanhamentos 12 e 24 meses	47
Tabela A4- Efeito Marginal (EM), elasticidade (η) e contribuição das variáveis para o IC do plano de saúde, acompanhamentos 48 e 72 meses	48
Tabela A5- Efeito Marginal (EM), elasticidade (η) e contribuição das variáveis para o IC do uso de medicamentos, acompanhamentos 12 e 24 meses	49
Tabela A6- Efeito Marginal (EM), elasticidade (η) e contribuição das variáveis para o IC do uso de medicamentos, acompanhamentos 48 e 72 meses	50
Tabela A7- Efeito Marginal (EM), elasticidade (η) e contribuição das variáveis para o IC dos gastos com plano de saúde, acompanhamentos 12 e 24 meses	51
Tabela A8- Efeito Marginal (EM), elasticidade (η) e contribuição das variáveis para o IC dos gastos com plano de saúde, acompanhamentos 48 e 72 meses	52
Tabela A9- Efeito Marginal (EM), elasticidade (η) e contribuição das variáveis para o IC dos gastos com medicamentos, acompanhamento 12 e 48 meses	53
Tabela A10- Efeito Marginal (EM), elasticidade (η) e contribuição das variáveis para o IC dos gastos totais com saúde, acompanhamento 12 e 48 meses	54
Tabela A11- Efeito Marginal (EM), elasticidade (η) e contribuição das variáveis para o IC de consultas e dificuldades para consultas.....	55
Tabela A12- Efeito Marginal (EM), elasticidade (η) e contribuição das variáveis para o IC dos gastos com plano de saúde, acompanhamentos 12 e 24 meses, modelo em duas partes.....	57
Tabela A13- Efeito Marginal (EM), elasticidade (η) e contribuição das variáveis para o IC dos gastos com plano de saúde, acompanhamentos 48 e 72 meses, modelo em duas partes.....	58
Tabela A14- Efeito Marginal (EM), elasticidade (η) e contribuição das variáveis para o IC dos gastos com medicamentos, acompanhamentos 12 e 48 meses, modelo em duas partes.....	59

Tabela A15- Efeito Marginal (EM), elasticidade (η) e contribuição das variáveis para o IC dos gastos totais com saúde, acompanhamentos 12 e 48 meses, modelo em duas partes	60
Tabela A16- Efeito Marginal (EM), elasticidade (η) e contribuição das variáveis para o IC do plano de saúde, acompanhamentos 12 e 24 meses, painel desbalanceado ...	61
Tabela A17- Efeito Marginal (EM), elasticidade (η) e contribuição das variáveis para o IC do plano de saúde, acompanhamentos 48 e 72 meses, painel desbalanceado ...	62
Tabela A18- Efeito Marginal (EM), elasticidade (η) e contribuição das variáveis para o IC do uso de medicamentos, acompanhamentos 12 e 24 meses, painel desbalanceado	63
Tabela A19- Efeito Marginal (EM), elasticidade (η) e contribuição das variáveis para o IC do uso de medicamentos, acompanhamentos 48 e 72 meses, painel desbalanceado	64
Tabela A20- Efeito Marginal (EM), elasticidade (η) e contribuição das variáveis para o IC dos gastos com plano de saúde, acompanhamentos 12 e 24 meses, painel desbalanceado	65
Tabela A21- Efeito Marginal (EM), elasticidade (η) e contribuição das variáveis para o IC dos gastos com plano de saúde, acompanhamentos 48 e 72 meses, painel desbalanceado	66
Tabela A22- Efeito Marginal (EM), elasticidade (η) e contribuição das variáveis para o IC dos gastos com medicamentos, acompanhamentos 12 e 48 meses, painel desbalanceado	67
Tabela A23- Efeito Marginal (EM), elasticidade (η) e contribuição das variáveis para o IC dos gastos totais com saúde, acompanhamentos 12 e 48 meses, painel desbalanceado	68
Tabela A24- Decomposição da variação do IC e IH em índices de mobilidades, plano de saúde e uso de medicamentos, painel desbalanceado	69
Tabela A25- Decomposição da variação do IC e IH em índices de mobilidades, gastos com plano de saúde, gastos com medicamentos e gastos totais com saúde, painel desbalanceado	69
Tabela A26- Decomposição da variação do IC em índices de mobilidades, plano de saúde e uso de medicamentos, usando índice de posse	70
Tabela A27- Decomposição da variação do IC e IH em índices de mobilidades, gastos com plano de saúde, gastos com medicamentos e gastos totais com saúde, usando índice de posse	70
Quadro 3.1- Descrição das variáveis independentes.....	78
Tabela 3.1- Média das variáveis para os tratados e não tratados, Brasil e regiões, crianças de 0 a 11 anos de idade.....	82
Tabela 3.2- Modelo logit de probabilidade de participação no PSF para o Brasil e regiões por faixas de idade	83

Tabela 3.3- Balanceamento antes e depois do pareamento para o Brasil e regiões por faixas de idade	84
Tabela 3.4- Efeito do PSF sobre a saúde das crianças, reportada pelos pais, área rural do Brasil, por faixas de idade	85
Tabela 3.5- Efeito do PSF sobre a saúde das crianças, reportada pelos pais, da área rural das regiões Norte e Nordeste, por faixas de idade	86
Tabela 3.6- Efeito do PSF sobre a saúde das crianças, reportada pelos pais, da área rural do Centro-Sul, por faixas de idade.....	87
Tabela 3.7- Efeito do PSF sobre indicadores de saúde das crianças, diarreia ou vômito e acamados, da área rural da região Norte, por faixas de idade.....	88
Tabela 3.8- Efeito do PSF sobre indicadores de saúde das crianças, diarreia ou vômito e acamados, da área rural da região Norte, crianças de 0 a 1 ano.....	89
Tabela 3.9- Análise de sensibilidade de Ichino <i>et al.</i> (2008), saúde reportada, região Norte	91
Tabela 3.10- Análise de sensibilidade de Ichino <i>et al.</i> (2008), saúde reportada, região Nordeste.....	92
Tabela 3.11- Efeito do PSF sobre a saúde das crianças, reportada pelos pais, da área rural da região Norte, com a inclusão de efeitos fixos municipais e saúde dos pais .	93
Tabela 3.12- Abordagem de Oster (2015) com base nos modelos da tabela 3.11 ...	93
Tabela 3.13- Abordagem de Oster (2015) com base nos modelos da tabela 3.8 (OLS)	94
Tabela B1- Balanceamento (todas as variáveis) antes e depois do pareamento para o Brasil, crianças de 0 a 3 anos.....	98
Tabela B2- Balanceamento (todas as variáveis) antes e depois do pareamento para o Brasil, crianças de 0 a 5 anos	99
Tabela B3- Balanceamento (todas as variáveis) antes e depois do pareamento para o Brasil, crianças de 6 a 11 anos	100
Tabela B4- Balanceamento (todas as variáveis) antes e depois do pareamento para a região Norte, crianças de 0 a 3 anos.....	101
Tabela B5- Balanceamento (todas as variáveis) antes e depois do pareamento para a região Norte, crianças de 0 a 5 anos.....	102
Tabela B6- Balanceamento (todas as variáveis) antes e depois do pareamento para a região Norte, crianças de 6 a 11 anos.....	103
Tabela B7- Balanceamento (todas as variáveis) antes e depois do pareamento para a região Nordeste, crianças de 0 a 3 anos.....	104
Tabela B8- Balanceamento (todas as variáveis) antes e depois do pareamento para a região Nordeste, crianças de 0 a 5 anos.....	105
Tabela B9- Balanceamento (todas as variáveis) antes e depois do pareamento para a região Nordeste, crianças de 6 a 11 anos.....	106

Tabela B10- Balanceamento (todas as variáveis) antes e depois do pareamento para o Centro-Sul, crianças de 0 a 3 anos	107
Tabela B11- Balanceamento (todas as variáveis) antes e depois do pareamento para o Centro-Sul, crianças de 0 a 5 anos	108
Tabela B12- Balanceamento (todas as variáveis) antes e depois do pareamento para o Centro-Sul, crianças de 6 a 11 anos	109
Tabela B13- Balanceamento, teste proposto por Imai e Ratkovic (2014)	112
Tabela 4.1- Evolução das importações, exportações e saldo comercial dos farmoquímicos e farmacêuticos, 1997-2014.....	118
Tabela 4.2- Evolução dos índices dos volumes das importações por segmento, 1997-2014	119
Tabela 4.3- Testes de cointegração por segmento das importações	119
Tabela 4.4- Estimativas das elasticidades por segmento das importações	120
Tabela C1- Testes de raiz unitária nos níves e nas primeiras diferenças (PD) das variáveis.....	131
Tabela C2- Testes de Normalidade, heterocedasticidade e autocorrelação por segmento das importações	133
Tabela C3- Estimativas das elasticidades por segmento das importações, modelos com defasagens arbitrárias	133
Tabela C4- Valor-p dos testes de Normalidade, heterocedasticidade e autocorrelação por segmento das importações, modelos com defasagens arbitrárias.....	134

SUMÁRIO

1 APRESENTAÇÃO	16
2 ENSAIO 1- DESIGUALDADES E INIQUIDADES RELACIONADAS À RENDA DOS CUIDADOS EM SAÚDE DAS CRIANÇAS: UMA ANÁLISE LONGITUDINAL ATRAVÉS DOS DADOS DA COORTE DE NASCIMENTOS DO ANO DE 2004 DE PELOTAS/RS	18
2.1 INTRODUÇÃO.....	18
2.2 MÉTODOS.....	20
2.2.1 Base de dados.....	20
2.2.2 Mensuração da desigualdade e da iniquidade	20
2.2.3 Descrição das variáveis	24
2.3 ANÁLISE DOS RESULTADOS	27
2.3.1 Estatísticas descritivas e evolução da desigualdade e da iniquidade	27
2.3.2 Decomposição da desigualdade	30
2.3.3 Decomposição das variações da desigualdade e da iniquidade em índices de mobilidade	32
2.3.4 Robustez dos resultados	34
2.4 DISCUSSÕES E CONCLUSÕES.....	35
2.4.1 Principais aspectos encontrados.....	35
2.4.2 Interpretação	35
2.4.3 Conclusões e limitações	37
REFERÊNCIAS.....	39
APÊNDICE A	43
3 ENSAIO 2: O IMPACTO DO PROGRAMA SAÚDE DA FAMÍLIA SOBRE A SAÚDE DAS CRIANÇAS DA ÁREA RURAL DO BRASIL	71
3.1 INTRODUÇÃO.....	71
3.2 DADOS E ESTRATÉGIA EMPÍRICA.....	74
3.3 ANÁLISE DOS RESULTADOS.....	81
3.3.1 Análise Descritiva, participação no PSF e ajustes dos modelos	81
3.3.2 Análise do impacto do PSF.....	84
3.3.2 Análise de robustez dos resultados.....	90

3.4 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	94
REFERÊNCIAS.....	96
APÊNDICE B.....	98
4 ENSAIO 3: DETERMINANTES ECONÔMICOS DA DEMANDA POR IMPORTAÇÕES DE PRODUTOS FARMOQUÍMICOS E FARMACÊUTICOS.....	113
4.1 INTRODUÇÃO.....	113
4.2 METODOLOGIA.....	114
4.3 RESULTADOS.....	117
4.4 DISCUSSÕES E CONCLUSÕES.....	121
REFERÊNCIAS.....	125
APÊNDICE C.....	127

1 APRESENTAÇÃO

A área de conhecimento da Economia da Saúde tem um desenvolvimento relativamente recente, onde emergiu principalmente com a contribuição do trabalho de Arrow (1963). Segundo Folland *et al.* (2008), essa área é importante pelo menos por três razões: i) pela forte contribuição do setor da saúde na economia; ii) pelas políticas nacionais, considerando a importância dos problemas socioeconômicos que os indivíduos enfrentam ao buscar saúde; iii) pelo número de problemas de saúde relacionados a um fator econômico substancial.

Segundo informações do Ministério da Saúde (2013), no Brasil, no período entre 2004 e 2012, houve um crescimento substancial no interesse pela área de Economia da Saúde, tanto no universo acadêmico, quanto pelos gestores do Sistema Único de Saúde (SUS). Entre outros fatores, esse interesse pode ser observado pelos aumentos das publicações e dos grupos de pesquisa registrados junto ao CNPQ.

Nesse sentido, a presente tese visa contribuir ao apresentar três pesquisas na forma de ensaios independentes, todos referentes à área de Economia da Saúde. Os dois primeiros guardam em comum o fato de tratarem de microdados e focarem nas crianças. Enquanto o terceiro faz uma análise com macrodados e séries temporais.

O primeiro ensaio busca analisar as desigualdades e iniquidades relacionadas à renda dos cuidados em saúde das crianças, tentando contribuir ao utilizar dados longitudinais, analisando índices de concentração conforme as crianças crescem. Os dados têm como base a coorte de nascimentos do ano de 2004 de Pelotas, nos acompanhamentos de 12 até 72 meses. Embora haja um número significativo de artigos, na literatura de cuidados em saúde, que utilizam dados de corte transversal, poucos estudos apresentam dados longitudinais (BAGO D'UVA *et al.*, 2009; ALLIN *et al.*, 2011). Que seja de conhecimento deste autor, não há trabalhos que empreguem esse tipo de base para cuidados em saúde da criança. Os principais resultados indicaram que a iniquidade nos cuidados em saúde tem seu início na primeira infância. Dado que as crianças pobres têm um menor nível de cuidados em saúde, podemos esperar que isso possa ter consequências sobre sua saúde no presente e no futuro. E ainda, em geral, as crianças mais pobres possuem piores níveis de saúde. Neste caso, o sistema público deve buscar maior equidade. Isso possivelmente seria obtido com um SUS mais forte, eficiente e eficaz.

O segundo ensaio procura analisar o impacto do Programa Saúde da Família (PSF) sobre a saúde das crianças da área rural do Brasil através dos dados da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílios (PNAD-2008). Para tanto, são utilizados o método de *Propensity Score Matching* e dos Mínimos Quadros Ordinários, e, testes de robustez são aplicados, buscando inferir causalidade nos resultados encontrados. Esse ensaio tenta contribuir ao focar no impacto do PSF na área rural do Brasil, considerando diferentes faixas de idade das crianças, análise esta que não foi realizada em outros trabalhos da literatura. Os principais resultados confirmaram a hipótese de que as crianças das regiões mais pobres (Norte e Nordeste) da área rural são beneficiadas por esse tipo de política de cuidados primários em saúde.

Por fim, o terceiro ensaio analisa a relação entre a demanda por importações de produtos farmoquímicos e farmacêuticos e as seguintes variáveis econômicas: preço dessas importações, taxa de câmbio e renda agregada. A análise utiliza séries de tempo para o Brasil, no período entre 1997 e 2014, através das estimações de elasticidades da demanda por importações com modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC). A contribuição desse ensaio para a literatura está na estimação das elasticidades, procurando entender o papel que essas variáveis possuem sobre as importações desses produtos, permitindo maiores informações para um melhor entendimento de sua trajetória crescente. Apesar de existir um número expressivo de trabalhos de elasticidades da demanda por importações, não há estudo cuja ênfase se referisse aos farmoquímicos e farmacêuticos. Os principais resultados indicaram que o PIB se mostrou uma variável bastante robusta e importante como determinante dessas importações. Considerando os argumentos explicitados na literatura de que o déficit no comércio internacional dessa indústria se relaciona com déficit em conhecimento e tecnologia, somando aos resultados encontrados aqui, há indícios de que, conforme o nível de atividade econômica cresce, há a necessidade de importações, gerando pressões no déficit comercial desse segmento.

2 ENSAIO 1- DESIGUALDADES E INIQUIDADES RELACIONADAS À RENDA DOS CUIDADOS EM SAÚDE DAS CRIANÇAS: UMA ANÁLISE LONGITUDINAL ATRAVÉS DOS DADOS DA COORTE DE NASCIMENTOS DO ANO DE 2004 DE PELOTAS/RS

2.1 INTRODUÇÃO

O Sistema Único de Saúde do Brasil (SUS) foi criado no final dos anos 1980, buscando assegurar um sistema de saúde público, gratuito e universal (ALMEIDA *et al.*, 2013). Contudo, há uma persistente desigualdade na utilização e acesso aos serviços de saúde em favor dos mais ricos, apesar de sua redução ao longo do tempo (MACINKO; LIMA-COSTA, 2012; ALMEIDA *et al.*, 2013; ANDRADE *et al.*, 2013; CAMBOTA; ROCHA, 2015).

Macinko e Lima-Costa (2012) analisam a utilização dos cuidados em saúde no Brasil, no período entre 1998 e 2008. Esses autores mostram que há desigualdades favorável aos mais ricos, em consultas médicas, consultas ao dentista e na procura a algum serviço relacionado à saúde. E ainda, a posse de plano de saúde é um importante fator associado a essa desigualdade. Outros trabalhos mostram uma associação positiva entre renda e gastos absolutos com saúde (ANDRADE *et al.*, 2006; SILVEIRA *et al.*, 2006; SILVEIRA *et al.*, 2007; GARCIA *et al.*, 2013).

Planos de saúde atraem uma parte significativa da população brasileira¹, já que eles podem permitir menor tempo de espera, maior conforto e/ou maior oferta de cuidados em saúde (SANTOS *et al.*, 2008; SANTOS, 2011). De fato, houve crescimento nos gastos com esse serviço nas últimas três décadas (SILVEIRA *et al.*, 2007; ALMEIDA *et al.*, 2013). E ainda, a cobertura de serviços do setor privado não ocorre apenas complementarmente ao SUS, mas também de forma duplicada (SANTOS *et al.*, 2008).

Considerando que o setor privado está disponível a quem pode adquirir algum plano de saúde, ou, através de pagamentos diretos com o prestador do serviço, e ainda, que mais de 50% dos gastos totais com saúde têm como fonte o setor privado

¹ IBGE (2015b) mostra que 28% da população do Brasil tem plano de saúde.

(IBGE, 2015a), há evidências de iniquidades no sistema de saúde do Brasil que podem contradizer os princípios do SUS.

A infância é uma fase importante da vida, já que uma saúde precária das crianças tem relação com suas condições socioeconômicas e saúde na fase adulta (CASE *et al.*, 2002). Se crianças de baixo poder socioeconômico têm um menor acesso aos cuidados em saúde, pode ser esperado que haja consequências para saúde no presente e no futuro. Ademais, que seja de conhecimento do autor deste trabalho, não há mensuração e análise de desigualdades/iniquidades dos cuidados em saúde das crianças no Brasil (considerando a abordagem do Índice de Concentração), e a literatura internacional é escassa (LAYTE; NOLAN, 2015)^{2, 3}.

A partir dessas considerações, este trabalho tem como objetivo analisar as desigualdades e iniquidades relacionadas à renda dos cuidados em saúde das crianças. Para tanto, são utilizados dados longitudinais da coorte de nascimentos do ano de 2004, da cidade de Pelotas, com intuito de se fazer uma análise conforme essas crianças crescem. Este estudo contempla os acompanhamentos de 12 até 72 meses, tendo como desfechos, variáveis de gastos com saúde da criança, plano de saúde e uso de medicamentos.

Embora haja um número significativo de artigos, na literatura de cuidados em saúde, que se baseiam em dados de corte transversal, poucos estudos empregam dados longitudinais (BAGO D'UVA *et al.*, 2009; ALLIN *et al.*, 2011). Dados de corte transversal analisados em diferentes pontos do tempo não apresentam todos os aspectos que este último tipo de base pode trazer (ALLANSON *et al.*, 2010). Primeiramente, dados longitudinais permitem uma análise com as mesmas crianças, reduzindo vieses amostrais que poderiam surgir de diferentes bases de dados de corte transversal analisadas ao longo do tempo. Além disso, como Jones e Nicolás (2004) e Allanson *et al.* (2010) bem explicam, análise com dados de corte transversal não podem captar mobilidades. Um exemplo claro é quando há desigualdade no período inicial, porém, em um segundo momento as posições socioeconômicas e de saúde são permutadas perfeitamente entre os indivíduos de uma determinada amostra,

² Este artigo faz uma análise da iniquidade relacionada à renda do uso de consultas ao clínico geral na Irlanda e Escócia.

³ Com base em uma amostra longitudinal do Canadá, Allin e Stabile (2012) mostram que existe um efeito direto da renda sobre a saúde das crianças, mas, também, um efeito indireto através do contato delas com o sistema de saúde ou do uso de medicamentos.

claramente haveria mobilidade, porém, os índices de concentração não iriam se alterar⁴.

Este artigo tem 4 seções. A seção 2.2 provém um breve sumário da base de dados e metodologia. A seção 2.3 mostra os resultados. Por fim, a seção 2.4 apresenta as considerações finais.

2.2 MÉTODOS

2.2.1 Base de dados

A base de dados deste trabalho é a coorte de nascimentos de Pelotas do ano de 2004, conduzida pelo Centro de Pesquisas Epidemiológicas (CPE) vinculado ao Programa de Pós-Graduação em Epidemiologia da Universidade Federal de Pelotas (UFPel). Essa coorte acompanha os nascidos vivos desse ano, da área urbana de Pelotas e do distrito Jardim América no município de Capão do Leão do estado do Rio Grande do Sul. Existem seis estudos para as seguintes idades das crianças: perinatal, 3, 12, 24, 48 e 72 meses (6-7 anos)⁵. O gráfico A1 em apêndice apresenta a distribuição da idade para cada acompanhamento utilizado neste trabalho (12 a 72 meses). Um total de 4.231 crianças nasceram nessas áreas, sendo que as taxas de acompanhamento chegaram a 90% nos primeiros estudos (SANTOS *et al.*, 2011), e 88% aos 72 meses, ou seja, 3799 crianças de um total de 4136 elegíveis⁶.

2.2.2 Mensuração da desigualdade e da iniquidade

Antes de apresentar o método, seguem os principais passos aplicados: primeiramente, este estudo analisa a evolução da desigualdade e da iniquidade, utilizando respectivamente o índice de concentração (IC) e o índice horizontal (IH). Posteriormente, o IC foi decomposto em fatores determinantes⁷. E finalmente, foram realizadas as decomposições do IC e do IH em índices de mobilidades. Abaixo esses passos são detalhados.

⁴ Ver Chatterji *et al.* (2013) para um exemplo empírico dessa situação, aplicada à saúde das crianças dos Estados Unidos.

⁵ O estudo de quando as crianças tinham 11 anos de idade já foi realizado, contudo, os dados ainda não estavam disponíveis.

⁶ Houve 95 mortes. Para maiores detalhes da coorte ver Barros *et al.* (2006) e Santos *et al.* (2011).

⁷ Neste caso, o termo determinante não reflete necessariamente causalidade.

Primeiramente, a desigualdade relacionada à renda dos cuidados em saúde foi mensurada pelo índice de concentração (IC). O IC é um indicador amplamente utilizado na literatura (WAGSTAFF *et al.*, 1991; O'DONNELL *et al.*, 2008), assumindo valores positivos (negativos) quando há uma desigualdade pró-rico (pró-pobre). Os limites desse índice são -1 e 1. Contudo, quando a variável de interesse é binária, Wagstaff (2005) mostra que esses limites são $\bar{h}-1$ e $1-\bar{h}$ (onde \bar{h} é a média do desfecho). Então, este autor propõe uma correção obtida através da divisão do IC por $(1-\bar{h})$. Outra abordagem é a correção baseada em Erreygers (2009), em que o IC deve ser multiplicado por $4\bar{h}$. No presente trabalho, esta última correção foi aplicada⁸. Em todos os casos o IC foi mensurado para cada acompanhamento t (12, 24, 48 e 72 meses).

O conceito de iniquidade está relacionado a uma visão normativa de justiça social. Muitos artigos em economia da saúde adotam o critério de equidade horizontal, o qual indica que pessoas com iguais necessidades devem ser tratadas igualmente, ou seja, a desigualdade seria justificável apenas quando associada a diferentes níveis de necessidade de saúde dos indivíduos (WAGSTAFF; VAN DOORSLAER, 2000; DOORSLAER *et al.*, 2004; BAGO D'UVA *et al.*, 2009; GARCÍA-GÓMEZ *et al.*, 2015).

Este artigo utilizou o índice horizontal (conforme conceito acima) como indicador de iniquidade, mensurado para cada acompanhamento t . Seu cálculo pode ser feito através de um índice de concentração da variável estimativa do desfecho padronizado pelas necessidades (\hat{h}_{it}^{IS}). Considerando a abordagem de padronização indireta⁹, \hat{h}_{it}^{IS} foi calculada pela equação 2.1. Sendo que quando o IH é positivo (negativo), há iniquidade horizontal favorável aos mais ricos (pobres).

$$\hat{h}_{it}^{IS} = h_{it} - \hat{h}_{it}^N + \bar{h}_t \quad (2.1)$$

O subscrito i representa a criança, t o acompanhamento, \hat{h}_{it}^{IS} é, por exemplo, a variável uso de medicamentos padronizado pelas necessidades; h_{it} é o valor amostral observado dessa variável, \hat{h}_{it}^N é a utilização predita esperada, \bar{h}_t é a média do uso de

⁸ Aplicou-se também a abordagem de Wagstaff (2005), houve resultados similares, eles estão disponíveis aos interessados através de contato com o autor.

⁹ Para mais detalhes ver O'donnell *et al.* (2008).

medicamentos para o acompanhamento t . Essas previsões (\hat{h}_{it}^N) podem ser obtidas através de modelos de regressões¹⁰ representados pela equação 2.2.

$$\hat{h}_{it}^N = G(\sum_N \hat{\beta}_N x_{it}^N + \sum_{NN} \hat{\beta}_{NN} x_{it}^{NN}) + e_{it} \quad (2.2)$$

Onde “G” representa uma forma funcional não linear. Nesses modelos foram incorporadas variáveis de necessidade de saúde (x_{it}^N), as de “não-necessidade” (x_{it}^{NN} , *non-need*, doravante chamadas como variáveis socioeconômicas). A classificação destas variáveis será detalhada na próxima seção. Já os coeficientes $\hat{\beta}_N$ e $\hat{\beta}_{NN}$ representam os estimadores do modelo.

Além dessas variáveis padrão da equação 2.2, os modelos econométricos contêm variáveis binárias dos acompanhamentos (t), visando controlar tendência da variável explicativa, e, interações do acompanhamento t com a renda e com a educação das mães, buscando captar mudanças temporais nas relações entre variáveis explicativas e os desfechos¹¹.

Como em geral, variáveis de gastos com saúde não são normalmente distribuídas, mas assimétricas, com uma longa calda direita, este artigo utilizou *Generalized Estimation Equations* (GEE) com distribuição log-normal e correlação independente¹² para essas variáveis de gastos. Modelos probit com efeitos aleatórios para dados em painel foram estimados para os desfechos binários.

Em seguida, a decomposição do IC foi mensurada a partir da fórmula 2.3, para cada acompanhamento t , seguindo abordagem de Wagstaff *et al.* (2003)

$$IC_t = \sum_k \left(\frac{\beta_{kt} \bar{x}_{kt}}{\bar{h}_t} \right) IC_{x_{kt}} + \frac{GC_{et}}{\bar{h}_t} = \sum_k \eta_{kt} IC_{x_{kt}} + \frac{GC_{et}}{\bar{h}_t} \quad (2.3)$$

¹⁰ Contudo, mensurou-se a previsão da regressão com variáveis socioeconômicas na média amostral e as variáveis de necessidade em seus valores individuais da amostra. Sobre esse tema ver Doorslaer *et al.* (2004), O’Donnell *et al.* (2008) e Bago D’uva *et al.* (2009).

¹¹ Diferentes possibilidades foram testadas. Contudo, com base nesses testes, e ainda, em regressões com dados de corte transversal, as relações foram mais claras para uma mudança da relação entre variáveis explicativas (educação e renda) e as dependentes, no último acompanhamento (72 meses).

¹² Este modelo é equivalente a um Modelo Linear Generalizado (*Generalized Linear Model*- GLM) com distribuição log-normal e dados *pooling*. Para essa escolha, primeiramente testou-se a performance de diferentes modelos através dos testes: *Link test*; *Pearson correlations*; *Hosmer-Leme*; *root mean squared error (RMSE)*; *mean absolute prediction error (MAPE)*. Dada a escolha do modelo com melhor performance, diferentes estruturas de correlação foram testadas em modelos GEE com distribuição log normal, para tanto utilizou-se o teste proposto por Pan (2001), aplicado através do software stata (CUI, 2007). Os testes estão apresentados na tabela A1 no apêndice.

Como pode ser observado, um modelo linear foi aplicado, onde o índice é escrito como ICs ponderados das variáveis explicativas $(\sum_k \left(\frac{\beta_{kt} \bar{x}_{kt}}{\bar{h}_t}\right) IC_{x_{kt}})$ mais a contribuição de um termo de erro $(\frac{GC_{et}}{\bar{h}_t})$. A contribuição de cada determinante (x_{kt}) pode ser calculada pelo produto entre a elasticidade dessa variável explicativa (η_{kt}) e sua desigualdade relacionada à renda (IC de x_k).

O cálculo da elasticidade seguiu a literatura no uso da aproximação linear para modelos não lineares. Assim, a estimativa de β_{kt} foi obtida pelo efeito marginal médio gerado pelo respectivo modelo econométrico, GEE com distribuição log-normal e correlação independente para as variáveis de gastos com saúde, e, probit com efeitos aleatórios e dados em painel para as variáveis binárias.

Finalmente, a análise longitudinal de mobilidade tem como método a abordagem de Allanson *et al.* (2010). Estes autores propuseram uma decomposição da variação do IC entre dois períodos (s inicial e f final) formada por dois índices: mobilidade da saúde relacionada à renda (M^H) e mobilidade da renda relacionada à saúde (M^R). Esta relação está representada na equação 2.4.

$$IC^{ff} - IC^{ss} = (IC^{ff} - IC^{fs}) - (IC^{ss} - IC^{fs}) = M^R - M^H \quad (2.4)$$

Onde, o primeiro termo sobrescrito, do índice de concentração (IC), representa o período da variável desfecho, e, o segundo, o *ranking* da renda, com f indicando o período final (acompanhamentos da coorte 24, 48 e 72 meses) e s o inicial (acompanhamento 12 meses). Por exemplo, IC^{fs} é o índice de concentração do desfecho no período final, ranqueado pela renda do período inicial.

M^R mensura o índice de concentração do desfecho no período inicial ranqueado pelas mudanças no *ranking* da renda. Este índice de mobilidade pode ser positivo (negativo) se a correlação do desfecho é mais forte com o *ranking* da renda do período inicial (final). Ele também pode ser nulo quando não há relação entre essas variáveis, ou, se não há mudanças no *ranking* da renda.

M^H é o índice de mobilidade dos cuidados em saúde relacionada à renda. Ele é positivo se mudanças no desfecho são progressivas. Em outras palavras, isso ocorre quando as crianças inicialmente mais pobres se beneficiaram de uma maior parte dos ganhos nos cuidados em saúde no período final, comparando com sua participação no período inicial (ou sofreram menores perdas). Quando M^H é negativo,

então as variações no desfecho de cuidados em saúde são regressivas. Este índice será igual a zero caso não haja mudanças no desfecho, ou ainda, se os ganhos (perdas) forem sentidos de forma semelhante entre os mais pobres e os mais ricos.

Este último índice de mobilidade pode ser dividido em dois termos como mostra a equação 2.5: p representa o índice de progressividade que é mensurado pelo IC do desfecho no período inicial menos o IC das mudanças no desfecho ($IC^{\Delta h,s}$), ambos ranqueados pela renda do período inicial, e, q é a variação média do desfecho dividido pelo valor do desfecho do período final.

$$M^H = (IC^{ss} - IC^{fs}) = (IC^{ss} - IC^{\Delta h,s}) \left(\frac{\overline{\Delta h}}{\bar{h}_f} \right) = pq \quad (2.5)$$

Este trabalho também realizou o cálculo do M^R e do M^H para análise de iniquidade seguindo caminho similar ao IC, mas, aplicando o conceito e mensuração do IH, onde a variável desfecho padronizada pelas necessidades substituiu o seu valor atual na equação 2.4. Além disso, esses dois índices foram calculados para variáveis binárias com correção de Erreygers (2009), então as equações 2.4 e 2.5 podem ser representadas pela equação 2.6.

$$M_{Ev}^R - M_{Ev}^H = (IC_{Ev}^{ff} - IC_{Ev}^{fs}) - (IC_{Ev}^{ss} - IC_{Ev}^{fs}) = (IC_{Ev}^{ff} - IC_{Ev}^{fs}) - \left((-4 IC^{\Delta h,s}) (\overline{\Delta h}) \right) \quad (2.6)$$

O termo "Ev" indica a aplicação da correção para variáveis binárias, e os demais termos são como explicados nos parágrafos anteriores. Todos os erros padrões foram gerados utilizando *bootstrapping*.

2.2.3 Descrição das variáveis

As seguintes variáveis de cuidados em saúde da criança foram utilizadas: gastos com plano de saúde (mensalidade); gastos com medicamentos, gastos totais com saúde da criança, plano de saúde e uso de medicamentos. A primeira e as duas últimas estão disponíveis para os quatro acompanhamentos da coorte (12, 24, 48 e 72 meses), enquanto as outras duas possuem disponibilidade de dados até o acompanhamento 48 meses.

A variável de renda foi mensurada pela soma da renda de todos os indivíduos do domicílio da criança dividido pela raiz quadrada do número de moradores, seguindo recomendação da OCDE (2011)¹³. Esta variável, assim como variáveis de gastos foram deflacionadas pelo IPCA para valores em Reais (R\$) de dezembro de 2011, data que corresponde aos últimos dados da pesquisa.

Este artigo segue a literatura na classificação das variáveis, onde as socioeconômicas (*non-need variables*) incluem renda, cor, educação, enquanto sexo, idade e variáveis de saúde são classificadas como necessidade (DOORSLAER *et al.*, 2004). Todas as variáveis estão detalhadas no quadro 2.1. Elas são reportadas pela mãe, exceções para sexo e peso ao nascer que foram obtidas no estudo perinatal.

A amostra é formada por painéis balanceados para cada variável desfecho. Há *missings* nos dados, distribuídos entre as variáveis da seguinte forma (contabilizando *dropping* de crianças que não participaram de algum dos acompanhamentos): plano de saúde (864); gastos com plano de saúde (1827); uso de medicamentos (870); gastos com medicamentos (678); soma dos gastos (1427); renda (1345); outras variáveis (1237).

Quadro 2.1- Descrição das variáveis

Variáveis	Descrição
Variáveis Desfechos	
Cuidados em Saúde	
Gastos com Plano de Saúde	Gasto com mensalidade do plano de saúde da criança.
Gastos com medicamentos	Gastos com medicamentos nos 30 dias anteriores à pesquisa.
Gastos Totais com saúde	Soma dos seguintes gastos com saúde da criança nos últimos 30 dias: medicamentos, plano de saúde (mensalidades), consultas médicas, exames e raio-x e outros.
Plano de Saúde	Variável binária que é igual a 1 quando a criança tem plano de saúde.
Uso de medicamentos	Variável binária que é igual a 1 quando a criança usou medicamentos nas duas semanas anteriores à pesquisa, incluindo vitaminas ou medicamento para febre.

continua

¹³ O denominador “raiz quadrada do número de moradores” visa captar que, necessidades crescem com membros adicionais do domicílio, contudo, não de forma proporcional, devido às economias de escala no consumo. De qualquer modo, resultados com renda domiciliar *per capita* geraram conclusões semelhantes.

Quadro 2.1- Descrição das variáveis

Variáveis	Descrição	conclusão
Variáveis Socioeconômicas		
Renda	Logaritmo natural da renda. Esta última é calculada pela soma da renda domiciliar do último mês dividido pela raiz quadrada da quantidade de moradores desse domicílio.	
Índice de Posse	Construção de um índice com base na análise dos componentes principais (em quintis do acompanhamento t). Variáveis utilizadas (a criança tem em seu domicílio): aspirador de pó, máquina de lavar, DVD, geladeira, micro-ondas, computador, telefone celular, televisão, automóvel e ar-condicionado.	
Educação da Mãe	Anos de escolaridade.	
Mãe com companheiro	Variável binária que é igual a 1 quando a mãe vive com um companheiro.	
Variáveis de necessidade		
Características da criança		
Sexo (feminino)	Variável binária, feminino=1.	
Saúde Reportada	Saúde da criança reportada pela mãe (excelente=1-base, muito boa=2, boa=3; regular e ruim=4).	
Chiado no Peito	Variável binária que é igual a 1 quando a criança teve chiado no peito nos últimos 12 meses.	
Doenças crônicas	Variável binária que é igual a 1 quando a criança tem doença crônica, problema físico ou retardo.	
Baixo peso ao nascer	Variável binária que é igual a 1 quando a criança nasceu com baixo peso (<2500 gramas).	
Hospitalização	Variável binária que é igual a 1 quando a criança foi hospitalizada durante seu primeiro ano de vida.	
Dor no ouvido	Variável binária que é igual a 1 quando a criança teve dor no ouvido durante seu primeiro ano de vida.	
Pontada no peito	Variável binária que é igual a 1 quando a criança teve pontada no peito durante seu primeiro ano de vida.	
Infecção Urinária	Variável binária que é igual a 1 quando a criança teve infecção urinária durante seu primeiro ano de vida.	
Amamentação	Variável categórica de duração da amamentação: zero-base; 1 a 3; 4 a 5; 6 a 11 e 12 meses ou mais.	
Características da Mãe		
Idade da Mãe	Idade da mãe em anos.	
Saúde Reportada da Mãe	Saúde da mãe autoavaliada (excelente=1-base, muito boa=2, boa=3; regular e ruim=4).	
Fumou na gravidez	Variável binária que é igual a 1 quando a mãe da criança fumou durante a gravidez.	

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados da Coorte de Nascimentos de Pelotas, 2004.

Notas: Não há informações de educação das mães aos 12 meses, neste caso, este trabalho utilizou valores do primeiro estudo (perinatal). Variáveis com valores monetários (renda e gastos) foram deflacionados para Reais (R\$) de dezembro de 2011. Menos do que 1% de valores da renda eram iguais a zero e foram transformados em 1 real, com propósito de usar o logaritmo natural. Para saúde reportada das mães e das crianças, as categorias regular e ruim foram juntadas por causa de que a proporção de indivíduos com respostas com saúde "ruim" foi bastante pequena.

2.3 ANÁLISE DOS RESULTADOS

2.3.1 Estatísticas descritivas e evolução da desigualdade e da iniquidade

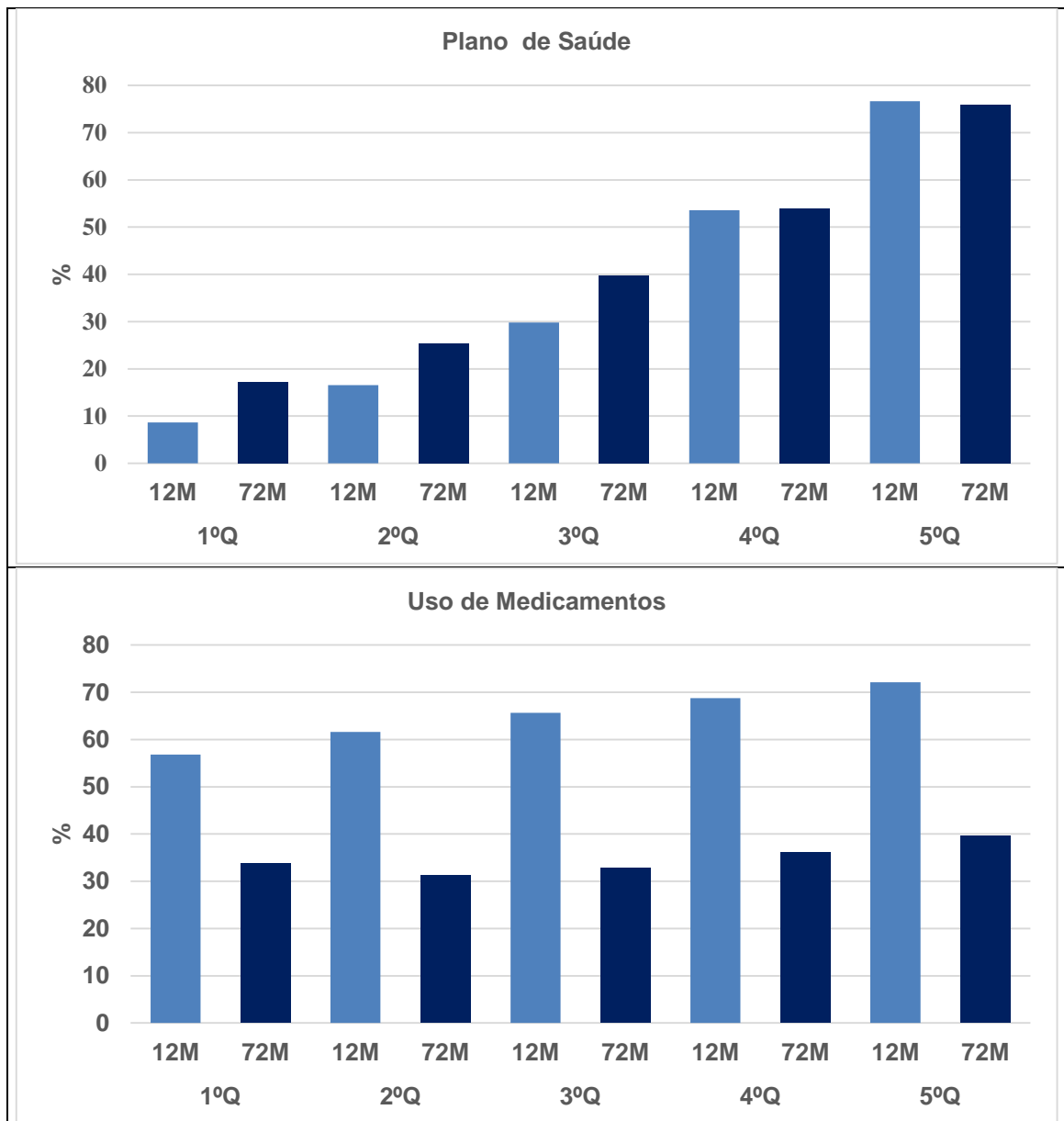
O gráfico 2.1 mostra a proporção de crianças com plano de saúde e que usaram medicamentos nos últimos 15 dias, para os acompanhamentos 12 e 72 meses. A proporção de crianças com plano de saúde aumenta para os quintis de renda mais altos, contudo, a variação temporal nesse indicador foi maior para os mais pobres. Observa-se que nos dois quintis de renda mais altos, a proporção de crianças com plano de saúde não se altera, o que pode indicar que os mais ricos têm plano de saúde desde o início da infância, independente da condição de saúde. Percebe-se que o uso de medicamentos também tem uma relação positiva com a renda, apesar de ser menos aparente do que no caso do plano de saúde. A prevalência do uso de medicamentos apresenta uma queda entre os dois acompanhamentos, e, de maneira mais forte para os mais ricos. A partir do gráfico 2.2 é possível verificar que os gastos médios em saúde da criança são maiores para os mais ricos. Houve um aumento nos gastos com plano de saúde e uma queda nos gastos com medicamentos ao se comparar os acompanhamentos iniciais com os finais, entretanto, sempre se observa aumento dos gastos do 1º ao 5º quintil em todos os acompanhamentos.

A tabela A2 no apêndice mostra as médias das variáveis explicativas para os acompanhamentos 12 e 72 meses. Além dos menores níveis de cuidados em saúde, as crianças mais pobres possuem em média piores níveis de saúde, de saúde e educação das mães, e, mães que se envolvem mais em comportamentos de risco como tabagismo durante a gravidez. Entretanto, pode ser observado que o crescimento da renda dos mais pobres foi bastante superior ao dos mais ricos (177% no 1º quintil e 19% no 5º quintil).

Os índices IC e IH são mostrados na tabela 2.1. Em todos os casos, o IC é positivo indicando uma desigualdade relacionada à renda pró-rico. Houve um aumento no IC do uso de medicamentos, gastos com medicamentos e gastos totais com saúde entre os acompanhamentos 12 e 48 meses (observe que não há dados disponíveis na última pesquisa para essas duas últimas variáveis). Para plano de saúde, gastos com plano de saúde e uso de medicamentos, o IC apresentou uma forte queda entre os acompanhamentos 12 e 72 meses. A análise do IH indica uma iniquidade pró-rico para todos os indicadores. A evolução do IH foi similar ao do IC, ou seja, observou-se

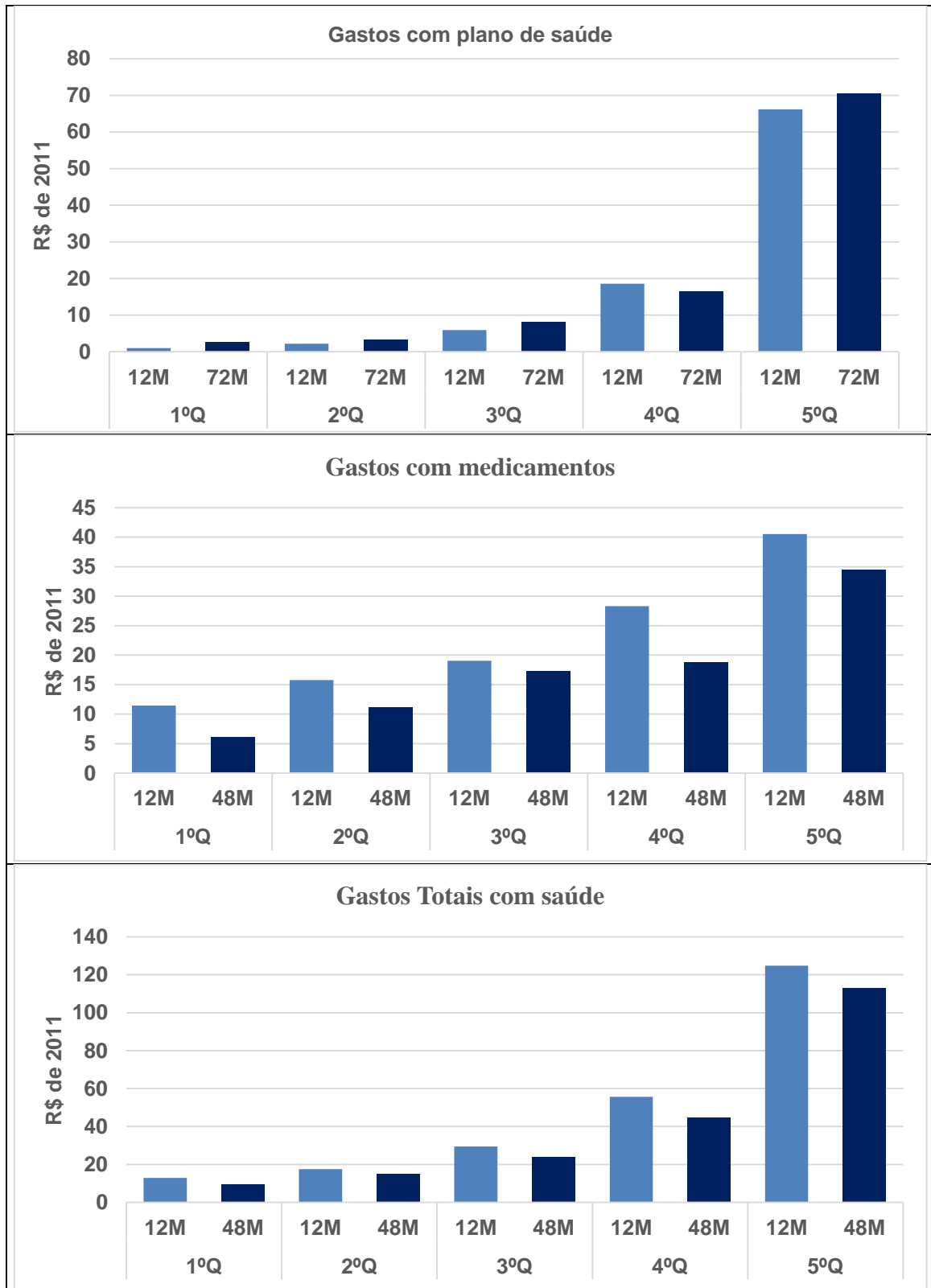
uma forte queda na iniquidade para os indicadores que têm dados disponíveis para os 72 meses.

Gráfico 2.1- Proporção de crianças (%) com plano de saúde e que usaram medicamentos, por acompanhamento e quintis da renda inicial



Fonte: Elaboração do autor com base nos dados da Coorte de Nascimentos de Pelotas, 2004.

Gráfico 2.2- Média dos gastos com saúde da criança (R\$ de 2011), por acompanhamento e por quintis da renda inicial



Fonte: Elaboração do autor com base nos dados da Coorte de Nascimentos de Pelotas, 2004.

Tabela 2.1- Evolução do IC e do IH por acompanhamento e desfecho

	12M	24M	48M	72M
Índice de Concentração (IC)				
Plano de saúde	0,572	0,589	0,554	0,484
N=2638	(0,019)	(0,020)	(0,020)	(0,018)
Uso de medicamentos	0,127	0,111	0,146	0,066
N=2638	(0,021)	(0,023)	(0,021)	(0,021)
Gastos com plano	0,681	0,674	0,662	0,572
N=1877	(0,023)	(0,020)	(0,021)	(0,046)
Gastos com medicamentos	0,255	0,224	0,326	
N=3145	(0,019)	(0,020)	(0,021)	
Gastos totais com saúde	0,475	0,464	0,517	
N=2509	(0,017)	(0,020)	(0,017)	
Índice Horizontal (IH)				
Plano de saúde	0,528	0,535	0,501	0,435
N=2638	(0,019)	(0,020)	(0,020)	(0,019)
Uso de medicamentos	0,190	0,176	0,195	0,116
N=2638	(0,020)	(0,021)	(0,023)	(0,020)
Gastos com plano	0,662	0,655	0,643	0,549
N=1877	(0,023)	(0,020)	(0,020)	(0,045)
Gastos com medicamentos	0,324	0,294	0,385	
N=3145	(0,019)	(0,020)	(0,020)	
Gastos totais com saúde	0,486	0,480	0,524	
N=2509	(0,017)	(0,020)	(0,017)	

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados da Coorte de Nascimentos de Pelotas, 2004.

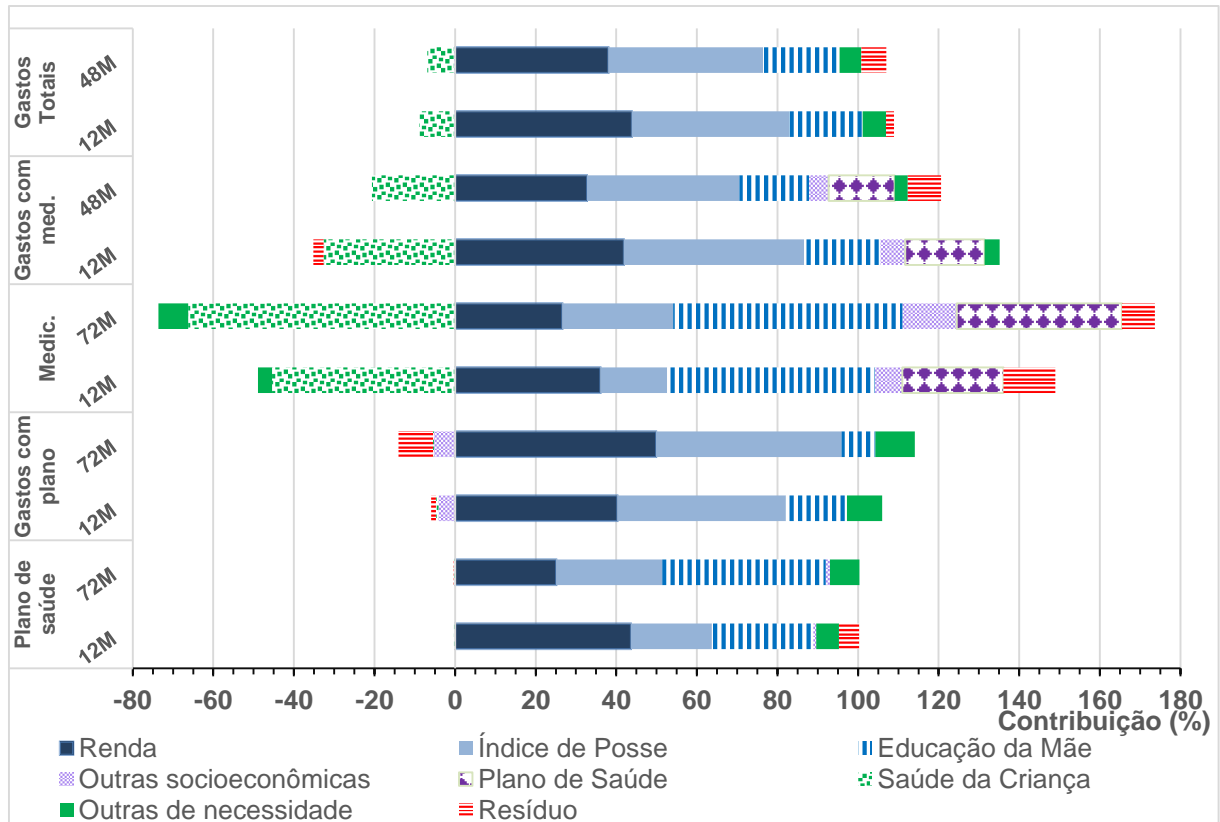
Notas: Aplicou-se a correção de Erreygers (2009) para o IC e IH de variáveis binárias. Erros padrões foram gerados através de *bootstrapping* com 300 replicações. Todos os valores são estatisticamente significativos mesmo a 1%.

2.3.2 Decomposição da desigualdade

As contribuições percentuais das variáveis para os ICs dos diferentes desfechos são apresentadas no gráfico 2.3, para os acompanhamentos 12 e 72 meses (48 para gastos com remédios e gastos totais com saúde), enquanto as tabelas A3 até A10 apresentam com detalhes o efeito marginal, elasticidade e contribuição das variáveis para cada acompanhamento. Primeiramente, nota-se que renda, índice de posse e educação das mães têm grande contribuição (juntas, por volta de 90%) para o IC do plano de saúde. Apesar disso, observa-se uma redução da contribuição da renda para o IC entre esses dois acompanhamentos. Em geral, variáveis de

necessidade não apresentam efeito marginal estatisticamente significativo, além de apresentarem contribuições pequenas para o IC desse desfecho.

Gráfico 2.3- Contribuição (%) das variáveis para o IC, por desfecho e acompanhamento



Fonte: Elaboração do autor com base nos dados da Coorte de Nascimentos de Pelotas, 2004.

Notas: Os grupos correspondem a soma das contribuições percentuais das variáveis: **Renda** inclui apenas renda, **Índice de posse** inclui as categorias do índice de posse, **Educação da mãe** inclui apenas educação da mãe, **Outras socioeconômicas** incluem cor da mãe e mãe vive com companheiro, **Plano de Saúde** inclui apenas plano de saúde, **Saúde da Criança** inclui saúde reportada, chiado no peito, doenças crônicas, baixo peso ao nascer, hospitalização, dor de ouvido, pontada no peito e infecção urinária e **Outras de necessidade** incluem amamentação, idade da mãe, tabagismo na gravidez e sexo. Plano de saúde é um desfecho, e, para os casos de gastos com medicamentos e uso de medicamentos, ele é incorporado como um determinante. O termo “medic” refere-se ao uso de medicamentos e “gastos com med” aos gastos com remédios

Renda, índice de posse e educação das mães também apresentam forte contribuição para o IC do uso de medicamentos, respectivamente 26%, 27% e 57% para o acompanhamento 72 meses. As contribuições da renda e da educação das mães apresentam queda entre os acompanhamentos 12 e 72 meses. Diferente do caso de plano de saúde, variáveis de necessidade possuem grande contribuição para o IC do uso de medicamentos, nota-se que as variáveis de saúde da criança contribuem com -45% e -66% desse IC, nesses dois acompanhamentos. O plano de saúde também contribui significativamente de forma pró-rica para o IC, e,

crescentemente entre os acompanhamentos 12 e 72 meses, respectivamente 25% e 41%.

Renda, índice de posse e educação das mães contribuem com a ampla maioria do IC dos gastos com plano de saúde, apesar da menor contribuição da educação das mães comparando com o desfecho plano de saúde. Gastos com medicamentos apresentam resultados similares ao do uso de medicamentos (em termos de direções, não de magnitudes), embora com uma menor contribuição da educação das mães.

2.3.3 Decomposição das variações da desigualdade e da iniquidade em índices de mobilidade

A tabela 2.2 mostra as decomposições das variações do IC e do IH em índices de mobilidade M^H e M^R .

Tabela 2.2- Decomposição da variação do IC e do IH em índices de mobilidade, plano de saúde e uso de medicamentos

	Plano de saúde			Uso de medicamentos		
	12-24M	12-48M	12-72M	12-24M	12-48M	12-72M
Var. IC	0,017 (0,018)	-0,018 (0,022)	-0,089*** (0,022)	-0,016 (0,027)	0,019 (0,031)	-0,062* (0,032)
M^H	-0,007 (0,015)	0,044** (0,018)	0,084*** (0,019)	0,016 (0,027)	-0,010 (0,029)	0,069** (0,030)
$(-4CI^{\Delta s})$	-0,374 (3,534)	0,804** (0,395)	1,553*** (0,490)	-0,157 (0,282)	0,064 (0,189)	-0,229** (0,100)
Δh	0,020*** (0,008)	0,055*** (0,009)	0,054*** (0,009)	-0,102*** (0,013)	-0,155*** (0,013)	-0,303*** (0,013)
M^R	0,009 (0,014)	0,026 (0,016)	-0,005 (0,018)	0,000 (0,015)	0,009 (0,018)	0,008 (0,019)
Var. IH	0,008 (0,018)	-0,026 (0,022)	-0,092*** (0,022)	-0,013 (0,028)	0,005 (0,030)	-0,074** (0,031)
M^H_{IH}	-0,002 (0,015)	0,056*** (0,018)	0,097*** (0,020)	0,012 (0,027)	0,002 (0,029)	0,080*** (0,029)
M^R_{IH}	0,006 (0,014)	0,029* (0,016)	0,005 (0,018)	-0,002 (0,015)	0,007 (0,017)	0,006 (0,019)
N (Obs.)	2638	2638	2638	2638	2638	2638

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados da Coorte de Nascimentos de Pelotas, 2004.

Notas: *, **, *** denotam valor-p menor do que 10%, 5% e 1%. ΔIC e ΔIH são respectivamente variações do IC e do IH normalizados pela abordagem de Erreygers (2009). M^H e M^R são índices de mobilidade dos cuidados em saúde relacionada à renda e mobilidade da renda relacionada aos cuidados em saúde. Os erros padrões entre parênteses foram gerados usando *bootstrapping* com 300 replicações.

Primeiramente, de acordo com essa tabela, todas as conclusões são similares entre as análises de desigualdade e de iniquidade (IC e IH). Para os casos de plano

de saúde e uso de medicamentos, a evidência é mais clara para uma queda no IC (e no IH) entre os acompanhamentos 12 e 72 meses. Essa variação foi formada quase que inteiramente por um efeito equalizador do índice de mobilidade dos cuidados em saúde relacionada à renda (M^H); onde houve um aumento na proporção de crianças com plano de saúde ($\Delta h > 0$), e, esse aumento foi concentrado nos mais pobres ($IC^{\Delta h} < 0$). Ademais, a redução na prevalência do uso de medicamentos ($\Delta h < 0$) foi concentrada nos mais ricos ($IC^{\Delta h} > 0$).

A tabela 2.3 apresenta a análise de mobilidade para as variáveis de gastos com saúde da criança. Os resultados encontrados para os gastos com plano de saúde foram similares aos do plano de saúde. Já no caso dos gastos com medicamentos, houve um aumento na desigualdade entre 12 e 48 meses, devido a um efeito *disequalising* de M^H .

Tabela 2.3- Decomposição da variação do IC e do IH em índices de mobilidade, gastos com saúde das crianças

	Gastos com plano de saúde			Gastos com medicamentos		Gastos totais com saúde	
	12-24M	12-48M	12-72M	12-24M	12-48M	12-24M	12-48M
ΔIC	-0,007 (0,019)	-0,019 (0,022)	-0,109** (0,045)	-0,031 (0,026)	0,071*** (0,026)	-0,011 (0,017)	0,042** (0,018)
M^H	0,034* (0,018)	0,049*** (0,019)	0,050** (0,021)	0,034 (0,024)	-0,052** (0,024)	0,023 (0,016)	-0,019 (0,017)
ρ	-0,493 (8,312)	-6,768 (102,487)	0,707 (4,785)	-0,362 (2,895)	0,168 (0,104)	-0,206 (0,223)	0,117 (0,134)
q	-0,068 (0,062)	-0,007 (0,058)	0,071 (0,060)	-0,094** (0,046)	-0,311*** (0,069)	-0,111*** (0,040)	-0,166*** (0,047)
M^R	0,027* (0,014)	0,030** (0,015)	-0,059 (0,047)	0,003 (0,012)	0,019 (0,015)	0,012 (0,010)	0,023* (0,013)
ΔIH	-0,008 (0,019)	-0,019 (0,022)	-0,114** (0,045)	-0,030 (0,026)	0,062** (0,025)	-0,006 (0,017)	0,038** (0,018)
M^H_{HI}	0,033* (0,018)	0,050*** (0,019)	0,059*** (0,022)	0,034 (0,024)	-0,039* (0,023)	0,018 (0,017)	-0,014 (0,017)
M^R_{HI}	0,026* (0,014)	0,031** (0,015)	-0,054 (0,046)	0,004 (0,012)	0,022 (0,016)	0,012 (0,010)	0,024* (0,013)
N (Obs.)	1877	1877	1877	3145	3145	2509	2509

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados da Coorte de Nascimentos de Pelotas, 2004.

Notas: *, **, *** denotam valor-p menor do que 10%, 5% e 1%. ΔIC e ΔIH são respectivamente variações do IC e do IH. M^H e M^R são índices de mobilidade dos cuidados em saúde relacionada à renda e mobilidade da renda relacionada aos cuidados em saúde. Os erros padrões entre parênteses foram gerados usando *bootstrapping* com 300 replicações.

2.3.4 Robustez dos resultados

A desigualdade em planos de saúde poderia apenas indicar utilização dos cuidados em saúde das crianças mais ricas através do setor privado, e, das mais pobres no setor público. Contudo, a hipótese assumida neste trabalho é que o plano de saúde tem forte contribuição nas desigualdades dos indicadores de uso de cuidados em saúde. Para testá-la, essa variável foi inserida como explicativa nos desfechos do uso de medicamentos e dos gastos com medicamentos.

E ainda, através de dados de corte transversal, este trabalho também analisou a contribuição do plano de saúde sobre o IC de outros dois indicadores: i) consultas médicas (nos últimos dois anos, no acompanhamento 48 meses); ii) tentativa de se consultar e não ter conseguido (no acompanhamento 12 meses). A tabela A11 e o gráfico A3 no apêndice apresentam esses resultados. Podemos observar que há desigualdade pró-rico nas consultas médicas, e, pró-pobre na dificuldade para obter a consulta. Nota-se também que o plano de saúde possui uma importante contribuição para esses índices.

Nas variáveis de gastos, há uma quantidade grande de valores iguais a zero. Assim, este trabalho também aplicou regressões com modelos em duas partes, onde a primeira refere-se à decisão de gastar (modelo probit), e a segunda à estimação da esperança condicional a gastos positivos (modelo GLM com distribuição log normal). As tabelas A12 até A15 apresentam esses resultados, onde as conclusões são similares às anteriores.

Com intuito de minimizar as perdas de observações, este trabalho também estimou regressões com painéis não balanceados (tabelas A16 a A25). Nesta abordagem há entre 71% e 84% dos elegíveis para análise de decomposição do IC; e, entre 78% e 86% para análise dos índices de mobilidade. Neste último caso, apenas os *missings* das variáveis de renda e de cuidados em saúde foram retirados. Observe-se que em geral os resultados são similares, não havendo alterações das conclusões.

Por fim, na análise da decomposição das variações do IC, a renda foi substituída pelo índice de posse (tabelas A26 e A27), já que esta última variável pode ser menos sensível a alterações cíclicas. Nota-se que as conclusões não foram modificadas.

2.4 DISCUSSÕES E CONCLUSÕES

2.4.1 Principais aspectos encontrados

Este estudo buscou analisar as desigualdades e iniquidades relacionadas à renda dos cuidados em saúde das crianças na cidade de Pelotas no Brasil. Que seja de melhor conhecimento do autor deste trabalho, considerando essa abordagem do IC, não há artigos que mensurem e analisem os cuidados em saúde das crianças nesse país e a evidência internacional é escassa e utiliza dados de corte transversal. Primeiro, há evidências de desigualdade e iniquidade pró-rico no plano de saúde, gastos com plano de saúde, uso de medicamentos, gastos com medicamentos e gastos totais com saúde. Segundo, as variáveis que mais contribuem para a desigualdade pró-rico do plano de saúde e dos gastos com plano de saúde são renda, índice de posse e educação das mães. Terceiro, para os casos de uso de medicamentos e gastos com medicamentos, as variáveis que mais contribuem para essa desigualdade são renda, índice de posse, educação das mães, plano de saúde (pró-rico) e variáveis de saúde da criança (pró-pobre). Quarto, houve reduções na desigualdade e iniquidade, no acompanhamento 72 meses. Quinto, essa redução ocorreu com um maior ganho ou menor decréscimo para os mais pobres na variável de cuidados em saúde, comparando a sua situação do primeiro acompanhamento.

2.4.2 Interpretação

O SUS busca assegurar um sistema público de saúde integral, universal e gratuito. Desta forma, deveria haver equidade na utilização dos cuidados em saúde no país. Entretanto, estudos anteriores mostram a existência de iniquidades que possuem uma forte associação com os planos de saúde (SANTOS *et al.*, 2008; MACINKO; LIMA-COSTA, 2012; ALMEIDA *et al.*, 2013). Este estudo foca nos cuidados em saúde das crianças, dado que a saúde na infância se relaciona a *status* socioeconômico e saúde na vida adulta (CASE *et al.*, 2002).

Primeiro, apesar de um sistema público universal de saúde, os resultados deste trabalho mostram evidências de iniquidades nos cuidados em saúde das crianças. Outros estudos da literatura têm observado que há iniquidades no uso de cuidados em saúde para adultos no Brasil (MACINKO; LIMA-COSTA, 2012; ALMEIDA *et al.*,

2013). Garcia *et al.* (2013) encontram desigualdades nos gastos com medicamentos em favor das famílias de renda mais alta desse país. Os resultados encontrados aqui são diferentes das evidências de pouca ou nenhuma iniquidade em consultas médicas ao clínico geral entre as crianças escocesas (LAYTE; NOLAN, 2015). Este fato pode ser devido ao menor peso proporcional de financiamento do setor privado sobre a saúde, neste país comparado ao Brasil.

Segundo, em linha com nossos resultados, a literatura tem observado a importância da renda e da educação das mães na explicação da posse de plano de saúde, principalmente dessa primeira variável explicativa (CAMERON *et al.*, 1988; ANDRADE; MAIA, 2007; DOIRON *et al.*, 2008; JOHAR *et al.*, 2011). A contribuição da renda vem do fato de que o plano de saúde se comporta como um bem normal (DOIRON *et al.*, 2008). O papel da educação das mães pode ser explicado por um maior conhecimento e percepção da importância dos cuidados em saúde. Ademais, a associação não significativa entre plano de saúde e variáveis de saúde pode ocorrer por um caráter preventivo, ou seja, os planos de saúde não são adquiridos condicionados à saúde das crianças (CAMERON *et al.*, 1988).

Terceiro, adicionalmente à renda, índice de posse e educação das mães, o plano de saúde tem uma forte contribuição pró-rico sobre o IC do uso de medicamentos e dos gastos com medicamentos, isso pode estar ocorrendo devido a uma maior exposição aos serviços de saúde como consultas e exames que geraria prescrições de medicamentos. Na análise para adultos, artigos da literatura brasileira têm observado que o plano de saúde é concentrado nos mais ricos e tem grande contribuição sobre a desigualdade de consultas médicas e ao dentista (MACINKO; LIMA-COSTA, 2012; ALMEIDA *et al.*, 2013). As variáveis de necessidade possuem uma importante associação com o uso de medicamentos e com seus gastos, como esperado pela literatura (CARRASCO-GARRIDO *et al.*, 2009; SANTOS *et al.*, 2009; OLIVEIRA *et al.*, 2012); além disso, elas têm uma forte contribuição para esses ICs. Este resultado é como o esperado, já que, crianças com piores níveis de saúde tendem a usar mais medicamentos (elasticidade positiva entre indicadores de saúde ruim e uso de medicamentos), e, uma pior saúde possui desigualdade pró-pobre ($IC < 0$).

Quarto e quinto, os resultados mostram um decréscimo das desigualdades e das iniquidades do plano de saúde, gastos com plano de saúde e uso de medicamentos, entre os acompanhamentos 12 e 72 meses. O aumento na proporção

de crianças com plano de saúde (e de seus gastos) foi mais sentido entre os que eram inicialmente mais pobres (primeiro acompanhamento). Esse resultado é possivelmente associado às melhorias de condições de vida dos mais pobres. Este trabalho mostrou que o crescimento da renda no primeiro quintil foi muito superior ao do último quintil. Alguns artigos mostraram importantes ganhos socioeconômicos para população mais pobre, na década de 2000, onde houve reduções da pobreza e da desigualdade de renda nesse país (FERREIRA DE SOUZA, 2012).

Este trabalho encontrou também um declínio no uso de medicamentos conforme as crianças cresciam, mas, essa redução foi mais forte entre os mais ricos, ocorrendo uma espécie de convergência, que implicou em reduções da desigualdade e da iniquidade. A literatura evidencia que as crianças mais novas usam mais medicamentos, onde essa prevalência diminui até a adolescência, e cresce na fase adulta, com altas prevalências para os idosos (OLIVEIRA et al, 2012; ARRAIS *et al.*, 2005).

2.4.3 Conclusões e limitações

Portanto, este estudo encontrou que as iniquidades nos cuidados em saúde têm seu início na primeira infância. Dado que as crianças mais pobres têm um menor nível de cuidados em saúde, podemos esperar que isso possa ter consequências sobre sua saúde no presente e no futuro. E ainda, em geral, as crianças mais pobres possuem piores níveis de saúde. Neste caso, o sistema público deve buscar maior equidade. Isso pode ser obtido possivelmente com um SUS mais forte, eficiente e eficaz.

Este estudo tem algumas limitações. Primeiro, informações auto-reportada podem conter erros de mensuração, principalmente no que diz respeito as variáveis de gastos. Nessas questões da pesquisa, o período se refere aos últimos 30 dias; isso limita os problemas de recordação dos valores gastos. E ainda, não há evidência de gradiente entre condições socioeconômicas e o esquecimento (*recall bias*). No caso do uso de medicamentos, os entrevistadores pediram que as mães trouxessem as caixas dos medicamentos utilizados nos últimos 15 dias, fato que minimiza essa limitação.

Segundo, a base de dados é composta de nascidos vivos na cidade de Pelotas do Brasil, no ano de 2004. Então, esta amostra não é representativa nacionalmente.

Pelotas possui um Índice de Desenvolvimento Humano superior ao do país¹⁴. No entanto, esses dados são uma base longitudinal única, onde suas vantagens em relação a uma amostra transversal representativa do país devem ser superiores às desvantagens.

Terceiro, variáveis de consultas ao médico com dados longitudinais poderiam trazer informações importantes para as conclusões deste trabalho. Entretanto, os resultados gerados com essas variáveis, com base em dados de corte transversal, apontaram para as mesmas conclusões.

Quarto, a análise se limita a quando as crianças tinham entre 6 e 7 anos (acompanhamento 72 meses). Pesquisas futuras poderão permitir a realização de análises para um período mais longo.

¹⁴ Ver <http://www.atlasbrasil.org.br/2013/>.

REFERÊNCIAS

- ALLANSON, P.; GERDTHAM, U.-G.; PETRIE, D. Longitudinal analysis of income-related health inequality. **Journal of Health Economics**, v. 29, n. 1, p. 78-86, 2010.
- ALLIN, S.; MASSERIA, C.; MOSSIALOS, E. Equity in health care use among older people in the UK: an analysis of panel data. **Applied Economics**, v. 43, n. 18, p. 2229-2239, 2011.
- ALLIN, S.; STABILE, M. Socioeconomic status and child health: what is the role of health care, health conditions, injuries and maternal health? **Health Economics, Policy and Law**, v. 7, n. 02, p. 227-242, 2012.
- ALMEIDA, G. *et al.* Analysis of the evolution and determinants of income-related inequalities in the Brazilian health system, 1998 - 2008. **Revista Panamericana de Salud Pública**, v. 33, p. 90-97, 2013.
- ANDRADE, M. V.; MAIA, A. C. **Demanda por Planos de Saúde no Brasil**: In: Menezes, Tatiane; Piola, Sergio; Servo, Luciana; Silveira, Fernando G.. (Org.). **GASTO E CONSUMO DAS FAMILIAS BRASILEIRAS CONTEMPORANEAS**. 1ed. Brasília: IPEA, 2007, v. 2, p. 1-551, 2007.
- ANDRADE, M. V. *et al.* Desigualdade socioeconômica no acesso aos serviços de saúde no Brasil: um estudo comparativo entre as regiões brasileiras em 1998 e 2008. **Economia Aplicada**, v. 17, p. 623-645, 2013.
- ANDRADE, M. V.; NORONHA, K. V. M. D. S.; OLIVEIRA, T. B. Determinantes dos Gastos das Famílias com Saúde no Brasil. **Economia**, v. 7, n. 3, p. 485-508, 2006.
- ARRAIS, P.S.D.; BRITO, L.L.; BARRETO, M.L.; COELHO, H.L.L. Prevalência e fatores determinantes do consumo de medicamentos no Município de Fortaleza, Ceará, Brasil. **Cad Saúde Pública**, v. 21, p.1737-1746, 2005.
- ARROW, J. Uncertainty and the welfare economics of medical care. **Bulletin of the World Health Organization**, 1963.
- BAGO D'UVA, T.; JONES, A. M.; VAN DOORSLAER, E. Measurement of horizontal inequity in health care utilisation using European panel data. **Journal of Health Economics**, v. 28, n. 2, p. 280-289, 2009.
- BARROS, A. J. D. *et al.* Coorte de nascimentos de Pelotas, 2004: metodologia e descrição. **Revista de Saúde Pública**, v. 40, p. 402-413, 2006.
- CAMBOTA, J. N.; ROCHA, F. F. Determinantes das desigualdades na utilização de serviços de saúde: análise para o Brasil e regiões. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 45, p. 219-243, 2015.

CAMERON, A. C. *et al.* A Microeconometric Model of the Demand for Health Care and Health Insurance in Australia. **The Review of Economic Studies**, v. 55, n. 1, p. 85-106, 1988.

CARRASCO-GARRIDO, P. *et al.* Medication consumption in the Spanish paediatric population: related factors and time trend, 1993–2003. **British Journal of Clinical Pharmacology**, v. 68, n. 3, p. 455-461, 2009.

CASE, A.; LUBOTSKY, D.; PAXSON, C. Economic Status and Health in Childhood: The Origins of the Gradient. **The American Economic Review**, v. 92, n. 5, p. 1308-1334, 2002.

CHATTERJI, P.; LAHIRI, K.; SONG, J. THE DYNAMICS OF INCOME-RELATED HEALTH INEQUALITY AMONG AMERICAN CHILDREN. **Health Economics**, v. 22, n. 5, p. 623-629, 2013.

CUI, J. QIC program and model selection in GEE analyses. **Stata Journal**, College Station, TX, v. 7, n. 2, p. 209-220, 2007.

DOIRON, D.; JONES, G.; SAVAGE, E. Healthy, wealthy and insured? The role of self-assessed health in the demand for private health insurance. **Health Econ**, v. 17, n. 3, p. 317-34, 2008.

DOORSLAER, E. V.; KOOLMAN, X.; JONES, A. M. Explaining income-related inequalities in doctor utilisation in Europe. **Health Economics**, v. 13, n. 7, p. 629-647, 2004.

ERREYGGERS, G. Correcting the Concentration Index. **Journal of Health Economics**, v. 28, n. 2, p. 504-515, 2009.

FERREIRA DE SOUZA, P. H. G. **Poverty, inequality and social policies in Brazil, 1995-2009**. Working Paper IPC, n.87, 2012

FOLLAND, S.; GOODMAN, A. C.; STANO, Miron. **A Economia da Saúde**. 5ª Edição, Porto Alegre: Bookman, 2008.

GARCIA, L. P. *et al.* Gastos das famílias brasileiras com medicamentos segundo a renda familiar: análise da Pesquisa de Orçamentos Familiares de 2002-2003 e de 2008-2009. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 29, p. 1605-1616, 2013.

GARCÍA-GÓMEZ, P. *et al.* Inequity in long-term care use and unmet need: Two sides of the same coin. **Journal of Health Economics**, v. 39, p. 147-158, 2015.

IBGE. **Conta-Satélite de saúde: Brasil 2010-2013**. Contas Nacionais. Rio de Janeiro: IBGE: 67 p., 2015a.

_____. **Pesquisa nacional de saúde : 2013 : acesso e utilização dos serviços de saúde, acidentes e violências : Brasil, grandes regiões e unidades da federação**. Rio de Janeiro: 100 p., 2015b.

JOHAR, M. *et al.* Waiting times for elective surgery and the decision to buy private health insurance. **Health Economics**, v. 20 Suppl 1, p. 68-86, 2011.

JONES, A. M.; NICOLÁS, A. L. Measurement and explanation of socioeconomic inequality in health with longitudinal data. **Health Economics**, v. 13, n. 10, p. 1015-1030, 2004.

LAYTE, R.; NOLAN, A. Income-related inequity in the use of GP services by children: a comparison of Ireland and Scotland. **The European Journal of Health Economics**, v. 16, n. 5, p. 489-506, 2015.

MACINKO, J.; LIMA-COSTA, M. F. Horizontal equity in health care utilization in Brazil, 1998–2008. **International Journal for Equity in Health**, v. 11, p. 33-33, 2012.

MINISTÉRIO DA SAÚDE. **A Produção de Conhecimento em Economia da Saúde: Uma perspectiva bibliográfica (2004-2012)**. Brasília: Ministério da Saúde, 2013.

OCDE. **WHAT ARE EQUIVALENCE SCALES?**. Paris, Notes OCDE, 2011.

OLIVEIRA, E. A. D. *et al.* Factors associated to medicine use among children from the 2004 Pelotas Birth Cohort (Brazil). **Revista de Saúde Pública**, v. 46, p. 487-496, 2012.

O'DONNELL, O. *et al.* **Analyzing health equity using household survey data: A guide to techniques and their implementation**. Washington, DC: The World Bank, 2008.

PAN, W. Akaike's Information Criterion in Generalized Estimating Equations. **Biometrics**, v. 57, n. 1, p. 120-125, 2001.

SANTOS, D. B.; BARRETO, M. L.; COELHO, H. L. L. Utilização de medicamentos e fatores associados entre crianças residentes em áreas pobres. **Revista de Saúde Pública**, v. 43, p. 768-778, 2009.

SANTOS, I. S. Evidência sobre o mix público-privado em países com cobertura duplicada: agravamento das iniquidades e da segmentação em sistemas nacionais de saúde. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 16, p. 2743-2752, 2011.

SANTOS, I. S. *et al.* Cohort Profile: The 2004 Pelotas (Brazil) Birth Cohort Study. **International Journal of Epidemiology**, v. 40, n. 6, p. 1461-1468, 2011.

SANTOS, I. S.; UGÁ, M. A. D.; PORTO, S. M. O mix público-privado no Sistema de Saúde Brasileiro: financiamento, oferta e utilização de serviços de saúde. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 13, p. 1431-1440, 2008.

SILVEIRA, F. G. *et al.* **Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas**. v.1. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2006.

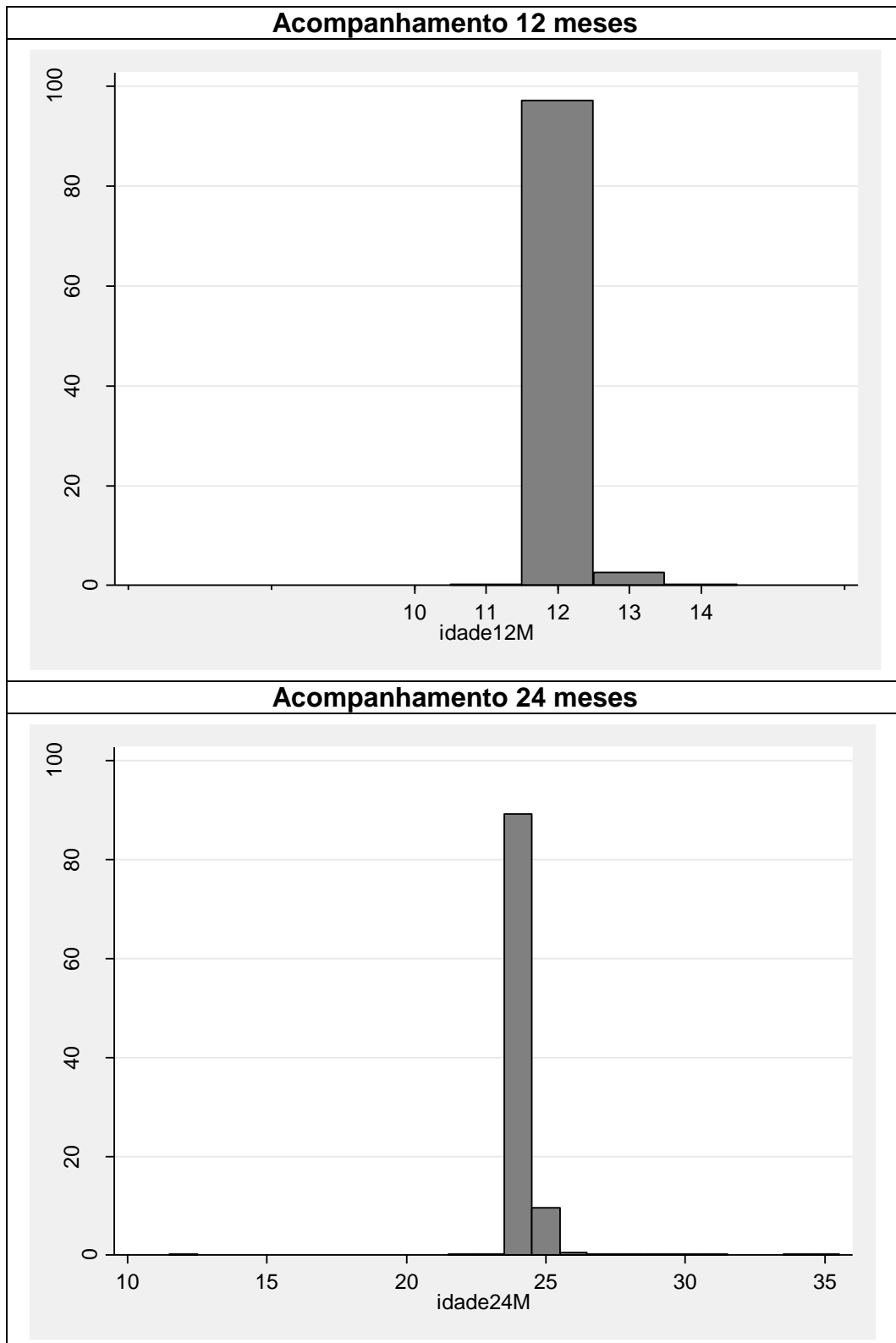
_____. **Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas**. v.2. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2007.

WAGSTAFF, A. The bounds of the concentration index when the variable of interest is binary, with an application to immunization inequality. **Health Economics**, v. 14, n. 4, p. 429-432, 2005.

WAGSTAFF, A.; PACI, P.; VAN DOORSLAER, E. On the measurement of inequalities in health. **Soc Sci Med**, v. 33, n. 5, p. 545-57, 1991.

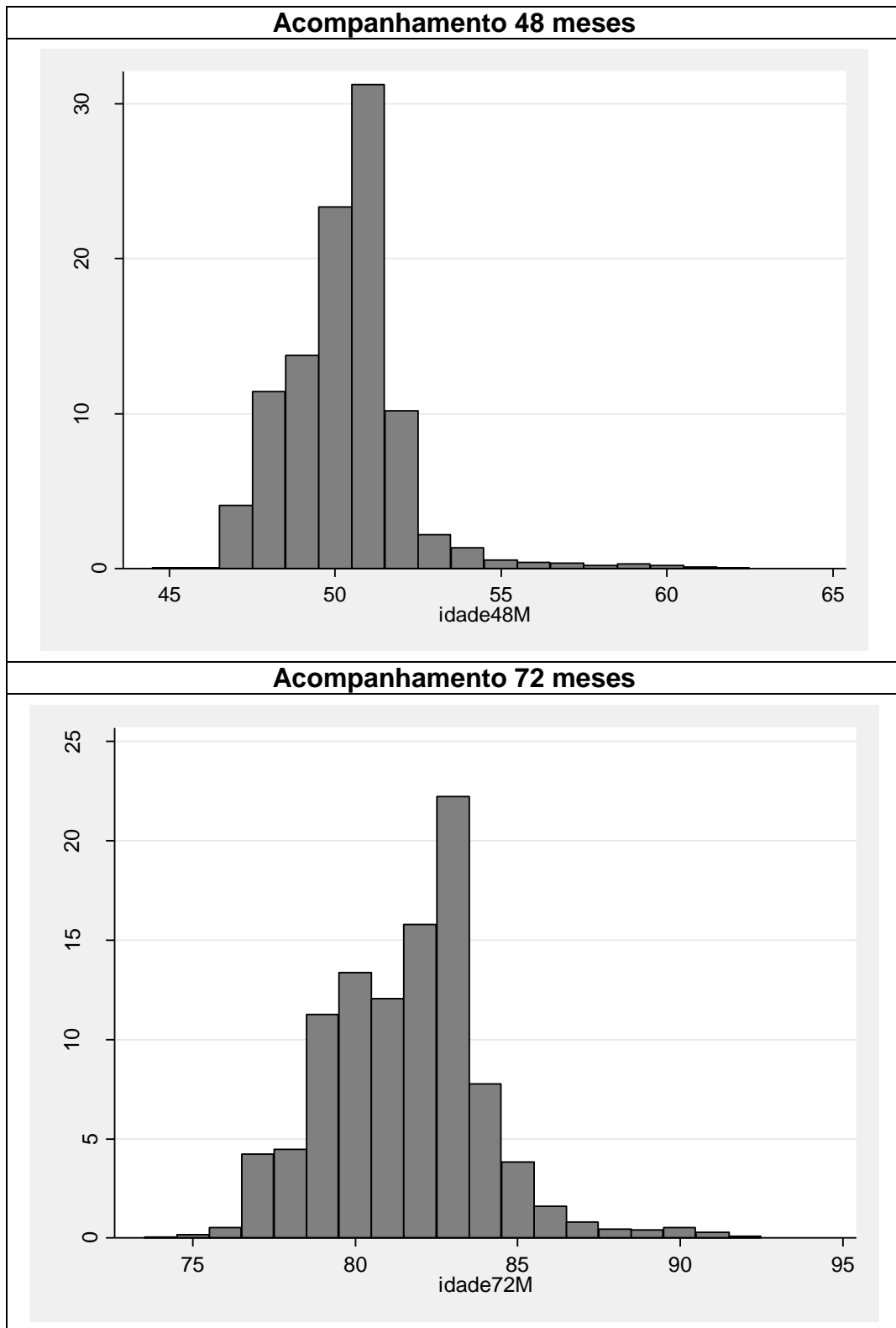
WAGSTAFF, A.; VAN DOORSLAER, E. Measuring and Testing for Inequity in the Delivery of Health Care. **The Journal of Human Resources**, v. 35, n. 4, p. 716-733, 2000.

WAGSTAFF, A.; VAN DOORSLAER, E.; WATANABE, N. On decomposing the causes of health sector inequalities with an application to malnutrition inequalities in Vietnam. **Journal of Econometrics**, v. 112, n. 1, p. 207-223, 2003.

APÊNDICE A**Gráfico A1-** Distribuição (%) da idade das crianças para os acompanhamentos 12 e 24 meses

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados da Coorte de Nascimentos de Pelotas, 2004.

Gráfico A2- Distribuição (%) da idade das crianças para os acompanhamentos 48 e 72 meses



Fonte: Elaboração do autor com base nos dados da Coorte de Nascimentos de Pelotas, 2004.

Tabela A1- Escolha dos modelos de gastos

Dados corte transversal					
	<i>Linktest (valor-p)</i>	<i>Hosmer-Lemeshow</i>	<i>RMSE</i>	<i>MAPE</i>	<i>Pearson cor. (valor-p)</i>
Gastos com plano de saúde					
Modelo					
OLS-y	0,000	0,000	45,651	23,613	-
OLS-lny	0,000	0,000	2125792	176359	0,000
OLS-raiz de y	0,000	0,000	44,413	19,642	0,000
ECM	0,000	0,224	41,546	17,806	0,475
ECM-Poisson	0,000	0,250	42,948	18,481	0,006
GLM-log-Gamma	0,000	0,000	109,457	29,136	0,000
GLM-log Normal	0,000	0,224	41,546	17,806	0,475
GLM- log Poisson	0,000	0,250	42,948	18,481	0,006
Gastos com medicamentos					
Modelo					
OLS-y	0,000	0,000	37,177	20,860	-
OLS-lny	0,000	0,002	94431,2	4799,8	0,000
OLS-raiz de y	0,000	0,000	36,740	19,750	0,000
ECM	0,000	0,341	35,701	19,227	0,750
ECM-Poisson	0,000	0,713	35,990	19,306	0,331
GLM-log-Gamma	0,036	0,063	37,483	19,99	0,000
GLM-log Normal	0,622	0,314	35,701	19,227	0,750
GLM- log Poisson	0,000	0,713	35,986	19,306	0,331
Painel - estrutura de correlação					
	Gastos com plano- QIC_u	Gastos com medicamentos- QIC_u			
Correlação					
<i>exchangeable</i>	15500071	15280108			
Independente	14979728	15275671			
<i>unstructured</i>	15807140	15280449			

Fonte: Cálculos do autor com dados da coorte de nascimentos de Pelotas de 2004.

Notas: **OLS y**- Mínimos Quadrados Ordinários com desfecho sem transformação; **OLS-lny**- OLS com desfecho em logaritmo natural; **OLS-raiz de y**- OLS com a raiz quadrada do desfecho; **ECM** modelos com média condicional exponencial; **ECM Poisson**- semelhante ao anterior com modelo Poisson; **GLM-log-Gamma**- Modelo Linear Generalizado (*Generalized Linear Model*- GLM) com *link* log e família Gamma; **GLM-log-Normal**- GLM com *link* log e família Normal (*Gaussian*); **GLM-log-Poisson**- GLM com *link* log e família Poisson. Todos os cálculos se basearam no acompanhamento 48 meses (os resultados foram semelhantes para os demais). Para modelos que não suportam valores iguais a zero, eles foram transformados em 0,00001.

Ver CUI (2007) para estatística QIC_u e estruturas de correlação.

Tabela A2- Média das variáveis explicativas por acompanhamento e quintil da renda inicial

	1º Quintil		3º Quintil		5º Quintil	
	12M	72M	12M	72M	12M	72M
Variáveis						
Socioeconômicas						
Renda (R\$ de 2011)	155,875	432,967	433,926	703,217	1730,921	2067,769
Índice de posse (1Q)	0,609	0,560	0,222	0,201	0,013	0,025
Índice de posse (2Q)	0,198	0,219	0,207	0,218	0,032	0,032
Índice de posse (3Q)	0,134	0,136	0,231	0,262	0,097	0,101
Índice de posse (4Q)	0,047	0,074	0,247	0,243	0,211	0,309
Índice de posse (5Q)	0,011	0,011	0,093	0,076	0,647	0,533
Educação das mães (anos)	5,925	6,158	7,932	8,397	11,436	12,133
Mãe com companheiro	0,777	0,779	0,822	0,806	0,917	0,861
Cor da mãe (branca)	0,606	0,606	0,700	0,700	0,877	0,877
Necessidade:						
Variáveis da Criança						
Sexo (feminino)	0,472	0,472	0,505	0,505	0,465	0,465
Saúde Excelente	0,281	0,270	0,427	0,359	0,539	0,427
Saúde muito boa	0,198	0,155	0,188	0,239	0,264	0,323
Saúde boa	0,421	0,472	0,307	0,355	0,173	0,230
Saúde regular ou ruim	0,100	0,104	0,078	0,047	0,025	0,021
Chiado no peito	0,713	0,260	0,647	0,241	0,507	0,182
Doenças crônicas	0,060	0,128	0,080	0,146	0,061	0,131
Baixo peso ao nascer	0,091	0,091	0,093	0,093	0,066	0,066
Hospitalização	0,260	0,260	0,167	0,167	0,121	0,121
Dor de ouvido	0,492	0,492	0,495	0,495	0,362	0,362
Pontada no peito	0,121	0,121	0,101	0,101	0,061	0,061
Infecção urinária	0,049	0,049	0,046	0,046	0,061	0,061
Amamentação (0 m)	0,092	0,092	0,110	0,110	0,101	0,101
Amamentação (1-3 m)	0,153	0,153	0,125	0,125	0,082	0,082
Amamentação (4-5 m)	0,170	0,170	0,171	0,171	0,175	0,175
Amamentação (6-11m)	0,130	0,130	0,180	0,180	0,294	0,294
Amamentação (≥12)	0,455	0,455	0,414	0,414	0,349	0,349
Necessidade:						
Variáveis da mãe						
Idade da mãe (anos)	27,008	32,680	26,777	32,472	29,981	35,711
Fumou na Gravidez	0,402	0,402	0,271	0,271	0,110	0,110
Saúde excelente	0,136	0,113	0,195	0,118	0,338	0,220
Saúde muito boa	0,098	0,094	0,169	0,175	0,254	0,268
Saúde boa	0,532	0,489	0,491	0,482	0,336	0,404
Saúde regular ou ruim	0,234	0,304	0,144	0,226	0,072	0,108
N- observações	530	530	527	527	527	527

Fonte: Cálculos do autor com dados da coorte de nascimentos de Pelotas de 2004.

Notas: Amostra balanceado para os desfechos plano de saúde e medicamentos.

Tabela A3- Efeito Marginal (EM), elasticidade (η) e contribuição das variáveis para o IC do plano de saúde, acompanhamentos 12 e 24 meses

	12 meses			24 meses		
	EM	η	Cont.	EM	η	Cont.
Variáveis						
Socioeconômicas						
Renda	0,125***	2,057	0,250	0,129***	2,031	0,265
Índice de posse (2Q)	0,026*	0,011	-0,004	0,026*	0,013	-0,005
Índice de posse (3Q)	0,094***	0,044	-0,003	0,096***	0,049	-0,004
Índice de posse (4Q)	0,138***	0,075	0,025	0,141***	0,072	0,027
Índice de posse (5Q)	0,194***	0,102	0,096	0,198***	0,099	0,098
Educação da mãe	0,033***	0,735	0,144	0,034***	0,725	0,156
Mãe com companheiro	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Cor da mãe (branca)	0,018	0,036	0,004	0,018	0,035	0,004
Necessidade: variáveis da criança						
Sexo (feminino)	-0,028**	-0,037	0,000	-0,029**	-0,036	0,001
Saúde muito boa	-0,009	-0,005	-0,001	-0,009	-0,005	-0,001
Saúde boa	0,001	0,001	0,000	0,001	0,001	0,000
Saúde regular ou ruim	-0,024	-0,004	0,002	-0,024	-0,005	0,002
Chiado no peito	0,014	0,024	-0,002	0,015	0,018	-0,003
Doença crônica	-0,005	-0,001	0,000	-0,005	-0,001	0,000
Baixo peso ao nascer	0,012	0,003	0,000	0,012	0,003	0,000
Hospitalização	-0,011	-0,005	0,001	-0,011	-0,005	0,001
Dor de ouvido	0,007	0,008	-0,001	0,007	0,008	-0,001
Pontada no peito	0,018	0,011	0,001	0,018	0,010	0,001
Infecção urinária	0,077**	0,004	-0,001	0,079**	0,004	-0,001
Amamentação (1-3 m)	-0,037	-0,012	0,002	-0,038	-0,011	0,002
Amamentação (4-5 m)	0,011	0,005	0,000	0,012	0,005	0,000
Amamentação (6-11m)	0,026	0,014	0,003	0,027	0,014	0,003
Amamentação (≥ 12)	-0,028	-0,031	0,002	-0,029	-0,031	0,002
Necessidade: variáveis da mãe						
Idade da mãe (anos)	0,004***	0,317	0,010	0,004***	0,320	0,012
Fumou na gravidez	-0,062***	-0,044	0,014	-0,064***	-0,043	0,015
Saúde da mãe muito boa	0,035**	0,016	0,004	0,035**	0,016	0,006
Saúde da mãe boa	0,014	0,018	-0,002	0,015	0,018	-0,002
Saúde da mãe regular ou ruim	0,010	0,004	-0,001	0,010	0,004	-0,001
Resíduo			0,029			0,012
N- observações		2638			2638	

Fonte: Cálculos do autor com dados da coorte de nascimentos de Pelotas de 2004.

Notas: *, **, *** denotam valor-p menor do que 10%, 5% e 1%. Os grupos base para índice de posse, saúde da criança, amamentação, saúde da mãe são: 1º quintil (1Q), excelente, zero meses e excelente. Estimções foram realizadas com modelos probit com efeitos aleatórios e inclusão da interação entre o acompanhamento 72 meses e renda e educação das mães, além de variáveis binárias dos acompanhamentos. Contribuições para o IC foram normalizadas seguindo abordagem de Erreygers (2009).

Tabela A4- Efeito Marginal (EM), elasticidade (η) e contribuição das variáveis para o IC do plano de saúde, acompanhamentos 48 e 72 meses

Variáveis	48 meses			72 meses		
	EM	η	Cont.	EM	η	Cont.
Variáveis Socioeconômicas						
Renda	0,135***	2,027	0,249	0,061***	0,926	0,121
Índice de posse (2Q)	0,028*	0,010	-0,005	0,031*	0,013	-0,005
Índice de posse (3Q)	0,101***	0,047	-0,006	0,112***	0,047	-0,003
Índice de posse (4Q)	0,148***	0,070	0,033	0,165***	0,088	0,040
Índice de posse (5Q)	0,208***	0,098	0,101	0,232***	0,094	0,095
Educação da mãe	0,035***	0,708	0,167	0,042***	0,867	0,196
Mãe com companheiro	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Cor da mãe (branca)	0,019	0,033	0,004	0,022	0,037	0,005
Necessidade: variáveis da criança						
Sexo (feminino)	-0,031**	-0,035	0,002	-0,034**	-0,039	0,001
Saúde muito boa	-0,010	-0,005	-0,001	-0,011	-0,006	-0,001
Saúde boa	0,001	0,001	0,000	0,001	0,001	0,000
Saúde regular ou ruim	-0,026	-0,004	0,001	-0,029	-0,004	0,002
Chiado no peito	0,015	0,010	-0,002	0,017	0,009	-0,001
Doença crônica	-0,005	-0,001	0,000	-0,005	-0,002	0,000
Baixo peso ao nascer	0,013	0,002	0,000	0,014	0,003	0,000
Hospitalização	-0,012	-0,005	0,001	-0,013	-0,006	0,001
Dor de ouvido	0,007	0,008	-0,001	0,008	0,008	-0,001
Pontada no peito	0,019	0,010	0,000	0,021	0,011	0,001
Infecção urinária	0,083**	0,004	-0,001	0,092**	0,004	-0,001
Amamentação (1-3 m)	-0,039	-0,011	0,002	-0,044	-0,012	0,002
Amamentação (4-5 m)	0,012	0,005	0,000	0,014	0,005	0,000
Amamentação (6-11m)	0,028	0,013	0,004	0,031	0,015	0,004
Amamentação (≥ 12)	-0,031	-0,029	0,003	-0,034	-0,033	0,002
Necessidade: variáveis da mãe						
Idade da mãe (anos)	0,005***	0,331	0,009	0,005***	0,400	0,008
Fumou na gravidez	-0,067***	-0,041	0,013	-0,075***	-0,046	0,015
Saúde da mãe muito boa	0,037**	0,015	0,006	0,041**	0,016	0,006
Saúde da mãe boa	0,015	0,017	-0,001	0,017	0,020	-0,001
Saúde da mãe regular ou ruim	0,010	0,004	-0,002	0,012	0,006	-0,002
Resíduo			-0,023			0,000
N- observações		2638			2638	

Fonte: Cálculos do autor com dados da coorte de nascimentos de Pelotas de 2004.

Notas: *, **, *** denotam valor-p menor do que 10%, 5% e 1%. Os grupos base para índice de posse, saúde da criança, amamentação, saúde da mãe são: 1º quintil (1Q), excelente, zero meses e excelente. Estimacões foram realizadas com modelos probit com efeitos aleatórios e inclusão da interação entre o acompanhamento 72 meses e renda e educação das mães, além de variáveis binárias dos acompanhamentos. Contribuições para o IC foram normalizadas seguindo abordagem de Erreygers (2009).

Tabela A5- Efeito Marginal (EM), elasticidade (η) e contribuição das variáveis para o IC do uso de medicamentos, acompanhamentos 12 e 24 meses

Variáveis	12 meses			24 meses		
	EM	η	Cont.	EM	η	Cont.
Socioeconômicas						
Renda	0,023***	0,216	0,046	0,025***	0,278	0,051
Índice de posse (2Q)	0,033**	0,008	-0,005	0,035**	0,012	-0,006
Índice de posse (3Q)	0,035**	0,009	-0,001	0,037**	0,014	-0,002
Índice de posse (4Q)	0,020	0,006	0,004	0,022	0,008	0,004
Índice de posse (5Q)	0,047**	0,014	0,023	0,050**	0,018	0,025
Educação da mãe	0,015***	0,191	0,066	0,016***	0,246	0,074
Mãe com companheiro	-0,010	-0,013	-0,001	-0,011	-0,016	-0,001
Cor da mãe (branca)	0,043***	0,049	0,010	0,046***	0,062	0,010
Plano de Saúde	0,056***	0,032	0,032	0,060***	0,043	0,035
Necessidade: variáveis da criança						
Sexo (feminino)	-0,016	-0,012	0,000	-0,017	-0,015	0,001
Saúde muito boa	0,071***	0,024	0,004	0,076***	0,031	0,010
Saúde boa	0,136***	0,066	-0,028	0,146***	0,094	-0,023
Saúde regular ou ruim	0,285***	0,027	-0,019	0,305***	0,045	-0,029
Chiado no peito	0,067***	0,065	-0,011	0,072***	0,063	-0,013
Doença crônica	0,112***	0,010	-0,001	0,120***	0,016	-0,003
Baixo peso ao nascer	0,010	0,001	0,000	0,010	0,002	0,000
Hospitalização	0,007	0,002	-0,001	0,007	0,002	-0,001
Dor de ouvido	0,027**	0,019	-0,003	0,029**	0,024	-0,003
Pontada no peito	-0,004	0,004	0,000	-0,004	0,005	0,001
Infecção urinária	0,048**	-0,001	0,000	0,051**	-0,001	0,000
Amamentação (1-3 m)	-0,021	-0,004	0,001	-0,022	-0,005	0,001
Amamentação (4-5 m)	-0,030	-0,008	0,000	-0,032	-0,010	0,000
Amamentação (6-11m)	-0,025	-0,008	-0,003	-0,027	-0,010	-0,003
Amamentação (≥ 12)	-0,028	-0,018	0,002	-0,030	-0,022	0,002
Necessidade: variáveis da mãe						
Idade da mãe (anos)	-0,001	-0,031	-0,002	-0,001	-0,041	-0,002
Fumou na gravidez	0,016	0,006	-0,004	0,017	0,008	-0,004
Saúde da mãe muito boa	0,024	0,006	0,003	0,026	0,008	0,004
Saúde da mãe boa	-0,008	-0,006	0,001	-0,008	-0,007	0,001
Saúde da mãe regular ou ruim	0,025	0,006	-0,003	0,026	0,007	-0,004
Resíduo			0,016			-0,014
N- observações		2638			2638	

Fonte: Cálculos do autor com dados da coorte de nascimentos de Pelotas de 2004.

Notas: *, **, *** denotam valor-p menor do que 10%, 5% e 1%. Os grupos base para índice de posse, saúde da criança, amamentação, saúde da mãe são: 1º quintil (1Q), excelente, zero meses e excelente. Estimações foram realizadas com modelos probit com efeitos aleatórios e inclusão da interação entre o acompanhamento 72 meses e renda e educação das mães, além de variáveis binárias dos acompanhamentos. Contribuições para o IC foram normalizadas seguindo abordagem de Erreygers (2009).

Tabela A6- Efeito Marginal (EM), elasticidade (η) e contribuição das variáveis para o IC do uso de medicamentos, acompanhamentos 48 e 72 meses

Variáveis	48 meses			72 meses		
	EM	η	Cont.	EM	η	Cont.
Variáveis Socioeconômicas						
Renda	0,025***	0,321	0,046	0,009	0,163	0,017
Índice de posse (2Q)	0,035**	0,011	-0,006	0,033**	0,017	-0,005
Índice de posse (3Q)	0,038**	0,015	-0,002	0,035**	0,018	-0,001
Índice de posse (4Q)	0,022	0,009	0,005	0,020	0,013	0,005
Índice de posse (5Q)	0,051**	0,020	0,025	0,047**	0,023	0,019
Educação da mãe	0,016***	0,277	0,076	0,008**	0,202	0,037
Mãe com companheiro	-0,011	-0,018	-0,002	-0,010	-0,023	-0,001
Cor da mãe (branca)	0,047***	0,069	0,010	0,043***	0,091	0,010
Plano de Saúde	0,060***	0,052	0,033	0,056***	0,068	0,027
Necessidade: variáveis da criança						
Sexo (feminino)	-0,017	-0,017	0,001	-0,016	-0,022	0,001
Saúde muito boa	0,076***	0,036	0,010	0,071***	0,049	0,009
Saúde boa	0,146***	0,105	-0,024	0,136***	0,136	-0,025
Saúde regular ou ruim	0,306***	0,042	-0,017	0,284***	0,049	-0,019
Chiado no peito	0,072***	0,040	-0,008	0,067***	0,042	-0,004
Doença crônica	0,120***	0,026	-0,001	0,111***	0,042	-0,001
Baixo peso ao nascer	0,010	0,002	0,000	0,010	0,002	0,000
Hospitalização	0,007	0,003	-0,001	0,007	0,003	0,000
Dor de ouvido	0,029**	0,027	-0,003	0,027**	0,035	-0,003
Pontada no peito	-0,004	0,005	0,000	-0,004	0,007	0,000
Infecção urinária	0,052**	-0,001	0,000	0,048**	-0,001	0,000
Amamentação (1-3 m)	-0,022	-0,005	0,001	-0,021	-0,007	0,001
Amamentação (4-5 m)	-0,032	-0,011	0,000	-0,030	-0,015	0,000
Amamentação (6-11m)	-0,027	-0,011	-0,004	-0,025	-0,014	-0,003
Amamentação (≥ 12)	-0,030	-0,025	0,003	-0,028	-0,033	0,002
Necessidade: variáveis da mãe						
Idade da mãe (anos)	-0,001	-0,049	-0,002	-0,001	-0,070	-0,001
Fumou na gravidez	0,017	0,009	-0,003	0,016	0,012	-0,003
Saúde da mãe muito boa	0,026	0,009	0,004	0,024	0,012	0,004
Saúde da mãe boa	-0,008	-0,008	0,001	-0,008	-0,011	0,000
Saúde da mãe regular ou ruim	0,026	0,009	-0,004	0,025	0,014	-0,005
Resíduo			0,008			0,005
N- observações		2638			2638	

Fonte: Cálculos do autor com dados da coorte de nascimentos de Pelotas de 2004.

Notas: *, **, *** denotam valor-p menor do que 10%, 5% e 1%. Os grupos base para índice de posse, saúde da criança, amamentação, saúde da mãe são: 1º quintil (1Q), excelente, zero meses e excelente. Estimativas foram realizadas com modelos probit com efeitos aleatórios e inclusão da interação entre o acompanhamento 72 meses e renda e educação das mães, além de variáveis binárias dos acompanhamentos. Contribuições para o IC foram normalizadas seguindo abordagem de Erreygers (2009).

Tabela A7- Efeito Marginal (EM), elasticidade (η) e contribuição das variáveis para o IC dos gastos com plano de saúde, acompanhamentos 12 e 24 meses

Variáveis	12 meses			24 meses		
	EM	η	Cont.	EM	η	Cont.
Socioeconômicas						
Renda	10,164***	3,231	0,274	9,118***	3,145	0,272
Índice de posse (2Q)	9,494	0,052	-0,009	8,517	0,089	-0,018
Índice de posse (3Q)	15,476**	0,161	-0,014	13,883**	0,126	-0,005
Índice de posse (4Q)	26,856***	0,278	0,061	24,091***	0,275	0,055
Índice de posse (5Q)	36,843***	0,389	0,246	33,050***	0,374	0,238
Educação da mãe	1,804***	0,754	0,104	1,618***	0,731	0,105
Mãe com companheiro	4,537***	0,204	0,007	4,070***	0,193	0,008
Cor da mãe (branca)	-10,896***	-0,418	-0,034	-9,775***	-0,400	-0,033
Necessidade: variáveis da criança						
Sexo (feminino)	-0,370	-0,010	0,000	-0,332	-0,009	0,000
Saúde muito boa	0,532	0,006	0,000	0,477	0,006	0,001
Saúde boa	-2,082**	-0,037	0,006	-1,867**	-0,039	0,005
Saúde regular ou ruim	-3,637	-0,012	0,003	-3,262	-0,016	0,005
Chiado no peito	2,744***	0,094	-0,006	2,462***	0,069	-0,007
Doença crônica	-0,958	-0,003	0,000	-0,860	-0,003	0,000
Baixo peso ao nascer	1,206	0,006	0,000	1,081	0,006	0,000
Hospitalização	1,259	0,013	-0,002	1,130	0,012	-0,001
Dor de ouvido	-1,456**	-0,036	0,002	-1,306**	-0,035	0,002
Pontada no peito	11,826***	0,002	0,000	10,608***	0,002	0,000
Infecção urinária	0,599	0,054	-0,007	0,538	0,052	-0,006
Amamentação (1-3 m)	-1,684	-0,011	0,001	-1,511	-0,010	0,001
Amamentação (4-5 m)	3,566***	0,033	0,000	3,199***	0,031	0,000
Amamentação (6-11m)	4,155***	0,042	0,007	3,727***	0,040	0,006
Amamentação (≥ 12)	-3,299***	-0,074	0,004	-2,959***	-0,070	0,003
Necessidade: variáveis da mãe						
Idade da mãe (anos)	0,165***	0,245	0,005	0,148***	0,243	0,005
Fumou na gravidez	-9,700***	-0,146	0,028	-8,702***	-0,140	0,029
Saúde da mãe muito boa	-2,534***	-0,022	-0,005	-2,273***	-0,020	-0,006
Saúde da mãe boa	-2,875***	-0,073	0,005	-2,579***	-0,073	0,005
Saúde da mãe regular ou ruim	-7,285***	-0,063	0,014	-6,535***	-0,061	0,014
Resíduo			-0,008			-0,003
N- observações		1877		1877		

Fonte: Cálculos do autor com dados da coorte de nascimentos de Pelotas de 2004.

Notas: *, **, *** denotam valor-p menor do que 10%, 5% e 1%. Os grupos base para índice de posse, saúde da criança, amamentação, saúde da mãe são: 1º quintil (1Q), excelente, zero meses e excelente. Estimações foram realizadas com modelos GEE com distribuição log-normal e correlação independente, e, inclusão da interação entre o acompanhamento 72 meses e renda, além de variáveis binárias dos acompanhamentos.

Tabela A8- Efeito Marginal (EM), elasticidade (η) e contribuição das variáveis para o IC dos gastos com plano de saúde, acompanhamentos 48 e 72 meses

Variáveis	48 meses			72 meses		
	EM	η	Cont.	EM	η	Cont.
Socioeconômicas						
Renda	10,012***	3,385	0,251	11,409***	3,596	0,285
Índice de posse (2Q)	9,352	0,082	-0,018	10,657	0,107	-0,026
Índice de posse (3Q)	15,244**	0,137	-0,004	17,371**	0,169	-0,012
Índice de posse (4Q)	26,454***	0,271	0,065	30,145***	0,293	0,074
Índice de posse (5Q)	36,292***	0,379	0,240	41,355***	0,407	0,229
Educação da mãe	1,777***	0,767	0,113	0,831***	0,339	0,048
Mãe com companheiro	4,469***	0,197	0,009	5,092***	0,207	0,004
Cor da mãe (branca)	-10,733***	-0,414	-0,033	-12,231***	-0,436	-0,034
Necessidade: variáveis da criança						
Sexo (feminino)	-0,364	-0,010	0,000	-0,415	-0,010	0,000
Saúde muito boa	0,524	0,006	0,001	0,597	0,007	0,001
Saúde boa	-2,050**	-0,041	0,004	-2,336**	-0,042	0,005
Saúde regular ou ruim	-3,582	-0,014	0,003	-4,082	-0,014	0,004
Chiado no peito	2,703***	0,041	-0,005	3,080***	0,033	-0,003
Doença crônica	-0,944	-0,006	0,000	-1,076	-0,007	0,000
Baixo peso ao nascer	1,187	0,006	0,000	1,353	0,006	0,000
Hospitalização	1,240	0,013	-0,002	1,413	0,013	-0,001
Dor de ouvido	-1,434**	-0,036	0,002	-1,634**	-0,038	0,002
Pontada no peito	11,649***	0,002	0,000	13,274***	0,002	0,000
Infecção urinária	0,590	0,054	-0,008	0,673	0,057	-0,009
Amamentação (1-3 m)	-1,659	-0,011	0,001	-1,891	-0,011	0,001
Amamentação (4-5 m)	3,512***	0,032	0,001	4,002***	0,034	0,001
Amamentação (6-11m)	4,093***	0,041	0,007	4,664***	0,043	0,006
Amamentação (≥ 12)	-3,249***	-0,073	0,004	-3,702***	-0,077	0,002
Necessidade: variáveis da mãe						
Idade da mãe (anos)	0,162***	0,271	0,004	0,185***	0,308	0,004
Fumou na gravidez	-9,555***	-0,145	0,026	-10,888***	-0,152	0,026
Saúde da mãe muito boa	-2,496***	-0,021	-0,006	-2,844***	-0,021	-0,005
Saúde da mãe boa	-2,832***	-0,074	0,003	-3,228***	-0,079	0,001
Saúde da mãe regular ou ruim	-7,176***	-0,070	0,015	-8,177***	-0,091	0,019
Resíduo			-0,014			-0,049
N- observações		1877			1877	

Fonte: Cálculos do autor com dados da coorte de nascimentos de Pelotas de 2004.

Notas: *, **, *** denotam valor-p menor do que 10%, 5% e 1%. Os grupos base para índice de posse, saúde da criança, amamentação, saúde da mãe são: 1º quintil (1Q), excelente, zero meses e excelente. Estimações foram realizadas com modelos GEE com distribuição log-normal e correlação independente, e, inclusão da interação entre o acompanhamento 72 meses e renda, além de variáveis binárias dos acompanhamentos.

Tabela A9- Efeito Marginal (EM), elasticidade (η) e contribuição das variáveis para o IC dos gastos com medicamentos, acompanhamento 12 e 48 meses

Variáveis	12 meses			48 meses		
	EM	η	Cont.	EM	η	Cont.
Variáveis Socioeconômicas						
Renda	4,783***	1,259	0,107	3,965***	1,440	0,107
Índice de posse (2Q)	5,987***	0,043	-0,009	4,963***	0,044	-0,011
Índice de posse (3Q)	10,449***	0,073	-0,003	8,663***	0,092	-0,006
Índice de posse (4Q)	13,808***	0,122	0,027	11,447***	0,131	0,034
Índice de posse (5Q)	18,077***	0,154	0,098	14,986***	0,170	0,105
Educação da mãe	0,985***	0,351	0,049	0,817***	0,393	0,057
Mãe com companheiro	-0,317	-0,012	0,000	-0,263	-0,012	-0,001
Cor da mãe (branca)	6,106***	0,194	0,016	5,062***	0,211	0,016
Plano de Saúde	8,123***	0,127	0,050	6,734***	0,157	0,053
Necessidade: variáveis da criança						
Sexo (feminino)	0,515	0,011	0,000	0,427	0,012	0,000
Saúde muito boa	7,733***	0,074	0,005	6,411***	0,086	0,012
Saúde boa	18,288***	0,253	-0,042	15,161***	0,308	-0,033
Saúde regular ou ruim	35,168***	0,095	-0,023	29,156***	0,114	-0,024
Chiado no peito	6,754***	0,184	-0,010	5,599***	0,088	-0,007
Doença crônica	2,345**	0,006	0,000	1,944**	0,012	0,000
Baixo peso ao nascer	-1,140	-0,004	0,000	-0,945	-0,005	0,000
Hospitalização	4,171***	0,034	-0,005	3,458***	0,037	-0,005
Dor de ouvido	5,500***	0,110	-0,006	4,560***	0,120	-0,007
Pontada no peito	3,756***	-0,003	0,000	3,114***	-0,004	0,000
Infecção urinária	-1,610	0,014	-0,002	-1,335	0,015	-0,002
Amamentação (1-3 m)	4,405***	0,023	-0,002	3,652***	0,025	-0,002
Amamentação (4-5 m)	1,710	0,013	0,000	1,418	0,014	0,000
Amamentação (6-11m)	1,997	0,017	0,003	1,655	0,019	0,003
Amamentação (≥ 12)	0,209	0,004	0,000	0,174	0,004	0,000
Necessidade: variáveis da mãe						
Idade da mãe (anos)	0,146**	0,175	0,004	0,121**	0,212	0,004
Fumou na gravidez	1,557*	0,018	-0,004	1,291*	0,019	-0,004
Saúde da mãe muito boa	-0,156	-0,001	0,000	-0,129	-0,001	0,000
Saúde da mãe boa	-1,310	-0,027	0,002	-1,086	-0,029	0,001
Saúde da mãe regular ou ruim	-4,708***	-0,031	0,00	-3,903***	-0,039	0,009
Resíduo			-0,006			0,027
N- observações		3145			3145	

Fonte: Cálculos do autor com dados da coorte de nascimentos de Pelotas de 2004.

Notas: *, **, *** denotam valor-p menor do que 10%, 5% e 1%. Os grupos base para índice de posse, saúde da criança, amamentação, saúde da mãe são: 1º quintil (1Q), excelente, zero meses e excelente. Estimções foram realizadas com modelos GEE com distribuição log-normal e correlação independente, e, inclusão de variáveis binárias dos acompanhamentos.

Tabela A10- Efeito Marginal (EM), elasticidade (η) e contribuição das variáveis para o IC dos gastos totais com saúde, acompanhamento 12 e 48 meses

	12 meses			48 meses		
	EM	η	Cont.	EM	η	Cont.
Variáveis						
Socioeconômicas						
Renda	19,124***	2,381	0,208	16,993***	2,603	0,197
Índice de posse (2Q)	14,374*	0,031	-0,006	12,772*	0,050	-0,011
Índice de posse (3Q)	30,163***	0,122	-0,011	26,802***	0,106	-0,004
Índice de posse (4Q)	47,122***	0,201	0,045	41,871***	0,196	0,048
Índice de posse (5Q)	60,609***	0,246	0,157	53,855***	0,259	0,166
Educação da mãe	3,715***	0,611	0,087	3,301***	0,650	0,098
Mãe com companheiro	-0,815	-0,014	0,000	-0,724	-0,014	-0,001
Cor da mãe (branca)	-0,588	-0,009	-0,001	-0,523	-0,009	-0,001
Necessidade: variáveis da criança						
Sexo (feminino)	-4,549***	-0,045	0,001	-4,042***	-0,047	0,002
Saúde muito boa	7,318***	0,033	0,002	6,502***	0,036	0,005
Saúde boa	17,576***	0,122	-0,019	15,617***	0,139	-0,015
Saúde regular ou ruim	42,672***	0,057	-0,013	37,916***	0,066	-0,013
Chiado no peito	4,570***	0,060	-0,003	4,061***	0,027	-0,003
Doença crônica	6,763***	0,008	0,000	6,009***	0,016	0,000
Baixo peso ao nascer	1,096	0,002	0,000	0,974	0,002	0,000
Hospitalização	10,306***	0,042	-0,005	9,158***	0,043	-0,006
Dor de ouvido	4,452***	0,043	-0,002	3,956***	0,045	-0,002
Pontada no peito	3,444	0,000	0,000	3,060	0,000	0,000
Infecção urinária	-0,216	0,006	-0,001	-0,192	0,006	-0,001
Amamentação (1-3 m)	-1,782	-0,004	0,000	-1,584	-0,005	0,000
Amamentação (4-5 m)	-1,778	-0,006	0,000	-1,580	-0,007	0,000
Amamentação (6-11m)	2,449	0,010	0,002	2,176	0,010	0,002
Amamentação (≥ 12)	1,308	0,011	-0,001	1,162	0,011	-0,001
Necessidade: variáveis da mãe						
Idade da mãe (anos)	0,628***	0,363	0,007	0,558***	0,418	0,007
Fumou na gravidez	-7,437***	-0,043	0,009	-6,608***	-0,045	0,008
Saúde da mãe muito boa	-3,092*	-0,010	-0,002	-2,747*	-0,011	-0,003
Saúde da mãe boa	-1,999	-0,020	0,001	-1,776	-0,021	0,001
Saúde da mãe regular ou ruim	-12,678***	-0,044	0,010	-11,265***	-0,050	0,011
Resíduo			0,009			0,031
N- observações		2509			2509	

Fonte: Cálculos do autor com dados da coorte de nascimentos de Pelotas de 2004.

Notas: *, **, *** denotam valor-p menor do que 10%, 5% e 1%. Os grupos base para índice de posse, saúde da criança, amamentação, saúde da mãe são: 1º quintil (1Q), excelente, zero meses e excelente. Estimativas foram realizadas com modelos GEE com distribuição log-normal e correlação independente, e, inclusão de variáveis binárias dos acompanhamentos.

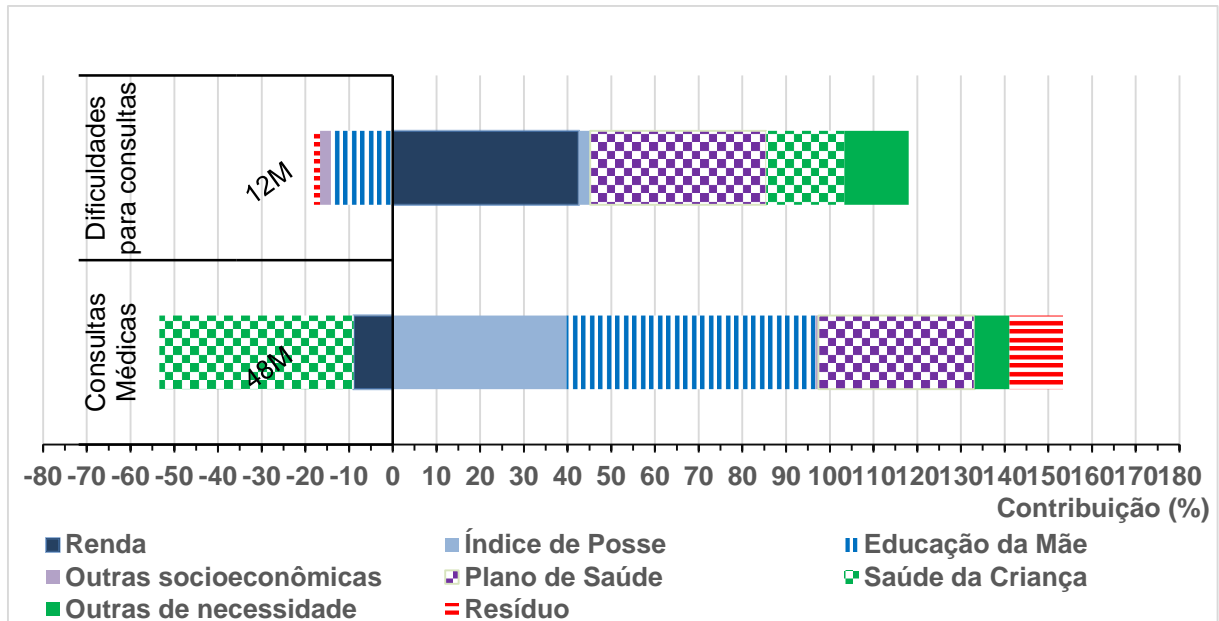
Tabela A11- Efeito Marginal (EM), elasticidade (η) e contribuição das variáveis para o IC de consultas e dificuldades para consultas

Variáveis	Consultas			Dificuldades para consultas		
	EM	η	Cont.	EM	η	Cont.
Socioeconômicas						
Renda	-0,005	-0,037	-0,009	-0,017**	-0,545	-0,035
Índice de posse (2Q)	0,047**	0,009	-0,007	-0,009	-0,008	0,001
Índice de posse (3Q)	0,102***	0,024	-0,005	0,016	0,014	0,000
Índice de posse (4Q)	0,060**	0,015	0,013	-0,003	-0,004	-0,001
Índice de posse (5Q)	0,077***	0,020	0,038	-0,005	-0,005	-0,002
Educação da mãe	0,011***	0,121	0,056	0,003	0,112	0,012
Mãe com companheiro	-0,008	-0,008	-0,001	0,01	0,046	0,001
Cor da mãe (branca)	0,008	0,007	0,002	0,004	0,018	0,001
Plano de Saúde	0,064***	0,034	0,035	-0,057***	-0,113	-0,033
Necessidade: variáveis da criança						
Sexo (feminino)	0,033**	0,020	-0,002	0,002	0,004	0,000
Saúde muito boa	0,034*	0,010	0,004	0,048***	0,056	0,003
Saúde boa	0,116***	0,054	-0,018	0,022	0,038	-0,005
Saúde regular ou ruim	0,252***	0,024	-0,016	0,067**	0,023	-0,005
Chiado no peito	0,131***	0,047	-0,011	0,026*	0,089	-0,004
Doença crônica	0,118***	0,016	0,001	-0,003	-0,001	0,000
Baixo peso ao nascer	-0,033	-0,005	0,001	0,001	0,000	0,000
Hospitalização	0,023	0,006	-0,002	0,023	0,024	-0,003
Dor de ouvido	0,038***	0,022	-0,004	0,01	0,024	-0,001
Pontada no peito	-0,022	0,000	0,000	0,004	-0,002	0,000
Infecção urinária	-0,007	-0,002	0,001	-0,009	0,002	0,000
Amamentação (1-3 m)	-0,018	-0,003	0,001	-0,037	-0,023	0,001
Amamentação (4-5 m)	-0,002	0,000	0,000	-0,004	-0,004	0,000
Amamentação (6-11m)	0,007	0,002	0,001	-0,016	-0,018	-0,002
Amamentação (≥ 12)	0,027	0,014	-0,002	-0,002	-0,005	0,000
Necessidade: variáveis da mãe						
Idade da mãe (anos)	-0,002	-0,063	-0,004	0,000	-0,066	-0,001
Fumou na gravidez	-0,045***	-0,016	0,009	0,021	0,031	-0,005
Saúde da mãe muito boa	0,045*	0,009	0,007	-0,02	-0,017	-0,002
Saúde da mãe boa	0,009	0,006	-0,001	-0,018	-0,044	0,002
Saúde da mãe regular ou ruim	0,013	0,003	-0,002	0,038*	0,033	-0,006
Resíduo			0,012			0,001
IC		0,099			-0,083	
IH		0,144			-	
N- observações		3479			3529	

Fonte: Cálculos do autor com dados da coorte de nascimentos de Pelotas de 2004.

Notas: *, **, *** denotam valor-p menor do que 10%, 5% e 1%. Os grupos base para índice de posse, saúde da criança, amamentação, saúde da mãe são: 1º quintil (1Q), excelente, zero meses e excelente. Estimacões foram realizadas com modelos probit. Contribuições para o IC foram normalizadas seguindo abordagem de Erreygers (2009).

Gráfico A3- Contribuição (%) das variáveis para o IC de consultas e dificuldades para consultas



Fonte: Elaboração do autor com base nos dados da Coorte de Nascimentos de Pelotas, 2004.

Notas: Os grupos correspondem a soma das contribuições percentuais das variáveis: **Renda** inclui apenas renda, **Índice de posse** inclui as categorias do índice de posse, **Educação da mãe** inclui apenas educação da mãe, **Outras socioeconômicas** incluem cor da mãe e mãe vive com companheiro, **Plano de Saúde** inclui apenas plano de saúde, **Saúde da Criança** inclui saúde reportada, chiado no peito, doenças crônicas, baixo peso ao nascer, hospitalização, dor de ouvido, pontada no peito e infecção urinária e **Outras de necessidade** incluem amamentação, idade da mãe, tabagismo na gravidez e sexo.

Tabela A12- Efeito Marginal (EM), elasticidade (η) e contribuição das variáveis para o IC dos gastos com plano de saúde, acompanhamentos 12 e 24 meses, modelo em duas partes

	12 meses			24 meses		
	EM	η	Cont.	EM	η	Cont.
Variáveis						
Socioeconômicas						
Renda	12,966***	4,122	0,350	11,567***	3,990	0,345
Índice de posse (2Q)	-12,922	-0,070	0,012	-4,619	-0,048	0,010
Índice de posse (3Q)	-4,85	-0,050	0,004	-6,632	-0,060	0,003
Índice de posse (4Q)	4,778	0,050	0,011	0,505	0,006	0,001
Índice de posse (5Q)	10,946	0,116	0,073	8,720*	0,099	0,063
Educação da mãe	1,724***	0,720	0,099	1,436***	0,648	0,093
Mãe com companheiro	6,799	0,306	0,010	7,095*	0,336	0,013
Cor da mãe (branca)	-4,784*	-0,183	-0,015	-12,165***	-0,498	-0,041
Necessidade:						
variáveis da criança						
Sexo (feminino)	-0,168	-0,004	0,000	-1,562	-0,043	0,000
Saúde muito boa	-0,989	-0,011	-0,001	3,955**	0,047	0,007
Saúde boa	-1,962	-0,035	0,005	-0,775	-0,016	0,002
Saúde regular ou ruim	-6,616	-0,022	0,005	-8,976	-0,044	0,014
Chiado no peito	1,901	0,065	-0,004	-0,928	-0,026	0,002
Doença crônica	-0,032	0,000	0,000	7,768***	0,031	-0,003
Baixo peso ao nascer	3,643	0,017	-0,001	4,252*	0,022	-0,001
Hospitalização	5,748**	0,058	-0,007	-1,336	-0,014	0,002
Dor de ouvido	2,575	0,064	-0,003	-0,878	-0,023	0,001
Pontada no peito	3,419	0,024	0,002	8,612***	-0,001	0,000
Infecção urinária	8,841***	0,016	-0,002	-0,194	0,042	-0,005
Amamentação (1-3 m)	-11,396**	-0,073	0,006	-8,862**	-0,061	0,005
Amamentação (4-5 m)	-1,894	-0,017	0,000	0,707	0,007	0,000
Amamentação (6-11m)	3,747	0,038	0,006	2,299	0,025	0,004
Amamentação (≥ 12)	-6,832**	-0,152	0,008	-5,754**	-0,137	0,006
Necessidade:						
variáveis da mãe						
Idade da mãe (anos)	0,275	0,410	0,008	0,162	0,267	0,005
Fumou na gravidez	-11,725***	-0,176	0,033	-9,798***	-0,158	0,032
Saúde da mãe muito boa	-3,302	-0,029	-0,006	-3,191	-0,028	-0,008
Saúde da mãe boa	-4,076	-0,104	0,007	-0,787	-0,022	0,001
Saúde da mãe regular ou ruim	-5,155	-0,045	0,010	-8,639*	-0,081	0,019
Resíduo			0,069			0,104
N- observações		1877			1877	

Fonte: Cálculos do autor com dados da coorte de nascimentos de Pelotas de 2004.

Notas: *, **, *** denotam valor-p menor do que 10%, 5% e 1%. Os grupos base para índice de posse, saúde da criança, amamentação, saúde da mãe são: 1º quintil (1Q), excelente, zero meses e excelente. Estimções foram realizadas com modelos em 2 partes: probit e GLM com distribuição log-normal.

Tabela A13- Efeito Marginal (EM), elasticidade (η) e contribuição das variáveis para o IC dos gastos com plano de saúde, acompanhamentos 48 e 72 meses, modelo em duas partes

	48 meses			72 meses		
	EM	η	Cont.	EM	η	Cont.
Variáveis						
Socioeconômicas						
Renda	14,259***	4,820	0,358	11,817***	3,725	0,296
Índice de posse (2Q)	-0,286	-0,003	0,001	6,145	0,061	-0,015
Índice de posse (3Q)	3,517	0,032	-0,001	14,013	0,136	-0,010
Índice de posse (4Q)	8,339	0,085	0,021	17,674	0,172	0,043
Índice de posse (5Q)	14,341*	0,150	0,095	28,919**	0,285	0,160
Educação da mãe	1,842***	0,795	0,117	1,537***	0,628	0,088
Mãe com companheiro	-1,453	-0,064	-0,003	-0,314	-0,013	0,000
Cor da mãe (branca)	-5,040**	-0,195	-0,015	-8,581***	-0,306	-0,024
Necessidade:						
variáveis da criança						
Sexo (feminino)	0,943	0,025	-0,001	0,421	0,010	0,000
Saúde muito boa	-3,189	-0,037	-0,005	-0,547	-0,006	-0,001
Saúde boa	-2,763	-0,055	0,006	1,846	0,033	-0,004
Saúde regular ou ruim	9,974**	0,039	-0,007	-4,127	-0,014	0,004
Chiado no peito	-0,815	-0,012	0,002	3,910*	0,042	-0,003
Doença crônica	-7,244**	-0,042	0,001	0,706	0,005	0,000
Baixo peso ao nascer	2,293	0,011	-0,001	0,585	0,003	0,000
Hospitalização	1,975	0,020	-0,003	2,643	0,025	-0,002
Dor de ouvido	-4,403**	-0,110	0,005	-1,652	-0,038	0,002
Pontada no peito	6,961**	0,004	0,000	11,173***	-0,001	0,000
Infecção urinária	1,350	0,032	-0,005	-0,225	0,048	-0,008
Amamentação (1-3 m)	-5,231	-0,034	0,003	-2,550	-0,015	0,001
Amamentação (4-5 m)	0,418	0,004	0,000	-0,866	-0,007	0,000
Amamentação (6-11m)	0,697	0,007	0,001	-4,627	-0,043	-0,006
Amamentação (≥ 12)	-5,783*	-0,130	0,008	-6,168	-0,128	0,004
Necessidade:						
variáveis da mãe						
Idade da mãe (anos)	0,288*	0,480	0,007	0,235	0,392	0,005
Fumou na gravidez	-14,388***	-0,218	0,039	-8,511**	-0,119	0,021
Saúde da mãe muito boa	-4,020*	-0,033	-0,009	1,533	0,011	0,003
Saúde da mãe boa	-1,317	-0,034	0,002	-2,755	-0,067	0,001
Saúde da mãe regular ou ruim	-4,281	-0,042	0,009	-3,364	-0,038	0,008
Resíduo			0,037			0,012
N- observações		1877			1877	

Fonte: Cálculos do autor com dados da coorte de nascimentos de Pelotas de 2004.

Notas: *, **, *** denotam valor-p menor do que 10%, 5% e 1%. Os grupos base para índice de posse, saúde da criança, amamentação, saúde da mãe são: 1º quintil (1Q), excelente, zero meses e excelente. Estimativas foram realizadas com modelos em 2 partes: probit e GLM com distribuição log-normal.

Tabela A14- Efeito Marginal (EM), elasticidade (η) e contribuição das variáveis para o IC dos gastos com medicamentos, acompanhamentos 12 e 48 meses, modelo em duas partes

	12 meses			48 meses		
	EM	η	Cont.	EM	η	Cont.
Variáveis						
Socioeconômicas						
Renda	3,694***	0,972	0,082	5,113***	1,857	0,138
Índice de posse (2Q)	4,693	0,034	-0,007	8,959***	0,079	-0,020
Índice de posse (3Q)	12,507***	0,088	-0,003	8,383***	0,089	-0,006
Índice de posse (4Q)	12,322***	0,109	0,024	9,287***	0,106	0,028
Índice de posse (5Q)	18,567***	0,158	0,101	13,750***	0,156	0,097
Educação da mãe	0,632**	0,225	0,031	0,988***	0,476	0,069
Mãe com companheiro	-0,273	-0,010	0,000	0,529	0,024	0,001
Cor da mãe (branca)	2,348	0,075	0,006	3,680**	0,154	0,012
Plano de Saúde	11,490***	0,180	0,071	7,692***	0,179	0,061
Necessidade:						
variáveis da criança						
Sexo (feminino)	-3,213**	-0,067	0,001	0,320	0,009	0,000
Saúde muito boa	8,824***	0,085	0,006	6,908***	0,092	0,013
Saúde boa	15,130***	0,209	-0,035	11,990***	0,244	-0,026
Saúde regular ou ruim	32,289***	0,087	-0,021	28,357***	0,111	-0,024
Chiado no peito	4,573***	0,125	-0,007	8,002***	0,126	-0,010
Doença crônica	5,552**	0,014	0,000	5,221***	0,031	0,000
Baixo peso ao nascer	-2,266	-0,008	0,001	-2,844	-0,014	0,001
Hospitalização	6,027***	0,049	-0,007	-0,524	-0,006	0,001
Dor de ouvido	8,966***	0,180	-0,009	2,865**	0,075	-0,005
Pontada no peito	6,697***	0,010	0,001	1,509	-0,005	0,000
Infecção urinária	4,573	0,025	-0,004	-1,895	0,007	-0,001
Amamentação (1-3 m)	3,974	0,021	-0,002	1,166	0,008	-0,001
Amamentação (4-5 m)	3,565	0,027	0,000	-3,059	-0,030	0,000
Amamentação (6-11m)	5,634**	0,049	0,008	-3,089	-0,035	-0,005
Amamentação (≥ 12)	1,949	0,034	-0,002	-1,898	-0,043	0,002
Necessidade:						
variáveis da mãe						
Idade da mãe (anos)	0,295**	0,356	0,008	-0,047	-0,083	-0,001
Fumou na gravidez	-1,217	-0,014	0,003	1,259	0,019	-0,004
Saúde da mãe muito boa	-1,957	-0,014	-0,003	1,226	0,012	0,003
Saúde da mãe boa	-4,428**	-0,091	0,006	-0,668	-0,018	0,001
Saúde da mãe regular ou ruim	-4,497*	-0,030	0,007	-3,768	-0,037	0,008
Resíduo			-0,001			-0,005
N- observações		3145			3145	

Fonte: Cálculos do autor com dados da coorte de nascimentos de Pelotas de 2004.

Notas: *, **, *** denotam valor-p menor do que 10%, 5% e 1%. Os grupos base para índice de posse, saúde da criança, amamentação, saúde da mãe são: 1º quintil (1Q), excelente, zero meses e excelente. Estimções foram realizadas com modelos em 2 partes: probit e GLM com distribuição log-normal.

Tabela A15- Efeito Marginal (EM), elasticidade (η) e contribuição das variáveis para o IC dos gastos totais com saúde, acompanhamentos 12 e 48 meses, modelo em duas partes

	12 meses			48 meses		
	EM	η	Cont.	EM	η	Cont.
Variáveis Sociais						
Renda	21,100***	2,627	0,230	18,669***	2,860	0,216
Índice de posse (2Q)	11,698	0,025	-0,005	12,819	0,050	-0,011
Índice de posse (3Q)	21,369**	0,087	-0,008	22,275**	0,088	-0,003
Índice de posse (4Q)	36,891***	0,157	0,035	30,959***	0,145	0,035
Índice de posse (5Q)	53,745***	0,218	0,140	46,366***	0,223	0,143
Educação da mãe	2,710***	0,446	0,063	3,478***	0,685	0,103
Mãe com companheiro	2,452	0,043	0,001	-1,533	-0,030	-0,001
Cor da mãe (branca)	-4,972	-0,074	-0,006	-0,933	-0,016	-0,001
Necessidade: variáveis da criança						
Sexo (feminino)	-7,391***	-0,074	0,001	-0,701	-0,008	0,000
Saúde muito boa	16,084***	0,073	0,005	5,106	0,028	0,004
Saúde boa	20,877***	0,145	-0,022	13,443***	0,120	-0,013
Saúde regular ou ruim	47,403***	0,063	-0,015	41,374***	0,072	-0,014
Chiado no peito	2,41	0,032	-0,002	11,697***	0,079	-0,007
Doença crônica	14,780***	0,018	0,000	8,447**	0,022	0,000
Baixo peso ao nascer	4,243	0,008	0,000	-1,579	-0,003	0,000
Hospitalização	16,803***	0,068	-0,008	-0,080	0,000	0,000
Dor de ouvido	9,867***	0,096	-0,004	-3,219	-0,037	0,002
Pontada no peito	2,614	0,019	0,002	4,827	0,001	0,000
Infecção urinária	19,069***	0,005	-0,001	0,539	0,010	-0,001
Amamentação (1-3 m)	-4,459	-0,011	0,001	-1,409	-0,004	0,000
Amamentação (4-5 m)	3,452	0,013	0,000	-7,268	-0,031	-0,001
Amamentação (6-11m)	10,542**	0,043	0,007	-1,587	-0,008	-0,001
Amamentação (≥ 12)	1,977	0,017	-0,001	-5,642	-0,055	0,003
Necessidade: variáveis da mãe						
Idade da mãe (anos)	0,988***	0,571	0,011	0,681***	0,511	0,008
Fumou na gravidez	-10,728**	-0,062	0,012	-7,816**	-0,053	0,010
Saúde da mãe muito boa	-10,380***	-0,034	-0,007	-3,315	-0,013	-0,003
Saúde da mãe boa	-11,547***	-0,114	0,007	-1,472	-0,017	0,001
Saúde da mãe regular ou ruim	-20,991***	-0,073	0,017	-10,806*	-0,048	0,011
Resíduo			0,022			0,037
N- observações	2509			2509		

Fonte: Cálculos do autor com dados da coorte de nascimentos de Pelotas de 2004.

Notas: *, **, *** denotam valor-p menor do que 10%, 5% e 1%. Os grupos base para índice de posse, saúde da criança, amamentação, saúde da mãe são: 1º quintil (1Q), excelente, zero meses e excelente. Estimções foram realizadas com modelos em 2 partes: probit e GLM com distribuição log-normal.

Tabela A16- Efeito Marginal (EM), elasticidade (η) e contribuição das variáveis para o IC do plano de saúde, acompanhamentos 12 e 24 meses, painel desbalanceado

	12 meses			24 meses		
	EM	η	Cont.	EM	η	Cont.
Variáveis						
Socioeconômicas						
Renda	0,120***	2,016	0,256	0,124***	2,001	0,268
Índice de posse (2Q)	0,022*	0,010	-0,003	0,023*	0,010	-0,004
Índice de posse (3Q)	0,094***	0,042	-0,002	0,096***	0,053	-0,004
Índice de posse (4Q)	0,140***	0,077	0,025	0,144***	0,073	0,027
Índice de posse (5Q)	0,191***	0,106	0,098	0,196***	0,102	0,098
Educação da mãe	0,030***	0,667	0,137	0,031***	0,670	0,153
Mãe com companheiro	0,008	0,018	0,001	0,008	0,017	0,001
Cor da mãe (branca)	0,024*	0,049	0,006	0,025*	0,048	0,006
Necessidade:						
variáveis da criança						
Sexo (feminino)	-0,015	-0,021	0,000	-0,016	-0,020	0,001
Saúde muito boa	-0,005	-0,003	0,000	-0,005	-0,003	-0,001
Saúde boa	-0,004	-0,003	0,001	-0,004	-0,004	0,001
Saúde regular ou ruim	-0,03	-0,005	0,002	-0,031	-0,007	0,003
Chiado no peito	0,015*	0,026	-0,002	0,015*	0,020	-0,003
Doença crônica	0,011	0,002	0,000	0,011	0,002	0,000
Baixo peso ao nascer	0,011	0,003	0,000	0,011	0,003	0,000
Hospitalização	-0,017	-0,009	0,002	-0,017	-0,009	0,002
Dor de ouvido	0,011	0,014	-0,001	0,012	0,014	-0,001
Pontada no peito	0,029	0,010	0,001	0,029	0,009	0,001
Infecção urinária	0,075***	0,007	-0,002	0,077***	0,007	-0,001
Amamentação (1-3 m)	-0,032	-0,010	0,001	-0,033	-0,010	0,001
Amamentação (4-5 m)	-0,003	-0,001	0,000	-0,003	-0,001	0,000
Amamentação (6-11m)	0,026	0,014	0,003	0,026	0,014	0,003
Amamentação (≥ 12)	-0,022	-0,024	0,002	-0,023	-0,024	0,001
Necessidade:						
variáveis da mãe						
Idade da mãe (anos)	0,004***	0,299	0,010	0,004***	0,303	0,011
Fumou na gravidez	-0,061***	-0,046	0,014	-0,062***	-0,045	0,015
Saúde da mãe muito boa	0,026*	0,011	0,003	0,026*	0,012	0,004
Saúde da mãe boa	0,014	0,019	-0,002	0,015	0,019	-0,002
Saúde da mãe regular ou ruim	0,005	0,002	-0,001	0,005	0,002	-0,001
Resíduo			0,036			0,009
IC		0,583			0,589	
IH		0,553			0,554	
N- observações		3490			3357	

Fonte: Cálculos do autor com dados da coorte de nascimentos de Pelotas de 2004.

Notas: *, **, *** denotam valor-p menor do que 10%, 5% e 1%. Os grupos base para índice de posse, saúde da criança, amamentação, saúde da mãe são: 1º quintil (1Q), excelente, zero meses e excelente. Estimações foram realizadas com modelos probit com efeitos aleatórios e inclusão da interação entre o acompanhamento 72 meses e renda e educação das mães, além de variáveis binárias dos acompanhamentos. Contribuições para o IC foram normalizadas seguindo abordagem de Erreygers (2009).

Tabela A17- Efeito Marginal (EM), elasticidade (η) e contribuição das variáveis para o IC do plano de saúde, acompanhamentos 48 e 72 meses, painel desbalanceado

Variáveis	48 meses			72 meses		
	EM	η	Cont.	EM	η	Cont.
Socioeconômicas						
Renda	0,129***	2,009	0,249	0,061***	0,936	0,127
Índice de posse (2Q)	0,024*	0,009	-0,003	0,027*	0,009	-0,003
Índice de posse (3Q)	0,100***	0,045	-0,005	0,114***	0,054	-0,005
Índice de posse (4Q)	0,150***	0,073	0,032	0,170***	0,092	0,041
Índice de posse (5Q)	0,205***	0,100	0,101	0,232***	0,094	0,095
Educação da mãe	0,032***	0,660	0,161	0,040***	0,834	0,197
Mãe com companheiro	0,008	0,016	0,001	0,009	0,018	0,000
Cor da mãe (branca)	0,026*	0,046	0,006	0,029*	0,051	0,007
Necessidade: variáveis da criança						
Sexo (feminino)	-0,017	-0,019	0,001	-0,019	-0,022	0,001
Saúde muito boa	-0,006	-0,003	-0,001	-0,006	-0,004	-0,001
Saúde boa	-0,004	-0,004	0,001	-0,005	-0,004	0,001
Saúde regular ou ruim	-0,032	-0,006	0,002	-0,036	-0,006	0,003
Chiado no peito	0,016*	0,011	-0,001	0,018*	0,010	-0,001
Doença crônica	0,012	0,003	0,000	0,013	0,004	0,000
Baixo peso ao nascer	0,011	0,003	0,000	0,013	0,003	0,000
Hospitalização	-0,018	-0,008	0,002	-0,02	-0,009	0,001
Dor de ouvido	0,012	0,014	-0,001	0,014	0,015	-0,002
Pontada no peito	0,031	0,009	0,001	0,035	0,010	0,000
Infecção urinária	0,080***	0,006	-0,002	0,091***	0,007	-0,002
Amamentação (1-3 m)	-0,034	-0,010	0,001	-0,039	-0,011	0,001
Amamentação (4-5 m)	-0,003	-0,001	0,000	-0,003	-0,001	0,000
Amamentação (6-11m)	0,028	0,014	0,003	0,031	0,015	0,004
Amamentação (≥ 12)	-0,024	-0,023	0,002	-0,027	-0,025	0,002
Necessidade: variáveis da mãe						
Idade da mãe (anos)	0,004***	0,315	0,010	0,005***	0,377	0,008
Fumou na gravidez	-0,065***	-0,044	0,013	-0,074***	-0,049	0,015
Saúde da mãe muito boa	0,028*	0,011	0,004	0,031*	0,013	0,005
Saúde da mãe boa	0,015	0,018	-0,002	0,018	0,020	-0,001
Saúde da mãe regular ou ruim	0,005	0,002	-0,001	0,006	0,003	-0,001
Resíduo			-0,021			-0,002
IC		0,553			0,491	
IH		0,521			0,472	
N- observações		3441			2928	

Fonte: Cálculos do autor com dados da coorte de nascimentos de Pelotas de 2004.

Notas: *, **, *** denotam valor-p menor do que 10%, 5% e 1%. Os grupos base para índice de posse, saúde da criança, amamentação, saúde da mãe são: 1º quintil (1Q), excelente, zero meses e excelente. Estimações foram realizadas com modelos probit com efeitos aleatórios e inclusão da interação entre o acompanhamento 72 meses e renda e educação das mães, além de variáveis binárias dos acompanhamentos. Contribuições para o IC foram normalizadas seguindo abordagem de Erreygers (2009).

Tabela A18- Efeito Marginal (EM), elasticidade (η) e contribuição das variáveis para o IC do uso de medicamentos, acompanhamentos 12 e 24 meses, painel desbalanceado

	12 meses			24 meses		
	EM	η	Cont.	EM	η	Cont.
Variáveis Sociais						
Renda	0,023***	0,213	0,048	0,024***	0,271	0,052
Índice de posse (2Q)	0,021	0,005	-0,003	0,022	0,007	-0,004
Índice de posse (3Q)	0,033**	0,008	-0,001	0,035**	0,013	-0,001
Índice de posse (4Q)	0,030**	0,009	0,005	0,032**	0,011	0,006
Índice de posse (5Q)	0,053***	0,017	0,027	0,057***	0,020	0,028
Educação da mãe	0,013***	0,164	0,060	0,014***	0,211	0,069
Mãe com companheiro	-0,011	-0,014	-0,001	-0,011	-0,017	-0,001
Cor da mãe (branca)	0,039***	0,044	0,009	0,041***	0,055	0,010
Raça (branca)						
Plano de Saúde	0,060***	0,034	0,035	0,064***	0,044	0,038
Necessidade: variáveis da criança						
Sexo (feminino)	-0,017*	-0,013	0,000	-0,018*	-0,016	0,001
Saúde muito boa	0,074***	0,025	0,004	0,079***	0,033	0,010
Saúde boa	0,140***	0,069	-0,030	0,149***	0,098	-0,025
Saúde regular ou ruim	0,283***	0,028	-0,020	0,302***	0,046	-0,028
Chiado no peito	0,076***	0,074	-0,012	0,081***	0,072	-0,013
Doença crônica	0,102***	0,009	-0,001	0,109***	0,015	-0,002
Baixo peso ao nascer	0,005	0,001	0,000	0,005	0,001	0,000
Hospitalização	0,008	0,002	-0,001	0,009	0,003	-0,001
Dor de ouvido	0,029***	0,021	-0,003	0,031***	0,026	-0,003
Pontada no peito	-0,011	0,004	0,001	-0,012	0,006	0,001
Infecção urinária	0,061***	-0,001	0,001	0,065***	-0,002	0,000
Amamentação (1-3 m)	-0,005	-0,001	0,000	-0,006	-0,001	0,000
Amamentação (4-5 m)	-0,021	-0,006	0,000	-0,022	-0,007	0,000
Amamentação (6-11m)	-0,027	-0,009	-0,003	-0,029	-0,011	-0,003
Amamentação (≥ 12)	-0,015	-0,009	0,001	-0,015	-0,011	0,001
Necessidade: variáveis da mãe						
Idade da mãe (anos)	-0,001	-0,031	-0,002	-0,001	-0,040	-0,002
Fumou na gravidez	0,012	0,005	-0,003	0,013	0,007	-0,003
Saúde da mãe muito boa	0,024	0,006	0,003	0,025	0,008	0,004
Saúde da mãe boa	-0,015	-0,011	0,002	-0,016	-0,014	0,002
Saúde da mãe regular ou ruim	0,026*	0,006	-0,004	0,027*	0,008	-0,004
Resíduo			0,018			-0,010
IC		0,131			0,121	
IH		0,197			0,187	
N- observações		3490			3357	

Fonte: Cálculos do autor com dados da coorte de nascimentos de Pelotas de 2004.

Notas: *, **, *** denotam valor-p menor do que 10%, 5% e 1%. Os grupos base para índice de posse, saúde da criança, amamentação, saúde da mãe são: 1º quintil (1Q), excelente, zero meses e excelente. Estimações foram realizadas com modelos probit com efeitos aleatórios e inclusão da interação entre o acompanhamento 72 meses e renda e educação das mães, além de variáveis binárias dos acompanhamentos. Contribuições para o IC foram normalizadas seguindo abordagem de Ereygers (2009).

Tabela A19- Efeito Marginal (EM), elasticidade (η) e contribuição das variáveis para o IC do uso de medicamentos, acompanhamentos 48 e 72 meses, painel desbalanceado

	48 meses			72 meses		
	EM	η	Cont.	EM	η	Cont.
Variáveis Sociais						
Renda	0,024***	0,315	0,047	0,009	0,160	0,018
Índice de posse (2Q)	0,022	0,007	-0,003	0,021	0,008	-0,002
Índice de posse (3Q)	0,035**	0,013	-0,002	0,033**	0,019	-0,001
Índice de posse (4Q)	0,033**	0,013	0,007	0,030**	0,020	0,007
Índice de posse (5Q)	0,057***	0,023	0,028	0,053***	0,026	0,022
Educação da mãe	0,014***	0,240	0,070	0,009***	0,220	0,043
Mãe com companheiro	-0,011	-0,019	-0,002	-0,011	-0,024	-0,001
Cor da mãe (branca)	0,041***	0,061	0,009	0,038***	0,079	0,009
Raça (branca)						
Plano de Saúde	0,064***	0,054	0,035	0,059***	0,071	0,029
Necessidade: variáveis da criança						
Sexo (feminino)	-0,018*	-0,018	0,001	-0,017*	-0,024	0,001
Saúde muito boa	0,079***	0,037	0,010	0,073***	0,051	0,010
Saúde boa	0,149***	0,110	-0,023	0,139***	0,140	-0,027
Saúde regular ou ruim	0,303***	0,046	-0,019	0,281***	0,055	-0,021
Chiado no peito	0,081***	0,046	-0,007	0,075***	0,048	-0,004
Doença crônica	0,109***	0,024	0,001	0,101***	0,037	0,000
Baixo peso ao nascer	0,005	0,001	0,000	0,005	0,001	0,000
Hospitalização	0,009	0,003	-0,001	0,008	0,004	-0,001
Dor de ouvido	0,031***	0,029	-0,003	0,029***	0,037	-0,003
Pontada no peito	-0,012	0,006	0,001	-0,011	0,008	0,000
Infecção urinária	0,065***	-0,002	0,001	0,060***	-0,003	0,001
Amamentação (1-3 m)	-0,006	-0,001	0,000	-0,005	-0,002	0,000
Amamentação (4-5 m)	-0,022	-0,008	0,000	-0,021	-0,010	0,000
Amamentação (6-11m)	-0,029	-0,012	-0,004	-0,027	-0,016	-0,003
Amamentação (≥ 12)	-0,016	-0,012	0,001	-0,014	-0,016	0,001
Necessidade: variáveis da mãe						
Idade da mãe (anos)	-0,001	-0,048	-0,002	-0,001	-0,067	-0,001
Fumou na gravidez	0,013	0,008	-0,003	0,012	0,010	-0,002
Saúde da mãe muito boa	0,025	0,009	0,004	0,023	0,011	0,004
Saúde da mãe boa	-0,016	-0,015	0,002	-0,015	-0,021	0,001
Saúde da mãe regular ou ruim	0,027*	0,010	-0,004	0,025*	0,015	-0,005
Resíduo			0,003			0,010
IC		0,146			0,081	
IH		0,190			0,133	
N- observações		3440			2928	

Fonte: Cálculos do autor com dados da coorte de nascimentos de Pelotas de 2004.

Notas: *, **, *** denotam valor-p menor do que 10%, 5% e 1%. Os grupos base para índice de posse, saúde da criança, amamentação, saúde da mãe são: 1º quintil (1Q), excelente, zero meses e excelente. Estimções foram realizadas com modelos probit com efeitos aleatórios e inclusão da interação entre o acompanhamento 72 meses e renda e educação das mães, além de variáveis

binárias dos acompanhamentos. Contribuições para o IC foram normalizadas seguindo abordagem de Erreygers (2009).

Tabela A20- Efeito Marginal (EM), elasticidade (η) e contribuição das variáveis para o IC dos gastos com plano de saúde, acompanhamentos 12 e 24 meses, painel desbalanceado

	12 meses			24 meses		
	EM	η	Cont.	EM	η	Cont.
Variáveis Sociais						
Renda	9,306***	2,574	0,226	9,323***	2,652	0,234
Índice de posse (2Q)	11,641	0,087	-0,019	11,663	0,094	-0,023
Índice de posse (3Q)	20,814***	0,155	-0,006	20,852***	0,201	-0,010
Índice de posse (4Q)	32,387***	0,295	0,065	32,447***	0,289	0,072
Índice de posse (5Q)	41,622***	0,380	0,243	41,699***	0,379	0,240
Educação da mãe	2,722***	1,003	0,142	2,727***	1,046	0,157
Mãe com companheiro	-0,379	-0,014	0,000	-0,380	-0,014	-0,001
Cor da mãe (branca)	-5,249***	-0,174	-0,014	-5,259***	-0,177	-0,015
Necessidade: variáveis da criança						
Sexo (feminino)	0,147	0,003	0,000	0,147	0,003	0,000
Saúde muito boa	3,781***	0,037	0,002	3,788***	0,040	0,005
Saúde boa	1,122	0,016	-0,003	1,124	0,019	-0,002
Saúde regular ou ruim	3,031*	0,009	-0,002	3,036*	0,012	-0,003
Chiado no peito	-1,611***	-0,046	0,003	-1,614***	-0,036	0,003
Doença crônica	-0,167	0,000	0,000	-0,167	-0,001	0,000
Baixo peso ao nascer	1,708*	0,008	-0,001	1,711*	0,009	-0,001
Hospitalização	1,336	0,012	-0,002	1,338	0,012	-0,002
Dor de ouvido	3,219***	0,067	-0,004	3,225***	0,068	-0,004
Pontada no peito	9,683***	-0,016	-0,001	9,701***	-0,016	-0,001
Infecção urinária	-7,535***	0,038	-0,006	-7,549***	0,038	-0,004
Amamentação (1-3 m)	-4,822***	-0,026	0,002	-4,831***	-0,026	0,002
Amamentação (4-5 m)	3,153***	0,025	0,000	3,159***	0,026	0,000
Amamentação (6-11m)	5,754***	0,053	0,008	5,764***	0,054	0,007
Amamentação (≥ 12)	4,382***	0,079	-0,003	4,390***	0,080	-0,003
Necessidade: variáveis da mãe						
Idade da mãe (anos)	0,359***	0,453	0,010	0,360***	0,476	0,011
Fumou na gravidez	-7,750***	-0,098	0,020	-7,764***	-0,099	0,021
Saúde da mãe muito boa	-2,322***	-0,017	-0,003	-2,326***	-0,018	-0,004
Saúde da mãe boa	-3,098***	-0,066	0,005	-3,103***	-0,069	0,005
Saúde da mãe regular ou ruim	-0,333	-0,002	0,001	-0,334	-0,003	0,001
Resíduo			0,004			-0,033
IC		0,666			0,652	
IH		0,641			0,621	
N- observações		3216			3086	

Fonte: Cálculos do autor com dados da coorte de nascimentos de Pelotas de 2004.

Notas: *, **, *** denotam valor-p menor do que 10%, 5% e 1%. Os grupos base para índice de posse, saúde da criança, amamentação, saúde da mãe são: 1º quintil (1Q), excelente, zero meses e excelente. Estimativas foram realizadas com modelos GEE com distribuição log-normal e correlação independente, e, inclusão da interação entre o acompanhamento 72 meses e renda, além de variáveis binárias dos acompanhamentos.

Tabela A21- Efeito Marginal (EM), elasticidade (η) e contribuição das variáveis para o IC dos gastos com plano de saúde, acompanhamentos 48 e 72 meses, painel desbalanceado

	48 meses			72 meses		
	EM	η	Cont.	EM	η	Cont.
Variáveis Sociais						
Renda	9,321***	2,675	0,203	10,459***	2,711	0,219
Índice de posse (2Q)	11,660	0,079	-0,019	13,083	0,072	-0,015
Índice de posse (3Q)	20,848***	0,174	-0,011	23,393***	0,188	-0,011
Índice de posse (4Q)	32,441***	0,292	0,077	36,401***	0,334	0,089
Índice de posse (5Q)	41,691***	0,375	0,232	46,779***	0,320	0,192
Educação da mãe	2,726***	1,034	0,154	2,193***	0,761	0,107
Mãe com companheiro	-0,380	-0,014	-0,001	-0,426	-0,014	0,000
Cor da mãe (branca)	-5,258***	-0,172	-0,013	-5,900***	-0,172	-0,013
Necessidade: variáveis da criança						
Sexo (feminino)	0,147	0,003	0,000	0,165	0,003	0,000
Saúde muito boa	3,788***	0,039	0,005	4,250***	0,041	0,006
Saúde boa	1,124	0,018	-0,002	1,261	0,018	-0,002
Saúde regular ou ruim	3,036*	0,010	-0,002	3,406*	0,009	-0,003
Chiado no peito	-1,614***	-0,020	0,001	-1,811***	-0,016	0,001
Doença crônica	-0,167	-0,001	0,000	-0,188	-0,001	0,000
Baixo peso ao nascer	1,711*	0,008	-0,001	1,919*	0,008	-0,001
Hospitalização	1,338	0,012	-0,002	1,501	0,012	-0,001
Dor de ouvido	3,224***	0,066	-0,004	3,618***	0,066	-0,004
Pontada no peito	9,699***	-0,016	-0,001	10,882***	-0,016	0,000
Infecção urinária	-7,547***	0,037	-0,005	-8,468***	0,037	-0,006
Amamentação (1-3 m)	-4,830***	-0,026	0,002	-5,420***	-0,026	0,002
Amamentação (4-5 m)	3,159***	0,025	0,000	3,544***	0,025	0,000
Amamentação (6-11m)	5,763***	0,053	0,008	6,467***	0,053	0,008
Amamentação (≥ 12)	4,390***	0,078	-0,003	4,925***	0,078	-0,003
Necessidade: variáveis da mãe						
Idade da mãe (anos)	0,359***	0,499	0,009	0,403***	0,541	0,007
Fumou na gravidez	-7,763***	-0,096	0,018	-8,710***	-0,096	0,018
Saúde da mãe muito boa	-2,326***	-0,017	-0,004	-2,610***	-0,018	-0,004
Saúde da mãe boa	-3,103***	-0,066	0,003	-3,482***	-0,068	0,002
Saúde da mãe regular ou ruim	-0,334	-0,003	0,001	-0,374	-0,003	0,001
Resíduo			0,007			0,009
IC		0,653			0,597	
IH		0,629			0,595	
N- observações		2985			2460	

Fonte: Cálculos do autor com dados da coorte de nascimentos de Pelotas de 2004.

Notas: *, **, *** denotam valor-p menor do que 10%, 5% e 1%. Os grupos base para índice de posse, saúde da criança, amamentação, saúde da mãe são: 1º quintil (1Q), excelente, zero meses e excelente. Estimções foram realizadas com modelos GEE com distribuição log-normal e correlação independente, e, inclusão da interação entre o acompanhamento 72 meses e renda, além de variáveis binárias dos acompanhamentos.

Tabela A22- Efeito Marginal (EM), elasticidade (η) e contribuição das variáveis para o IC dos gastos com medicamentos, acompanhamentos 12 e 48 meses, painel desbalanceado

	12 meses			48 meses		
	EM	η	Cont.	EM	η	Cont.
Variáveis Sociais						
Renda	3,610***	0,963	0,085	3,147***	1,125	0,085
Índice de posse (2Q)	6,480***	0,046	-0,010	5,648***	0,048	-0,011
Índice de posse (3Q)	10,837***	0,078	-0,003	9,446***	0,098	-0,006
Índice de posse (4Q)	14,704***	0,129	0,028	12,817***	0,144	0,038
Índice de posse (5Q)	18,552***	0,163	0,105	16,171***	0,181	0,112
Educação da mãe	0,961***	0,342	0,048	0,838***	0,396	0,059
Mãe com companheiro	0,061	0,002	0,000	0,053	0,002	0,000
Cor da mãe (branca)	5,716***	0,183	0,014	4,982***	0,203	0,015
Plano de Saúde	8,180***	0,130	0,052	7,130***	0,164	0,055
Necessidade: variáveis da criança						
Sexo (feminino)	0,209	0,004	0,000	0,182	0,005	0,000
Saúde muito boa	7,284***	0,069	0,005	6,350***	0,081	0,011
Saúde boa	16,655***	0,233	-0,039	14,518***	0,293	-0,032
Saúde regular ou ruim	33,015***	0,094	-0,025	28,778***	0,119	-0,025
Chiado no peito	6,754***	0,187	-0,012	5,888***	0,092	-0,007
Doença crônica	2,921***	0,007	0,000	2,546***	0,015	0,000
Baixo peso ao nascer	-1,828	-0,009	0,001	-1,593	-0,010	0,001
Hospitalização	3,570***	0,030	-0,005	3,112***	0,033	-0,005
Dor de ouvido	5,493***	0,110	-0,006	4,788***	0,122	-0,007
Pontada no peito	2,881***	0,002	0,000	2,511***	0,002	0,000
Infecção urinária	0,872	0,011	-0,002	0,760	0,012	-0,002
Amamentação (1-3 m)	4,219***	0,022	-0,002	3,678***	0,024	-0,002
Amamentação (4-5 m)	0,653	0,005	0,000	0,569	0,006	0,000
Amamentação (6-11m)	0,900	0,008	0,001	0,784	0,009	0,001
Amamentação (≥ 12)	-0,992	-0,017	0,001	-0,864	-0,019	0,001
Necessidade: variáveis da mãe						
Idade da mãe (anos)	0,202***	0,246	0,006	0,176***	0,304	0,006
Fumou na gravidez	2,091**	0,025	-0,005	1,823**	0,028	-0,005
Saúde da mãe muito boa	1,255	0,009	0,002	1,094	0,010	0,002
Saúde da mãe boa	-0,851	-0,018	0,001	-0,742	-0,020	0,001
Saúde da mãe regular ou ruim	-3,809***	-0,027	0,007	-3,320***	-0,034	0,008
Resíduo			0,011			0,043
IC		0,258			0,337	
IH		0,331			0,390	
N- observações		3482			3427	

Fonte: Cálculos do autor com dados da coorte de nascimentos de Pelotas de 2004.

Notas: *, **, *** denotam valor-p menor do que 10%, 5% e 1%. Os grupos base para índice de posse, saúde da criança, amamentação, saúde da mãe são: 1º quintil (1Q), excelente, zero meses e excelente. Estimções foram realizadas com modelos GEE com distribuição log-normal e correlação independente, e, inclusão de variáveis binárias dos acompanhamentos.

Tabela A23- Efeito Marginal (EM), elasticidade (η) e contribuição das variáveis para o IC dos gastos totais com saúde, acompanhamentos 12 e 48 meses, painel desbalanceado

	12 meses			48 meses		
	EM	η	Cont.	EM	η	Cont.
Variáveis Sociais						
Renda	17,508***	2,068	0,181	16,664***	2,336	0,177
Índice de posse (2Q)	16,920**	0,054	-0,012	16,104**	0,053	-0,013
Índice de posse (3Q)	31,486***	0,100	-0,004	29,969***	0,122	-0,008
Índice de posse (4Q)	48,978***	0,191	0,042	46,617***	0,205	0,054
Índice de posse (5Q)	64,786***	0,252	0,162	61,664***	0,271	0,168
Educação da mãe	3,902***	0,614	0,087	3,714***	0,688	0,102
Mãe com companheiro	-2,925	-0,048	-0,002	-2,784	-0,049	-0,002
Cor da mãe (branca)	-0,152	-0,002	0,000	-0,145	-0,002	0,000
Raça (branca)						
Necessidade: variáveis da criança						
Sexo (feminino)	-1,155	-0,011	0,000	-1,100	-0,012	0,000
Saúde muito boa	9,278***	0,039	0,003	8,831***	0,044	0,006
Saúde boa	14,750***	0,091	-0,015	14,039***	0,111	-0,012
Saúde regular ou ruim	40,569***	0,051	-0,014	38,614***	0,063	-0,013
Chiado no peito	4,245***	0,052	-0,003	4,040***	0,025	-0,002
Doença crônica	7,064***	0,008	0,000	6,723***	0,016	0,000
Baixo peso ao nascer	1,674	0,004	0,000	1,593	0,004	0,000
Hospitalização	7,943***	0,030	-0,005	7,560***	0,032	-0,004
Dor de ouvido	7,016***	0,062	-0,003	6,678***	0,067	-0,004
Pontada no peito	5,223**	0,001	0,000	4,971**	0,001	0,000
Infecção urinária	1,479	0,009	-0,001	1,408	0,009	-0,001
Amamentação (1-3 m)	-2,984	-0,007	0,000	-2,840	-0,007	0,001
Amamentação (4-5 m)	1,715	0,006	0,000	1,633	0,006	0,000
Amamentação (6-11m)	3,855*	0,015	0,002	3,670*	0,016	0,003
Amamentação (≥ 12)	2,068	0,016	-0,001	1,968	0,017	-0,001
Necessidade: variáveis da mãe						
Idade da mãe (anos)	0,632***	0,341	0,008	0,602***	0,408	0,008
Fumou na gravidez	-5,173***	-0,028	0,006	-4,924***	-0,030	0,006
Saúde da mãe muito boa	-2,442	-0,008	-0,001	-2,325	-0,008	-0,002
Saúde da mãe boa	-2,775*	-0,025	0,002	-2,641*	-0,027	0,001
Saúde da mãe regular ou ruim	-6,449**	-0,021	0,005	-6,139**	-0,024	0,006
Resíduo			0,032			0,053
IC		0,469			0,521	
IH		0,488			0,531	
N- observações		3209			2976	

Fonte: Cálculos do autor com dados da coorte de nascimentos de Pelotas de 2004.

Notas: *, **, *** denotam valor-p menor do que 10%, 5% e 1%. Os grupos base para índice de posse, saúde da criança, amamentação, saúde da mãe são: 1º quintil (1Q), excelente, zero meses e excelente. Estimções foram realizadas com modelos GEE com distribuição log-normal e correlação independente, e, inclusão de variáveis binárias dos acompanhamentos.

Tabela A24- Decomposição da variação do IC e IH em índices de mobilidades, plano de saúde e uso de medicamentos, painel desbalanceado

	Plano de saúde			Medicamentos		
	12-24M	12-48M	12-72M	12-24M	12-48M	12-72M
IC ^{ss}	0,585*** (0,015)	0,572*** (0,016)	0,583*** (0,017)	0,136*** (0,020)	0,135*** (0,018)	0,129*** (0,019)
IC ^{fs}	0,592*** (0,015)	0,555*** (0,017)	0,497*** (0,018)	0,122*** (0,019)	0,146*** (0,020)	0,080*** (0,020)
Var. IC	0,007 (0,015)	-0,017 (0,018)	-0,086*** (0,020)	-0,014 (0,027)	0,011 (0,026)	-0,049* (0,026)
M ^H	-0,000 (0,012)	0,044*** (0,015)	0,072*** (0,018)	0,017 (0,025)	-0,000 (0,025)	0,043* (0,025)
(-4IC ^{Δs})	-0,007 (0,808)	0,859** (0,373)	1,269*** (0,418)	-0,175 (0,259)	0,000 (0,160)	-0,142* (0,085)
Δh	0,020*** (0,006)	0,051*** (0,008)	0,056*** (0,009)	-0,098*** (0,011)	-0,155*** (0,011)	-0,300*** (0,012)
M ^R	0,007 (0,012)	0,026* (0,015)	-0,014 (0,018)	0,003 (0,014)	0,011 (0,016)	-0,007 (0,015)
N (Obs.)	3563	3525	3242	3564	3529	3226

Fonte: Cálculos do autor com dados da coorte de nascimentos de Pelotas de 2004.

Notas: *, **, *** denotam valor-p menor do que 10%, 5% e 1%. ΔIC é a variação do IC normalizado pela abordagem de Erreygers (2009). M^H e M^R são índices de mobilidade dos cuidados em saúde relacionada à renda e mobilidade da renda relacionada aos cuidados em saúde. Apenas os *missings* dos desfechos e da renda foram deletados. Os erros padrões entre parênteses foram gerados usando *bootstrapping* com 300 replicações.

Tabela A25- Decomposição da variação do IC e IH em índices de mobilidades, gastos com plano de saúde, gastos com medicamentos e gastos totais com saúde, painel desbalanceado

	Gastos com plano de saúde			Gastos com medicamentos		Gastos Totais com saúde	
	12-24M	12-48M	12-72M	12-24M	12-48M	12-48M	12-48M
IC ^{ss}	0,669*** (0,018)	0,674*** (0,018)	0,674*** (0,018)	0,261*** (0,019)	0,250*** (0,019)	0,471*** (0,015)	0,473*** (0,015)
IC ^{fs}	0,648*** (0,020)	0,620*** (0,020)	0,617*** (0,020)	0,223*** (0,020)	0,319*** (0,019)	0,447*** (0,017)	0,498*** (0,017)
Var. IC	-0,000 (0,016)	-0,027 (0,017)	-0,101*** (0,037)	-0,027 (0,026)	0,083*** (0,026)	-0,007 (0,016)	0,040** (0,018)
M ^H	0,021 (0,015)	0,054*** (0,017)	0,056*** (0,019)	0,038 (0,025)	-0,069*** (0,024)	0,024 (0,016)	-0,025 (0,017)
p	-1,490 (315,364)	7,942 (83,087)	0,342 (1,414)	-0,543 (5,813)	0,236** (0,109)	-0,387 (3,020)	0,206 (0,255)
q	-0,014 (0,042)	0,007 (0,043)	0,165*** (0,044)	-0,070 (0,048)	-0,294*** (0,056)	-0,062* (0,033)	-0,121*** (0,044)
M ^R	0,021* (0,011)	0,026** (0,012)	-0,044 (0,036)	0,011 (0,012)	0,014 (0,014)	0,017* (0,010)	0,015 (0,012)
N (Obs.)	3112	2908	2575	3541	3509	3902	2893

Fonte: Cálculos do autor com dados da coorte de nascimentos de Pelotas de 2004.

Notas: *, **, *** denotam valor-p menor do que 10%, 5% e 1%. ΔIC é a variação do IC. M^H e M^R são índices de mobilidade dos cuidados em saúde relacionada à renda e mobilidade da renda relacionada aos cuidados em saúde. Apenas os *missings* dos desfechos e da renda foram deletados. Os erros padrões entre parênteses foram gerados usando *bootstrapping* com 300 replicações.

Tabela A26- Decomposição da variação do IC em índices de mobilidades, plano de saúde e uso de medicamentos, usando índice de posse

	Plano de saúde			Medicamentos		
	12-24M	12-48M	12-72M	12-24M	12-48M	12-72M
IC ^{ss}	0,543*** (0,020)	0,543*** (0,019)	0,543*** (0,020)	0,125*** (0,022)	0,125*** (0,021)	0,125*** (0,022)
IC ^{fs}	0,566*** (0,019)	0,537*** (0,019)	0,488*** (0,019)	0,118*** (0,020)	0,137*** (0,023)	0,039* (0,020)
Var. IC	0,023 (0,017)	-0,007 (0,021)	-0,056** (0,023)	-0,007 (0,028)	0,013 (0,028)	-0,086*** (0,029)
M ^H	-0,010 (0,015)	0,043** (0,019)	0,078*** (0,020)	0,015 (0,028)	-0,009 (0,028)	0,082*** (0,029)
(-4IC ^{Δs})	-0,510 (1,043)	0,789* (0,415)	1,432*** (0,538)	-0,147 (0,282)	0,058 (0,182)	-0,271*** (0,096)
Δh	0,020*** (0,007)	0,055*** (0,009)	0,054*** (0,010)	-0,102*** (0,013)	-0,155*** (0,013)	-0,303*** (0,013)
M ^R	0,013 (0,011)	0,036** (0,015)	0,022 (0,018)	0,008 (0,011)	0,003 (0,016)	-0,004 (0,016)
N (Obs.)	2638	2638	2638	2638	2638	2638

Fonte: Cálculos do autor com dados da coorte de nascimentos de Pelotas de 2004.

Notas: *, **, *** denotam valor-p menor do que 10%, 5% e 1%. ΔIC é a variação do IC normalizado pela abordagem de Erreygers (2009). M^H e M^R são índices de mobilidade dos cuidados em saúde relacionada à renda e mobilidade da renda relacionada aos cuidados em saúde. Apenas os *missings* dos desfechos e da renda foram deletados. Os erros padrões entre parênteses foram gerados usando *bootstrapping* com 300 replicações.

Tabela A27- Decomposição da variação do IC e IH em índices de mobilidades, gastos com plano de saúde, gastos com medicamentos e gastos totais com saúde, usando índice de posse

	Gastos com plano de saúde			Gastos com medicamentos		Gastos Totais com saúde	
	12-24M	12-48M	12-72M	12-24M	12-48M	12-48M	12-48M
IC ^{ss}	-1,716*** (0,151)	-1,716*** (0,151)	-1,716*** (0,146)	0,265*** (0,020)	0,265*** (0,019)	0,474*** (0,017)	0,474*** (0,018)
IC ^{fs}	-2,401*** (0,289)	6,215*** (2,020)	1,304*** (0,071)	0,227*** (0,021)	0,323*** (0,020)	0,462*** (0,018)	0,506*** (0,019)
Var. IC	-0,685*** (0,168)	7,932*** (1,927)	3,020*** (0,122)	-0,038 (0,026)	0,058** (0,027)	-0,011 (0,016)	0,032 (0,020)
M ^H	0,329** (0,134)	-6,446*** (1,420)	-2,634*** (0,133)	0,030 (0,026)	-0,022 (0,029)	0,013 (0,016)	0,002 (0,021)
p	-2,665 (3,990)	-7,983 (42,953)	-1,621 (7,350)	-0,323 (1,642)	0,070 (0,107)	-0,119 (0,212)	-0,013 (0,186)
q	6,198 (5,634)	-1,859 (16,644)	4,161 (3,554)	-0,094* (0,050)	-0,311*** (0,063)	-0,111*** (0,042)	-0,166*** (0,047)
M ^R	-0,356*** (0,045)	1,486*** (0,520)	0,386*** (0,032)	-0,008 (0,010)	0,037** (0,017)	0,002 (0,008)	0,034*** (0,013)
N (Obs.)	1877	1877	1877	3145	3145	2509	2509

Fonte: Cálculos do autor com dados da coorte de nascimentos de Pelotas de 2004.

Notas: *, **, *** denotam valor-p menor do que 10%, 5% e 1%. ΔIC é a variação do IC. M^H e M^R são índices de mobilidade dos cuidados em saúde relacionada à renda e mobilidade da renda relacionada aos cuidados em saúde. Apenas os *missings* dos desfechos e da renda foram deletados. Os erros padrões entre parênteses foram gerados usando *bootstrapping* com 300 replicações.

3 ENSAIO 2: O IMPACTO DO PROGRAMA SAÚDE DA FAMÍLIA SOBRE A SAÚDE DAS CRIANÇAS DA ÁREA RURAL DO BRASIL

3.1 INTRODUÇÃO

O Programa Saúde da Família (PSF), denominado atualmente como Estratégia Saúde da Família¹⁵, foi implantado pelo Ministério da Saúde em 1994, buscando garantir acesso aos cuidados primários de saúde, com base nos princípios do SUS de universalidade, integralidade, equidade e participação social.

A equipe do PSF deveria ser composta no mínimo por um médico, um enfermeiro, um auxiliar de enfermagem e seis ou mais agentes comunitários de saúde, que seriam responsáveis pelo monitoramento de no máximo 4000 pessoas de uma determinada área. A atuação dessas equipes aconteceria em unidades básicas de saúde, nas residências e mobilizações na comunidade¹⁶.

Em 1996, esse programa estava presente em 4,6% dos municípios do Brasil, e, em 2007, esse número aumentou para 92,1% (REIS, 2014). Em 1998, existiam 2000 equipes deste programa com 60.000 agentes comunitários de saúde que cobriam 4% da população do país. Em 2014, essas estatísticas aumentaram respectivamente para 39.000, 265.000 e 62% (MACINKO; HARRIS, 2015).

Essas informações evidenciam o importante papel que o PSF assumiu na atenção básica à saúde no Brasil, despertando o interesse para estudos com intuito de avaliar o seu impacto sobre a taxa de mortalidade infantil no Brasil. Um exemplo é o estudo de Macinko *et al.* (2006), que, a partir de um painel de dados com efeitos fixos para estados do Brasil, no período de 1990-2002, mostrou que um aumento de 10% na cobertura do PSF estava associado a uma queda de 4,5% na taxa de mortalidade infantil.

Um outro estudo de Macinko *et al.* (2007), considerando como unidade de análise as microrregiões do Brasil para o período 1999-2004, gerou evidências de que um aumento de 10% na cobertura do PSF estava associado a reduções de 0,45% na taxa de mortalidade infantil, 0,6% na mortalidade pós-neonatal e 1% na mortalidade

¹⁵ Este trabalho utilizará o nome Programa Saúde da Família, seguindo o termo empregado no questionário da PNAD.

¹⁶ Para mais detalhes ver http://dab.saude.gov.br/portaldab/ape_esf.php.

por diarreia. Porém, não houve impacto significativo do programa sobre taxa de mortalidade neonatal.

A importância do PSF também foi observada em Aquino *et al.* (2009), através de uma análise com o método de dados em painel com resposta binomial negativa e efeitos fixos para os municípios do Brasil, no período entre 1996 e 2004. Nos resultados ficou evidenciado que uma maior cobertura deste programa reduz a taxa de mortalidade infantil. Rasella *et al.* (2010), empregando essa mesma técnica, porém, para o período de 2000 a 2005, mostraram que o PSF estava associado a reduções da mortalidade por diarreia e infecções do trato respiratório.

Em um estudo ainda mais amplo, Rocha e Soares (2010) analisaram o impacto do PSF sobre a taxa de mortalidade, considerando diferentes causas e faixas etárias, além dos efeitos indiretos na escolaridade, trabalho infantil, oferta de trabalho de adultos e fertilidade. Diferente dos trabalhos anteriores que utilizaram a cobertura do programa, variável que pode ser potencialmente endógena, os autores aplicaram o método de diferença em diferenças, mensurando o tratamento através da presença do programa no município há “j” anos (com j variando de 1 a 8). Essa análise contemplou os macrodados de municípios, na análise de impactos diretos, e, microdados, nos demais casos, todas no período 1991-2004. Os resultados mostraram que o PSF foi significativamente associado a reduções na mortalidade, sendo que os efeitos foram maiores nas regiões mais pobres (Norte e Nordeste), sobre a mortalidade das crianças, e, nas causas perinatais, infecciosas, endócrinas e de doenças respiratórias. Este programa também apresentou um impacto significativo sobre o aumento na oferta de trabalho, nas taxas de matrículas e nas reduções da fertilidade.

Em um trabalho mais recente, Guanais (2013) explorou o impacto da combinação da cobertura do PSF e do Programa Bolsa Família (PBF) sobre a taxa de mortalidade infantil pós-neonatal (PNTMI), a partir de um painel de dados com efeitos fixos para os municípios do Brasil no período de 1998 a 2010. As evidências mostraram que a associação entre PSF e a PNTMI é mais forte quando a cobertura do PBF aumenta.

Os estudos relatados acima utilizaram taxas de mortalidade, ou seja, dados agregados. O uso de microdados em nível de indivíduos foi realizado no trabalho de Reis (2014) para mensurar o impacto do PSF sobre a saúde das crianças, a partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD) do ano de 2003. A

saúde foi mensurada por uma medida subjetiva (saúde reportada) e algumas medidas mais objetivas, como a prevalência de diarreia ou vômito. A estratégia empírica adotada foi comparar a saúde da criança da qual o PSF estava presente no município de sua residência, quando a mesma nasceu (ou 6 meses antes- período pré-natal), mas, que considerando mesmo período de vida, não estava disponível para seu irmão mais velho, para as crianças entre 12 e 84 meses. Os resultados indicaram que as crianças que viviam em regiões onde o PSF estava disponível durante o período pré-natal e na primeira infância são mais saudáveis do que as que não tinham o programa disponível durante o mesmo período de suas vidas.

Outro estudo empregando dados em nível de indivíduos (PNAD-2008) foi realizado por Santos *et al.* (2012). Este trabalho analisou os fatores socioeconômicos associados à saúde individual (reportada pelos pais) das crianças menores de 6 anos de idade, do Brasil rural. A partir da estimação de modelos não lineares evidenciou-se que os efeitos marginais do PSF são significativos apenas para as regiões Norte e Nordeste, e que esses efeitos são maiores para os mais pobres e no caso de maior escolaridade das mães.

As evidências descritas sugerem que o PSF tem um impacto positivo importante sobre a saúde das crianças. Contudo, ainda é escasso o número de estudos que empregaram microdados. E ainda, apesar de em termos teóricos esperar-se que principalmente os indivíduos mais pobres da área rural tenham se beneficiado da implantação desse programa, tanto devido à restrição de acesso aos serviços de saúde condicionada a questões monetárias, como por eles poderem estar longe da infraestrutura pública de saúde, observa-se que não há estudos que analisam o impacto do PSF sobre saúde das crianças dessa área. Segundo dados da PNAD (2008), aproximadamente 52% das crianças (menores de 12 anos) da área urbana residiam em domicílios que tinham cadastro no PSF, essa estatística era majoritariamente superior na área rural, 69%.

A partir dessas considerações, o objetivo deste estudo é analisar o impacto do PSF sobre a saúde das crianças (menores de 12 anos) da área rural do Brasil com base nos dados da PNAD (2008). Para tanto, serão utilizados os métodos de *Propensity Score Matching* (PSM) e dos Mínimos Quadrados Ordinários (*Ordinary Least Squares- OLS*), aplicando testes de robustez para os resultados.

O presente estudo difere dos citados acima, na medida em que foca na área rural. Além disso, os dados permitem identificar se o domicílio da criança possuía

cadastro no PSF. O que é diferente da proposta de identificação usada em Reis (2014), que fez sua análise para o Brasil como um todo, e dada a disponibilidade de seus dados, mensurou o tratamento através da presença do programa no município, variável que não identifica exatamente se o domicílio possuía cobertura do programa. Em relação ao estudo de Santos *et al.* (2012), a diferença reside na análise do impacto desse programa, buscando inferir causalidade ao utilizar uma metodologia que tenta controlar a não aleatoriedade do programa e testes de robustez para as não observáveis, além de que diferentes faixas de idade das crianças foram consideradas para as regiões do Brasil rural.

Além dessa breve introdução, o presente estudo está dividido em 3 seções. A segunda seção apresenta a base de dados e a estratégia empírica. A terceira seção contém a análise dos resultados e, por fim, a quarta seção faz algumas considerações finais.

3.2 DADOS E ESTRATÉGIA EMPÍRICA

A fonte de dados utilizada neste artigo é a PNAD do ano de 2008. A PNAD abrange todo o território brasileiro e apresenta anualmente (exceção dos anos de Censo) características gerais da população, informações de educação, trabalho, renda, entre outras. Além disso, essa pesquisa periodicamente contém suplementos com temas específicos. No ano de 2008, o tema saúde foi abordado, apresentando, entre outras questões, uma pergunta que identifica se o domicílio onde o indivíduo reside tem cadastro no PSF¹⁷.

A amostra deste trabalho restringiu-se as crianças que possuíam até 11 anos de idade (menores de 12 anos), filhos da pessoa de referência da família e residentes na área rural do Brasil (segundo classificação do dicionário da PNAD). Todos os cálculos foram baseados nas seguintes faixas de idade: 0 a 3 (menores de 4 anos); 0 a 5 (menores de 6 anos) e 6 a 11 anos. Além disso, algumas estimações foram exploradas para a faixa de idade de 0 a 1 ano (menores de 2 anos). Os cálculos tiveram como base as regiões desse país.

¹⁷ A Pesquisa Nacional de Saúde (PNS-2013) também apresenta essa questão, contudo, os dados disponíveis neste momento não contêm algumas variáveis importantes de controle, tal como renda. Além de que, nessa última pesquisa não há como controlar efeitos fixos em nível de município.

As crianças que viviam em domicílios que tinham cadastro no PSF há pelo menos um ano foram identificadas como beneficiárias dessa política (tratados), tendo como grupo de comparação as crianças de domicílios que não tinham cadastro nesse programa (grupo de controle)¹⁸. Neste caso, crianças com cadastro menor do que 1 ano foram excluídas, tentando garantir que os possíveis benefícios do programa tenham tido tempo necessário para ocorrerem¹⁹.

A saúde das crianças foi mensurada por: *i*) saúde reportada pelos pais (*dummy* com “1” indicando saúde muito boa, e “0” boa, regular, ruim e muito ruim)²⁰; *ii*) prevalência de restrições de atividades; *iii*) prevalência de acamados; *iv*) prevalência de acamados pelo motivo de diarreia ou vômito e *v*) prevalência de procura à assistência médica pelo motivo de doença. Para os itens *ii* ao *v*, as duas semanas anteriores à entrevista da PNAD são o período de referência.

As análises deste trabalho se basearam principalmente na primeira medida. Apesar da limitação deste indicador, devido ao mesmo ser caracterizado por sua subjetividade, ele pode ser visto como amplo, podendo estar relacionado a vários tipos de morbidade e mortalidade (IDLER; BENYAMINI, 1997; NORONHA, 2005). Em relação as demais medidas, elas apresentam a clara vantagem de serem mensurações mais objetivas, a partir do relato de a criança ter apresentado algum problema de saúde que a leve a característica específica de cada indicador. Contudo, elas se restringem a um curto período de tempo (2 semanas), captando desta forma apenas um curto prazo, e podem não ser capazes de mensurar diferentes morbidades. Além de que a última medida depende da oferta de saúde. De qualquer forma, com intuito de trazer mais robustez à análise, alguns resultados com base nessas variáveis também foram explorados.

Na avaliação do impacto do PSF sobre a saúde, deve ser levado em consideração a possibilidade de um viés de seleção, ou em outras palavras, as crianças que apresentam indicadores socioeconômicos mais precários, e, assim, com

¹⁸ Reis (2014) defende que a presença do programa no período pré-natal apresenta impacto importante na saúde da criança. Contudo, neste trabalho não há como criar uma variável para contemplar essa ideia, já que na PNAD, a última faixa para o programa é um ano ou mais.

¹⁹ Em geral, os resultados foram semelhantes ao considerar como tratados qualquer criança que residia em um domicílio cadastrado no PSF (independente do tempo). Esses resultados e outros que forem comentados e não apresentados aqui estão disponíveis aos interessados via contato com o autor. Ademais, a grande maioria (88,68%) dos cadastrados estava na faixa de cadastro de um ano ou mais.

²⁰ Essa classificação foi seguida em outros trabalhos na literatura (NICOLELLA *et al.*, 2008; SANTOS *et al.* 2012), diferente da saúde dos adultos, que em geral é codificada como muito boa e boa comparativamente as demais categorias. Isso se deve entre outros fatores, ao fato de as crianças estarem classificadas em sua totalidade nas categorias muito boa e boa.

maiores possibilidades de possuírem piores níveis de saúde, podem ter prioridade no atendimento do programa. Com base neste argumento, a metodologia utilizada neste trabalho se baseou numa tentativa de eliminação (ou mesmo redução) desse viés através do método *Propensity Score Matching* (PSM)²¹.

Considere um indivíduo i , uma variável de interesse Y (por exemplo, saúde autoavaliada). Existem os indivíduos que participam do programa (tratados, situação $T=1$) e os que não participam (controle, $T=0$). Considerando a variável de interesse, o resultado do tratamento para cada indivíduo pode ser expresso por:

$$\pi_i = Y_i = TY_{1i} + (1 - T)Y_{0i} \quad (3.1)$$

Sendo que o impacto médio do programa para os beneficiários pode ser representado por:

$$\pi_i = E(Y_{1i}|T = 1) - E(Y_{0i}|T = 1) \quad (3.2)$$

Necessita-se observar indivíduos antes e depois do tratamento (participação no PSF). Dado que em muitos estudos não há como se obter essa situação, deve-se observar um grupo de controle. Uma possível saída seria utilizar as informações de saúde dos indivíduos que não são tratados (os que não estão cadastrados no PSF). Contudo, poderia haver um viés, já que as conclusões podem ser influenciadas pelo efeito de variáveis importantes pré-programa, podendo levar o pesquisador a conclusões equivocadas. Poderia haver distinções entre $E(Y_{0i}|T = 1)$ e $E(Y_{0i}|T = 0)$, influenciando assim o resultado.

Para contornar este problema, uma solução bastante conhecida, feita através de dados observáveis, e, proposta inicialmente pelos autores Rosenbaum e Rubin (1983a), refere-se ao PSM. A ideia básica por trás desse método é que o viés seria pelo menos reduzido se a comparação for baseada entre os indivíduos tratados e os de controle (não tratados) que sejam o mais similar possível.

Assim, o escore de propensão é apresentada na expressão (3.3), representando a probabilidade de um indivíduo participar do programa a partir de suas características.

²¹ Para mais detalhes sobre este método ver, por exemplo, Caliendo e Kopeinig (2008).

$$P(x_i) = \text{Probabilidade}(T_i = 1|x_i) \quad (3.3)$$

Obtido o escore de propensão, por exemplo, através de uma distribuição de probabilidade logística, representado por $p(x_i)$, o efeito médio do tratamento sobre os tratados (*ATT-average effect of treatment on the treated*) pode ser representado pela seguinte expressão:

$$ATT = E\{ E [Y_{1i}|T_i = 1, P(x_i)] - E [Y_{0i}|T_i = 0, P(x_i)]|T_i = 1\} \quad (3.4)$$

Portanto, a primeira etapa para utilização dessa técnica é a realização da estimação de uma regressão multivariada, afim de buscar a probabilidade de um indivíduo participar do programa PSF. Modelos logit foram utilizados nas estimações desta etapa. O quadro 3.1 apresenta as variáveis de controle que foram incorporadas aos modelos.

Contudo, encontrar indivíduos com o mesmo escore de propensão é uma tarefa que não pode ser executável, dada a natureza contínua da variável. Existem métodos de pareamento para contornar essa questão. O presente trabalho empregou os seguintes: *i*) método do vizinho mais próximo, neste, para cada elemento do grupo dos tratados, n indivíduos (neste trabalho, 1 e 5) do grupo de controle são selecionados, considerando que sejam o mais próximo possível com base no valor do escore de propensão; *ii*) vizinhos mais próximos sem substituição, quando ocorre esse tipo de pareamento, cada observação de controle só é utilizada uma vez na comparação com tratados, diferente das formas do item anterior, em que cada observação do grupo de controle pode ser utilizada mais de uma vez na comparação com as observações dos tratados; *iii*) *radius*, neste caso, cada observação do grupo de tratados é pareada com as observações de controle dentro de um raio específico, sendo que este trabalho combinará este método com um *caliper* de 0,01, ou seja, esse será o valor base para a distância máxima tolerável entre os escores de propensão dos grupos de comparação; *iv*) *Kernel*, neste método cada observação dos tratados é combinada com várias observações do grupo de controle, com pesos inversamente proporcionais entre a distância desses dois grupos.

Com base nesses métodos, o ATT foi mensurado, sendo que este e outros cálculos deste artigo foram realizados através do auxílio do *software* STATA. E também, estimativas pelo Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (*Ordinary Least*

Square- OLS), por um modelo OLS que permite interações entre o tratamento e as demais covariadas (*FILM- fully interacted linear matching*)²² e a do método de regressão linear ajustada ponderada pelo inverso do *propensity score* (IPWRA) foram aplicadas.

Quadro 3.1- Descrição das variáveis independentes

Variáveis ou Grupo	Explicação
Indicadores Individuais	
Idade	Idade da criança em meses
Sexo	Variável binária com 1 indicando que a criança é do sexo feminino
Cor	Variável binária com 1 indicando que a cor da criança é branca
Plano de Saúde	Variável binária com 1 indicando que a criança possui plano de saúde
Indicadores Domiciliares	
Total Pessoas (Outras)	Número de pessoas com idade maior ou igual a 12 anos de idade que residem no domicílio da criança
Total de Crianças	Número de crianças de 0 a 11 anos de idade (menores de 12) que residem no domicílio da criança
Água	Variável binária com 1 indicando que o domicílio onde a criança reside possui água canalizada ligada à rede geral ou através de poço ou nascente
Esgoto	Variável binária com 1 indicando que o domicílio onde a criança reside possui banheiro com escoadouro conectado à rede coletora de esgoto ou pluvial ou a uma fossa séptica ligada ou não a uma rede coletora
Lixo	Variável binária com 1 indicando que há coleta de lixo de forma direta ou indireta
Índice de posse	Índice obtido através do método de análise dos componentes principais, considerando a posse no domicílio dos seguintes indicadores: energia elétrica; paredes e telhados adequados; geladeira ou freezer; televisão; dvd; telefone; fogão; máquina de lavar; computador; carro ou moto.
Renda Domiciliar <i>per capita</i>	Renda domiciliar <i>per capita</i> (em logaritmo natural)
Bolsa Família	Variável binária, 1 indica que no domicílio da criança alguém recebe benefício do Programa Bolsa Família. Indicador obtido indiretamente, segundo proposta feita por Soares <i>et al.</i> (2010)
Indicadores dos pais	
Idade da Mãe	Idade da mãe em anos
Idade do Pai	Idade do pai em anos
Escolaridade do pai	Escolaridade do pai em anos
Escolaridade da mãe	Escolaridade da mãe em anos
Pai Fuma	Variável binária, 1 indica que o pai fuma ou já fumou diariamente
Mãe Fuma	Variável binária, 1 indica que a mãe fuma ou já fumou diariamente
Indicador das UFs	Variáveis binárias para as Unidades de Federação (Efeitos fixos).

Fonte: Elaboração Própria.

²² Para uma aplicação deste método ver Battistin *et al.* (2014)

Cabe destacar duas hipóteses fundamentais desse método. A primeira, refere-se a existência de suporte comum, a mesma estabelece que em cada grupo de controle deve existir um tratamento correspondente, onde temos que $0 < P(X) < 1$. A segunda, a hipótese de independência condicional (CIA) significa que dado o controle de um conjunto de variáveis observadas (X) que não são afetadas pelo tratamento, os resultados potenciais são independentes do tratamento atribuído (participação no programa). A implicação desta última hipótese é que todas as variáveis, as que afetam o tratamento (PSF) e/ou o resultado (saúde das crianças), teriam que ser controladas no modelo (CALIENDO; KOPEINIG, 2008). A omissão de uma variável importante provocaria um viés no pareamento, não havendo como mensurá-lo. Entretanto, a literatura tem utilizado análises de sensibilidade para buscar dar robustez aos resultados.

O presente artigo aplicou o método sugerido por Ichino *et al.* (2008). A hipótese central para esse teste é que não há independência condicional entre a variável de resultado (*outcome*) e o tratamento dado as variáveis observadas (X). Sendo que, seguindo ideias de trabalhos anteriores²³, os autores observam que a CIA deve ser assegurada dada uma variável binária não observada U e as observadas (X). E, assim, se U fosse observado, o ATT poderia ser mensurado, dado que:

$$E(Y_0|T = 1, X, U) = E(Y_0|T = 0, X, U) \quad (3.5)$$

O passo seguinte desta análise se refere a caracterizar a distribuição de U considerando quatro parâmetros:

$$p_{ij} = \Pr(U = 1|T = i, Y = j) = \Pr(U = 1|T = i, Y = j, X) \quad (3.6)$$

Onde $i, j \in \{0, 1\}$, dada a probabilidade que $U=1$ para cada um dos quatro grupos definido pela categoria do tratamento (T) e do resultado (Y).

E assim, dado os valores dos parâmetros p_{ij} , um valor de U é atribuído para cada indivíduo, considerando que pertença a alguma das quatro categorias (considerando as combinações de ij), e, desta forma, U é tratado como mais uma variável observada no cálculo do ATT pelo método do PSM. Usando os valores dos

²³ Ver Rosenbaum e Rubin (1983b), Rosenbaum (2002) e Altonji *et al.* (2005).

parâmetros de sensibilidade, a estimação é repetida muitas vezes (este trabalho utilizou 500 repetições), e, a estimativa do ATT é obtida através da média dos ATTs da distribuição de U .

Uma outra abordagem de robustez, sugerida por Oster (2015), também foi realizada nesse estudo. Para uma breve explicação, considere novamente variáveis não observadas U . Uma das hipóteses centrais se refere a seleção proporcional (*proportional selection assumptions*) representado pela seguinte equação:

$$\delta \frac{\sigma_{XT}}{\sigma_X} = \frac{\sigma_{UT}}{\sigma_U} \quad (3.7)$$

Onde $\sigma_{XT} = Cov(X, T)$; $\sigma_{UT} = Cov(U, T)$; $\sigma_X = Var(X)$; $\sigma_U = Var(U)$ e δ é o coeficiente de proporcionalidade. Cov representa covariância e Var a variância.

Considere ainda três modelos de regressão: uma que tem como variável independente apenas o tratamento (PSF), com $\hat{\beta}$ e \hat{R} representando, respectivamente, o coeficiente estimado do tratamento e o R^2 dessa regressão; $\tilde{\beta}$ e \tilde{R} representam essas mesmas estatísticas para um modelo que inclui todas as variáveis independentes observadas (T e X); enquanto, β e R_{max} representam as estatísticas para um modelo que tem como variáveis independentes o tratamento (T), as observadas (X) e as não observadas (U).

Dada a hipótese de proporcionalidade, seleção igual corresponde ao caso em que $\delta = 1$, com $\delta \neq 1$, a expressão abaixo refere-se a uma boa aproximação para o viés, quando δ está relativamente bastante próximo de 1:

$$\beta^* = \tilde{\beta} - \frac{\delta(\tilde{\beta} - \hat{\beta})(R_{max} - \tilde{R})}{\tilde{R} - \hat{R}} \quad (3.8)$$

E, assim, há a possibilidade da mensuração de um valor aproximado para $\hat{\delta}$ (equação 3.9) que é o grau de seleção para o qual β é igual a um valor alvo $\hat{\beta}$. Quando $\hat{\beta}=0$, isto nos mostra o grau de seleção sobre as não observáveis relativamente as observáveis que seria suficiente para explicar uma ausência de impacto do tratamento.

$$\hat{\delta} \approx \frac{(\tilde{\beta} - \hat{\beta})(\tilde{R} - \hat{R})}{(\tilde{\beta} - \hat{\beta})(R_{max} - \tilde{R})} \quad (3.9)$$

Nestes modelos nos quais foram aplicados a abordagem de Oster (2015), além das variáveis do quadro 3.1, a saúde da mãe e do pai e efeitos fixos de municípios ao invés de estados foram utilizados²⁴. Este último caso tenta controlar fatores fixos comuns para as crianças de um mesmo município, como outras políticas públicas, que podem ser correlacionadas com o PSF. Contudo, algumas dificuldades podem surgir devido aos seguintes fatores: número alto de parâmetros a serem estimados (perda de graus de liberdade); pequena quantidade de crianças em alguns municípios e possível colinearidade alta com o PSF²⁵. Uma abordagem alternativa seria incluir indicadores municipais, no entanto, a PNAD não permite identificar essas áreas geográficas.

3.3 ANÁLISE DOS RESULTADOS

3.3.1 Análise Descritiva, participação no PSF e ajustes dos modelos

A tabela 3.1 apresenta as médias das principais variáveis deste trabalho. Nota-se que para o Brasil, as crianças beneficiárias do PSF²⁶ possuem em média piores condições socioeconômicas (exceção da saúde) do que as não cadastradas. Por exemplo, entre os tratados, a renda média domiciliar *per capita* era de R\$ 159, e, para os não tratados, R\$ 211. Portanto, esse segundo caso é 33% maior do que o primeiro. Já para as regiões Norte e Nordeste, há maior similaridade socioeconômica entre os tratados e não tratados. Em todos os casos, a proporção de crianças cadastradas no PSF é maior entre os beneficiários do Programa Bolsa Família. Pode-se destacar também que a cobertura do PSF é bastante superior no Nordeste, aproximadamente 80% das crianças da amostra dessa região viviam em domicílios com cadastro no programa.

²⁴ Efeitos fixos para a Unidade Primária de Amostragem (UPA) que no caso da PNAD corresponde aos municípios.

²⁵ No caso do PSM, a inclusão de efeitos fixos de municípios é tecnicamente inviável, ocorrendo erros no algoritmo devido à forte violação da hipótese de suporte comum.

²⁶ Em todos os casos, referindo-se a um tempo de cadastro superior a um ano. Por questões de simplificação não repetiremos o termo “cadastro superior a um ano”.

Tabela 3.1- Média das variáveis para os tratados e não tratados, Brasil e regiões, crianças de 0 a 11 anos de idade

PSF	Brasil		Norte		Nordeste		Centro-Sul	
	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não
Saúde Reportada	0,303	0,263	0,221	0,138	0,293	0,247	0,370	0,359
Acamados	0,026	0,028	0,027	0,040	0,028	0,030	0,023	0,020
Diarreia	0,012	0,013	0,011	0,029	0,012	0,008	0,012	0,006
Água	0,525	0,651	0,400	0,405	0,373	0,463	0,901	0,936
Esgoto	0,171	0,262	0,169	0,240	0,112	0,162	0,288	0,339
Escolaridade do Pai	3,577	4,145	3,810	3,730	2,747	2,759	5,094	5,294
Escolaridade da Mãe	4,576	5,069	5,090	4,568	3,853	3,913	5,717	6,132
Pai Fuma	0,440	0,450	0,442	0,487	0,437	0,399	0,444	0,456
Mãe Fuma	0,230	0,241	0,208	0,269	0,244	0,215	0,217	0,239
Renda	159,027	210,871	163,269	174,111	115,097	136,696	244,009	282,232
Bolsa Família	0,590	0,401	0,530	0,376	0,705	0,625	0,397	0,278
PSF	0,657		0,511		0,798		0,553	
Observações	7395	3867	1199	1147	4124	1044	2072	1676

Fonte: Cálculos do autor com base nos dados da PNAD (2008).

De acordo com modelos logit, a tabela 3.2 apresenta fatores associados a probabilidade de participação no PSF para o Brasil e regiões, nas faixas de idade de 0 a 5 e 6 a 11 anos²⁷. Observa-se que possuir abastecimento de água e de esgoto adequados e maiores níveis de renda estão associados a uma menor probabilidade de participação nesse programa. Esses resultados confirmam que em geral os indivíduos mais pobres são os beneficiários deste tipo de política. E ainda, maiores níveis de escolaridade dos pais estão associados a uma maior probabilidade de ter esse cadastro. Isso pode estar relacionado ao argumento de que pais mais educados entendem melhor a importância de cuidados em saúde.

Enquanto ser beneficiário do Programa Bolsa Família aumenta a probabilidade de o domicílio da criança possuir esse cadastro no PSF. O Bolsa Família exige condicionalidades relacionadas à saúde das crianças e das gestantes, que podem afetar positivamente a procura por serviços de saúde, criando sinergias entre esses programas.

²⁷ No que se refere as regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste, os resultados deste trabalho apresentaram-se relativamente semelhantes, assim, o Centro-Sul irá ser analisado dessa forma agregada.

Tabela 3.2- Modelo logit de probabilidade de participação no PSF para o Brasil e regiões por faixas de idade

Variáveis	Brasil		Norte		Nordeste		Centro-Sul	
	0 a 5 anos	6 a 11 anos	0 a 5 anos	6 a 11 anos	0 a 5 anos	6 a 11 anos	0 a 5 anos	6 a 11 anos
Água	-0,177* (0,097)	-0,153* (0,086)	0,028 (0,198)	0,198 (0,182)	-0,380*** (0,138)	-0,271** (0,124)	-0,011 (0,230)	-0,099 (0,196)
Esgoto	-0,158 (0,100)	-0,182** (0,088)	-0,508** (0,231)	-0,674*** (0,218)	0,050 (0,181)	-0,446*** (0,159)	-0,146 (0,148)	0,139 (0,126)
Escolaridade do Pai	0,026** (0,013)	0,037*** (0,011)	0,018 (0,027)	0,060** (0,024)	0,010 (0,021)	0,031 (0,021)	0,045** (0,020)	0,036** (0,017)
Escolaridade da Mãe	0,035*** (0,012)	0,019* (0,011)	0,075*** (0,026)	0,082*** (0,023)	0,021 (0,021)	-0,001 (0,019)	0,033* (0,020)	-0,006 (0,017)
Inrenda	-0,175*** (0,056)	-0,177*** (0,052)	-0,349*** (0,117)	-0,259** (0,112)	0,026 (0,090)	-0,086 (0,084)	-0,249** (0,098)	-0,168* (0,087)
Bolsa Família	0,386*** (0,081)	0,459*** (0,071)	0,502*** (0,156)	0,606*** (0,140)	0,264** (0,129)	0,487*** (0,123)	0,441*** (0,146)	0,299** (0,117)
N	4.603	5.671	2.121	2.569	997	1.164	1.485	1.938

Fonte: Cálculos do autor com base nos dados da PNAD (2008).

Notas: Os modelos contêm todas as variáveis indicadas no quadro 3.1. *, **, *** denotam valor-p menor do que 10%, 5% e 1%.

No método explorado neste trabalho, um aspecto importante que deve ocorrer é que, após o pareamento, não haja diferenças nas características dos indivíduos tratados e não tratados. A tabela 3.3 apresenta as estatísticas para dar sustentação a essa condição. Os resultados detalhados podem ser verificados nas tabelas B1 até B12 em anexo. Nota-se um bom ajuste após o pareamento com grandes quedas no Pseudo R^2 e nos valores do viés médio e mediano (alcançando valores baixos). O resultado para o teste razão verossimilhança de significância conjunta apresenta-se não significativo, com exceção para a região Nordeste. Contudo, mesmo neste último caso, acredita-se que as reduções nas demais estatística indicam que este método alcançou um melhor ajuste para comparação. A tabela B13 no apêndice apresenta o teste de balanceamento para o método IPWRA, proposto por Imai e Ratkovic (2014). Baseado nesse último teste, mesmo os resultados para a região Nordeste, indicam aceitação da hipótese de modelo balanceado, ou seja, que não há diferenças nas características observadas entre os dois grupos de comparação. No apêndice (gráficos B1 e B2), também pode ser visto a área de suporte comum, onde houve resultados satisfatórios.

Tabela 3.3- Balanceamento antes e depois do pareamento para o Brasil e regiões por faixas de idade

	Pseudo R ²	Valor-p do χ^2	Viés Médio	Viés Mediano	Pseudo R2	Valor-p do χ^2	Viés Médio	Viés Mediano
			Brasil (0 a 5 anos)		Brasil (6 a 11 anos)			
Não Pareada	0,17	0,00	13,5	13,3	0,149	0,000	14,1	14,3
Pareada	0,01	0,18	2,0	1,2	0,005	0,146	1,8	0,9
			Norte (0 a 5 anos)		Norte (6 a 11 anos)			
Não Pareada	0,14	0,00	13,2	9,9	0,16	0,00	15,6	13,0
Pareada	0,01	0,88	3,8	2,9	0,01	0,85	3,4	2,4
			Nordeste (0 a 5 anos)		Nordeste (6 a 11 anos)			
Não Pareada	0,10	0,00	13,3	10,0	0,10	0,00	12,1	8,7
Pareada	0,02	0,00	5,1	3,6	0,01	0,00	3,2	1,8
			Centro-Sul (0 a 5 anos)		Centro-Sul (6 a 11 anos)			
Não Pareada	0,114	0,00	12,1	9,6	0,10	0,00	12,3	9,4
Pareada	0,01	0,96	3,2	2,1	0,01	0,55	3,6	2,4

Fonte: Cálculos do autor com base nos dados da PNAD (2008).

Notas: Geradas com base no pareamento kernel.

3.3.2 Análise do impacto do PSF

A tabela 3.4 apresenta a estimativa do impacto do PSF sobre a saúde das crianças (reportadas pelos pais) da área rural do Brasil. Os resultados são significativos a 10% para as menores faixas de idade, e, não significativos para as crianças de 6 a 11 anos de idade. E ainda, o efeito é maior para o grupo mais novo. Considerando o método do vizinho mais próximo (NN-1), e a faixa de 0 a 3 anos, nos tratados a proporção de crianças com saúde muito boa é de 8,8 pontos percentuais (p.p.) maior do que de seu grupo de controle. Já o efeito para a segunda faixa etária (0 a 5 anos) é de 4,8 p.p.

Além disso, nota-se que o coeficiente gerado pelo OLS é inferior comparando aos demais casos. Deve-se destacar que este método é sensível a problemas de erro de especificação, além de que o mesmo não consegue captar efeitos heterogêneos do tratamento. Quando o OLS-FILM foi analisado, estimador semelhante, mas, que permite interações do tratamento com as demais covariadas, coeficientes próximos aos de alguns pareamentos puderam ser visualizados.

Tabela 3.4- Efeito do PSF sobre a saúde das crianças, reportada pelos pais, área rural do Brasil, por faixas de idade

Método	Estatística	0 a 3 anos	0 a 5 anos	6 a 11 anos
Kernel	ATT	0,074***	0,033	0,010
	Erro padrão	(0,022)	(0,021)	(0,017)
NN(1)	ATT	0,088**	0,048*	0,005
	Erro Padrão	(0,035)	(0,028)	(0,024)
NN(5)	ATT	0,088***	0,052**	0,010
	Erro Padrão	(0,023)	(0,023)	(0,020)
NN(1) SR	ATT	0,047**	0,029*	0,021
	Erro Padrão	(0,021)	(0,016)	(0,014)
Radius	ATT	0,078***	0,042**	0,007
	Erro Padrão	(0,023)	(0,020)	(0,018)
IPWRA	ATT	0,095***	0,056***	0,017
	Erro Padrão	(0,021)	(0,018)	(0,017)
OLS- FILM	ATT	0,086***	0,044**	0,016
	Erro Padrão	(0,028)	(0,021)	(0,018)
OLS	Coef.	0,049***	0,026*	0,022*
	Erro Padrão	(0,019)	(0,015)	(0,013)
N-obs.		2959	4603	5671

Fonte: Cálculos do autor com base nos dados da PNAD (2008).

Notas: **Kernel**- Tipo Epanechnikov com o valor da janela (*bandwidth*) de 0,06 e utilizando suporte comum; **NN(1)** método do vizinho mais próximo com reposição; **NN(5)** método com os 5 vizinhos mais próximos com reposição; **NN(1)SR**- método do vizinho mais próximo sem reposição; **Radius**- Caliper de 0,1% utilizando suporte comum; **IPWRA** regressão ajustada, ponderada pelo inverso da probabilidade; **OLS-FILM**- Mínimos Quadrados Ordinários com interações do tratamento; **OLS**- Mínimos Quadrado Ordinários. Para **kernel**, **NN(1)SR** e **Radius** erros padrões gerados por *bootstrap* com 200 replicações e uso do comando *psmatch2* no Stata de Leuven e Sianesi (2003). Para os métodos **NN(1)** e **NN(5)** erros padrões gerados com o comando *teffect* do Stata, considerando as contribuições do artigo de Abadie e Imbens (2012). **IPWRA** foi calculado pelo *teffect* com erros padrões robustos. Erros Padrões robustos também para o OLS. Ver quadro 3.1 para os indicadores utilizados no *propensity score*. *, **, *** denotam valor-p menor do que 10%, 5% e 1%.

Considerando as possíveis diferenças entre as regiões do Brasil, a tabela 3.5 apresenta os cálculos para as regiões Norte e Nordeste. Nota-se que para essa primeira região, os resultados são todos significativos a 5%, independente da faixa de idade. Diferente dos resultados encontrados para o Brasil, os coeficientes do OLS ficam bem próximos das estimativas do ATT de diferentes pareamentos. Como exemplo, na faixa etária entre 0 e 5 anos, o OLS apresenta um efeito de 9,1 p.p., enquanto o ATT do kernel é de 9,7 p.p.

Para a região Nordeste, os resultados apresentam um padrão relativamente semelhante ao nacional, onde o impacto do PSF é significativo nas duas menores faixas etárias, com um efeito maior para as crianças mais novas. E os coeficientes do

OLS se mostraram inferiores aos apresentados nos diferentes pareamentos (6,4 p.p. nessa menor faixa de idade e não significativo para a faixa 0 a 5).

Tabela 3.5- Efeito do PSF sobre a saúde das crianças, reportada pelos pais, da área rural das regiões Norte e Nordeste, por faixas de idade

Método	Estatística	Norte			Nordeste		
		0 a 3 anos	0 a 5 anos	6 a 11 anos	0 a 3 anos	0 a 5 anos	6 a 11 anos
Kernel	ATT	0,106***	0,097***	0,079***	0,105***	0,063**	0,003
	Erro padrão	(0,038)	(0,030)	(0,025)	(0,037)	(0,031)	(0,029)
NN(1)	ATT	0,174***	0,097**	0,093**	0,108**	0,097**	-0,023
	Erro Padrão	(0,044)	(0,042)	(0,039)	(0,054)	(0,045)	(0,041)
NN(5)	ATT	0,124***	0,103***	0,088***	0,110**	0,067*	0,004
	Erro Padrão	(0,042)	(0,035)	(0,034)	(0,047)	(0,039)	(0,031)
NN(1) SR	ATT	0,129***	0,104***	0,068***	0,023	-0,009	-0,040
	Erro Padrão	(0,031)	(0,025)	(0,022)	(0,036)	(0,031)	(0,026)
Radius	ATT	0,100**	0,080**	0,071***	0,108***	0,069**	-0,001
	Erro Padrão	(0,043)	(0,031)	(0,027)	(0,040)	(0,033)	(0,030)
IPWRA	ATT	0,116***	0,111***	0,078***	0,126***	0,077***	0,012
	Erro Padrão	(0,034)	(0,027)	(0,024)	(0,033)	(0,028)	(0,027)
OLS- FILM	ATT	0,108***	0,098***	0,084***	0,109**	0,063*	0,007
	Erro Padrão	(0,037)	(0,031)	(0,030)	(0,046)	(0,035)	(0,029)
OLS	ATT	0,095***	0,091***	0,072***	0,064**	0,019	0,010
	Erro Padrão	(0,032)	(0,025)	(0,024)	(0,031)	(0,025)	(0,021)
N-obs.		655	997	1164	1371	2121	2569

Fonte: Cálculos do autor com base nos dados da PNAD (2008).

Notas: Ver tabela 3.4 para detalhes das legendas e quadro 3.1 para os indicadores utilizados *no propensity score*. *, **, *** denotam valor-p menor do que 10%, 5% e 1%.

Mensurações para as crianças da área rural do Centro-Sul do país também foram geradas, estas podem ser visualizadas na tabela 3.6. Em geral, observa-se que, o impacto do programa foi estatisticamente não significativo²⁸.

Resultados semelhantes aos encontrados aqui, em relação a importância do PSF nas regiões Norte e Nordeste, foram observados em Santos *et al.* (2012), contudo, apenas em uma análise de associação do PSF com a saúde das crianças menores de 6 anos, da área rural do país. Já Rocha e Soares (2010) encontraram que este programa apresentou efeito significativo e de magnitude larga na mortalidade infantil e na infância, nessas duas regiões. E ainda, esses autores mostraram que o

²⁸ Como observado em Caliendo e Kopeinig (2008) variáveis afetadas pelo tratamento não devem ser incluídas no modelo de *propensity score*. Assim, a saúde do pai e da mãe não foram utilizadas para gerar os resultados apresentados nestas tabelas, entretanto, foram realizados testes com essas variáveis e os resultados em geral não mudaram.

programa não teve impacto na mortalidade infantil (menores de 1 ano) nas regiões Sudeste e Sul, e na mortalidade entre 1 e 4 anos na região Centro-Oeste.

Dessa forma, nota-se a importância do PSF, principalmente, para as regiões mais pobres do país. Macinko e Harris (2015) argumentam que um dos aspectos importantes desse programa se refere ao seu desenho, como o papel dos agentes comunitários de saúde, que ficam responsáveis por realizar visitas às famílias de uma determinada área, independente da necessidade ou demanda, realizando atividades de promoção à saúde. No presente trabalho, considera-se como pressuposto que este é um fator importante para a área rural do país.

Tabela 3.6- Efeito do PSF sobre a saúde das crianças, reportada pelos pais, da área rural do Centro-Sul, por faixas de idade

Método	Estatística	0 a 3 anos	0 a 5 anos	6 a 11 anos
Kernel	ATT	-0,016	-0,039	-0,027
	Erro padrão	(0,040)	(0,030)	(0,027)
NN(1)	ATT	-0,005	-0,074	-0,035
	Erro Padrão	(0,064)	(0,046)	(0,037)
NN(5)	ATT	-0,023	-0,054	-0,045
	Erro Padrão	(0,045)	(0,035)	(0,030)
NN(1) SR	ATT	-0,012	-0,003	-0,008
	Erro Padrão	(0,031)	(0,029)	(0,024)
Radius	ATT	0,017	-0,058*	-0,030
	Erro Padrão	(0,042)	(0,034)	(0,028)
IPWRA	ATT	-0,042	-0,043	-0,011
	Erro Padrão	(0,038)	(0,031)	(0,025)
OLS- FILM	ATT	-0,033	-0,031	-0,018
	Erro Padrão	(0,040)	(0,031)	(0,027)
OLS	ATT	-0,028	-0,018	-0,005
	Erro Padrão	(0,032)	(0,026)	(0,022)
N-obs.		1012	1610	2052

Fonte: Cálculos do autor com base nos dados da PNAD (2008).

Notas: Ver tabela 3.4 para detalhes das legendas e quadro 3.1 para os indicadores utilizados *no propensity score*.

O foco desse estudo reside na saúde reportada. Contudo, resultados foram explorados com base em medidas mais objetivas que conseguem captar um curto período de tempo. Com base nessas outras medidas, os ATTs foram mensurados para as regiões Norte e Nordeste, onde, a tabela 3.7 apresenta as variáveis que em geral foram significativas. Ou seja, restrições de atividades por diarreia ou vômito, e,

prevalência de acamados, na região Norte²⁹. Observa-se que os resultados dessas duas medidas são significativos em nível de 10% para as crianças mais novas (duas menores faixas). Além disso, as magnitudes são grandes, já que o método OLS-FILM indica que para as crianças entre 0 e 5 anos, o impacto do PSF sobre diarreia e vômito é de -3,7 p.p., sendo que a prevalência para esse indicador é de apenas 3,3% (média não condicional). O impacto é de -5,3 p.p para prevalência de acamados e no grupo de crianças mais novas.

Tabela 3.7- Efeito do PSF sobre indicadores de saúde das crianças, diarreia ou vômito e acamados, da área rural da região Norte, por faixas de idade

Método	Estatística	Diarreia ou Vômito			Acamados		
		0 a 3 anos	0 a 5 anos	6 a 11 anos	0 a 3 anos	0 a 5 anos	6 a 11 anos
Kernel	ATT	-0,025	-0,030*	-0,003	-0,048*	-0,037**	-0,002
	Erro padrão	(0,019)	(0,017)	(0,006)	(0,025)	(0,019)	(0,014)
NN(1)	ATT	-0,029*	-0,017	-0,002	-0,048*	-0,010	-0,002
	Erro Padrão	(0,017)	(0,017)	(0,010)	(0,028)	(0,020)	(0,016)
NN(5)	ATT	-0,034*	-0,036**	-0,003	-0,057**	-0,057*	0,002
	Erro Padrão	(0,018)	(0,015)	(0,009)	(0,022)	(0,031)	(0,013)
NN(1) SR	ATT	-0,035**	-0,033***	-0,005	-0,038**	-0,033**	0,000
	Erro Padrão	(0,015)	(0,012)	(0,006)	(0,017)	(0,013)	(0,008)
Radius	ATT	-0,025	-0,028*	-0,005	-0,046*	-0,037*	0,001
	Erro Padrão	(0,019)	(0,016)	(0,007)	(0,026)	(0,019)	(0,013)
IPWRA	ATT	-0,030	-0,031*	-0,003	-0,046*	-0,038*	-0,004
	Erro Padrão	(0,020)	(0,017)	(0,006)	0,024)	0,020	(0,013)
OLS- FILM	ATT	-0,034*	-0,037**	-0,003	-0,053**	-0,046**	-0,007
	Erro Padrão	(0,019)	(0,015)	(0,009)	(0,022)	(0,018)	(0,012)
OLS	ATT	-0,027*	-0,024*	-0,004	-0,041**	-0,037**	0,001
	Erro Padrão	(0,016)	(0,012)	(0,007)	(0,019)	(0,015)	(0,010)
N-obs.		655	997	1164	655	997	1164

Fonte: Cálculos do autor com base nos dados da PNAD (2008).

Notas: Ver tabela 3.5 para detalhes das legendas e tabela 3.1 para os indicadores utilizados *no propensity score*. *, **, *** denotam valor-p menor do que 10%, 5% e 1%.

Esses fatores analisados, nesta última tabela, podem impactar principalmente nos primeiros anos de vida das crianças, contudo, duas dificuldades surgem ao tentarmos fazer uma análise para grupos de idade ainda menores: quantidade de observações reduzidas e alguns sucessos (ou fracassos) perfeitos nos efeitos fixos

²⁹ Alguns métodos indicaram significância estatística para o indicador de assistência à saúde devido a doenças.

de estado³⁰. Com intuito de explorar alguns desses casos, este artigo utilizou alguns métodos de pareamento, considerando as variáveis do quadro 3.1. Contudo, sem incluir efeitos fixos de estado, para as crianças entre 0 e 1 ano (menores de 2 anos). Essas estatísticas são apresentadas na tabela 3.8. Nota-se resultados significativos e de magnitudes largas. Para o OLS, o fato de o domicílio da criança estar cadastrado no PSF diminui em 7,9 p.p. a probabilidade de a criança ter tido restrições de atividades pelo motivo diarreia ou vômito. Esse número é bastante próximo ao gerado pelo método do vizinho mais próximo, onde, enquanto o grupo de controle possuía prevalência condicional de 9,10%, nos tratados essa estatística era mais próxima de zero (1,40 %).

Tabela 3.8- Efeito do PSF sobre indicadores de saúde das crianças, diarreia ou vômito e acamados, da área rural da região Norte, crianças de 0 a 1 ano

	Diarreia ou vômito	Acamados	Saúde Autoavaliada
Método	Estatística		
NN(1)			
ATT	-0,077**	-0,077*	0,140*
Erro Padrão	(0,037)	(0,042)	(0,074)
NN(5)			
ATT	-0,077***	-0,073**	0,150**
Erro Padrão	(0,028)	(0,031)	(0,060)
IPWRA			
ATT	-0,087***	-0,083***	0,170***
Erro Padrão	(0,029)	(0,031)	(0,051)
OLS-FILM			
ATT	-0,079***	-0,078***	0,170***
Erro Padrão	(0,029)	(0,027)	(0,053)
OLS			
ATT	-0,079***	-0,049*	0,136***
Erro Padrão	(0,027)	(0,029)	(0,051)
N-obs.	298	298	298

Fonte: Cálculos do autor com base nos dados da PNAD (2008).

Notas: Ver tabela 3.4 para detalhes das legendas e quadro 3.1 para os indicadores utilizados *no propensity score*. Contudo, diferente dos casos anteriores, os efeitos fixos de Estados não foram utilizados para o cálculo dos modelos desta tabela. *, **, *** denotam valor-p menor do que 10%, 5% e 1%.

Em sua análise com macrodados, Rocha e Soares (2010) observaram que os maiores impactos do PSF sobre a taxa de mortalidade infantil estão associados com

³⁰ Além disso, métodos em que os erros padrões seriam gerados via *bootstrapping* não foram apresentados, já que houve muitas falhas em seu processo de geração.

a mortalidade por afecções perinatais, doenças infecciosas e doenças respiratórias. Sendo que essas causas de mortes incluem: problemas durante a gravidez, diarreia e outras doenças intestinais, além de gripe, asma e bronquite. Os autores defendem que se espera que o apoio e informações fornecidas pela presença do PSF sejam eficazes, principalmente, nesse grupo de doenças. Macinko *et al.* (2007) e Rasella *et al.* (2010) também observaram uma associação entre PSF e reduções na mortalidade por diarreia. Enquanto, com o uso de microdados, Reis (2009) mostrou que a presença do PSF no período pré-natal teve um impacto de redução de 0,7 p.p. na prevalência de restrições de atividades pelo motivo diarreia ou vômito, e, 1,8 p.p. na prevalência de acamados.

3.3.2 Análise de robustez dos resultados

A tabela 3.9 apresenta os resultados de relaxamento da CIA através da análise de sensibilidade proposta por Ichino *et al.* (2008) para a região Norte e saúde reportada. A calibragem de fatores não observados U é realizada “imitando” algumas variáveis de controles³¹. Esse teste não comporta variáveis contínuas, contudo, segundo os autores, não acarretando em perda de generalidade. Desta forma, esses indicadores foram transformados em variáveis binárias, onde suas categorias estão representadas entre parênteses nessa tabela. E ainda, esses cálculos estão baseados no método do vizinho mais próximo. Nota-se que os resultados são robustos, independentemente da faixa etária, sendo todos estatisticamente significativos a 10%.

Nos resultados para a região Nordeste (tabela 3.10), nota-se que entre as crianças de 0 a 3 anos, os resultados são todos estatisticamente significativos e o ATT não varia muito. Entretanto, para as crianças de 0 a 5 anos, quando considerada a variável água na calibração, o ATT é estatisticamente não significativo.

Crianças que viviam em municípios que implantaram políticas públicas de saúde (além do PSF) ou outras que afetam esse indicador, podem possuir saúde melhor do que as que viviam em lugares que não tiveram essas condições. Em outras palavras, fatores fixos não observados nos municípios, que podem ser correlacionados com o PSF, poderiam estar afetando o resultado. Visando controlar

³¹ Os resultados focam em algumas das principais variáveis. Os resultados também foram robustos aos demais casos.

essa questão, na abordagem de Oster (2015), efeitos fixos em nível municipal serão incorporados, além da saúde dos pais.

Tabela 3.9- Análise de sensibilidade de Ichino *et al.* (2008), saúde reportada, região Norte

	p11	p10	p01	p00	Γ	Λ	ATT	SE
Norte- 0 a 3 anos								
No confunder	0,00	0,00	0,00	0,00	-	-	0,173	0,044
Crianças (≤ 2)	0,67	0,48	0,53	0,54	1,548	0,987	0,125	0,053
Água	0,48	0,38	0,52	0,34	2,621	1,226	0,119	0,054
Escolaridade da Mãe (≤ 4)	0,35	0,49	0,30	0,55	0,45	0,52	0,116	0,055
Renda (≤ 140)	0,49	0,66	0,40	0,62	0,364	1,162	0,129	0,052
Bolsa Família	0,44	0,42	0,46	0,26	3,08	1,957	0,101	0,058
Saúde da Mãe (Boa e Muito Boa)	0,74	0,71	0,74	0,71	1,380	1,037	0,129	0,053
Norte- 0 a 5 anos								
No confunder	0,00	0,00	0,00	0,00	-	-	0,098	0,036
Crianças ≤ 2	0,61	0,47	0,59	0,50	1,583	0,966	0,099	0,043
Água	0,42	0,51	0,38	0,55	0,519	0,872	0,099	0,043
Escolaridade da Mãe (≤ 4)	0,17	0,19	0,22	0,24	0,949	0,743	0,098	0,043
Renda (≤ 140)	0,54	0,65	0,42	0,62	0,442	1,137	0,101	0,044
Bolsa Família	0,48	0,43	0,41	0,28	1,886	1,916	0,096	0,046
Saúde da Mãe (Boa e Muito Boa)	0,77	0,71	0,77	0,70	1,586	1,117	0,097	0,044
Norte- 6 a 11 anos								
No confunder	0,00	0,00	0,00	0,00	-	-	0,094	0,039
Crianças ≤ 2	0,48	0,47	0,51	0,51	1,098	0,875	0,084	0,041
Água	0,38	0,41	0,50	0,41	1,533	0,940	0,085	0,041
Escolaridade da Mãe (≤ 4)	0,59	0,54	0,50	0,67	0,494	0,670	0,075	0,043
Renda (≤ 140)	0,27	0,21	0,43	0,28	2,113	0,682	0,088	0,041
Bolsa Família	0,46	0,45	0,60	0,49	1,616	0,803	0,085	0,041
Saúde da Mãe (Boa e Muito Boa)	0,67	0,66	0,42	0,62	0,413	1,377	0,089	0,041

Fonte: Cálculos do autor com base nos dados da PNAD (2008).

Notas: As primeiras colunas apresentam os valores p_{ij} utilizados para simular a variável *confunder* binária (U) para cada caso. Γ são razões de chances, para os não tratados, da variável de interesse (*variável resultado*) considerando o efeito de U e controlando as covariadas observadas (X). Λ representa as razões de chances do tratamento (T), considerando o efeito de U e controlando as covariadas observadas (X). **ATT** foi gerado com base no método dos vizinhos mais próximos (NN-1), através da incorporação de U como covariada, e a estatística representa a média do efeito num processo repetido 500 vezes, onde SE é o erro padrão dessa estatística. O comando para STATA utilizado foi o `sensatt` proposto por Nannicini (2007).

Tabela 3.10- Análise de sensibilidade de Ichino *et al.* (2008), saúde reportada, região Nordeste

	p11	p10	p01	p00	Γ	Λ	ATT	SE
Nordeste- 0 a 3 anos								
<i>No confunder</i>	0,00	0,00	0,00	0,00	-	-	0,108	0,054
Crianças <=2	0,68	0,61	0,70	0,63	1,610	0,931	0,108	0,057
Água	0,36	0,35	0,44	0,51	0,753	0,560	0,107	0,061
Escolaridade da Mãe (<=4)	0,49	0,57	0,61	0,50	1,839	1,105	0,109	0,057
Renda (<=140)	0,16	0,19	0,12	0,13	0,979	1,511	0,106	0,058
Bolsa Família	0,41	0,38	0,32	0,30	1,204	1,504	0,111	0,060
Saúde da Mãe (Boa e Muito Boa)	0,66	0,74	0,74	0,72	1,245	0,973	0,107	0,057
Nordeste- 0 a 5 anos								
<i>No confunder</i>	0,00	0,00	0,00	0,00	-	-	0,085	0,042
Crianças <=2	0,63	0,58	0,69	0,62	1,422	0,825	0,084	0,048
Água	0,34	0,36	0,41	0,49	0,736	0,632	0,077	0,049
Escolaridade da Mãe (<=4)	0,51	0,60	0,64	0,56	1,488	0,984	0,086	0,046
Renda (<=140)	0,19	0,19	0,19	0,15	1,403	1,234	0,082	0,046
Bolsa Família	0,41	0,38	0,31	0,33	0,959	1,318	0,081	0,048
Saúde da Mãe (Boa e Muito Boa)	0,69	0,75	0,73	0,72	1,130	1,067	0,085	0,046

Fonte: Cálculos do autor com base nos dados da PNAD (2008).

Notas: Ver legenda da tabela anterior.

A tabela 3.11 explora essas novas estimações pelo método OLS, para as regiões Norte e Nordeste, considerando as diferentes faixas de idade. Observa-se que os resultados são robustos para a região Norte, independentemente da faixa etária, sendo que o efeito é maior para as crianças mais novas. Por exemplo, na faixa etária entre 0 e 3 anos, o fato de ter sido tratado, aumenta a probabilidade de ter saúde muito boa em 8,2 p.p. Esse resultado é bastante expressivo, considerando que a média desse indicador é de 20%. Já para a região Nordeste os resultados passaram a ser não significativos independente da faixa etária.

Cabe ressaltar que para essa última região, os resultados de tabelas anteriores indicaram que o OLS se mostrou diferente de métodos que controlam de alguma forma efeitos heterogêneos do tratamento. E por fim, lembra-se que, quando aplicado o PSM, e, o teste de sensibilidade de Ichino *et al.* (2008), os resultados dessa região foram robustos, principalmente para o grupo de crianças mais novas (0 a 3 anos).

Tabela 3.11- Efeito do PSF sobre a saúde das crianças, reportada pelos pais, da área rural da região Norte, com a inclusão de efeitos fixos municipais e saúde dos pais

Método	Estatística	Norte			Nordeste		
		0 a 3 anos	0 a 5 anos	6 a 11 anos	0 a 3 anos	0 a 5 anos	6 a 11 anos
OLS	Coeficiente	0,082**	0,077***	0,045*	-0,030	-0,045	0,013
	Erro padrão	(0,037)	(0,030)	(0,027)	(0,035)	(0,029)	(0,222)

Fonte: Cálculos do autor com base nos dados da PNAD (2008).

Notas: Estimacões através do método OLS considerando como controles, além das variáveis do quadro 3.1, saúde do pai e saúde mãe (*dummy* com 1 indicando saúde muito boa e boa), e, em vez de efeitos fixos de estados, efeitos fixos de municípios.

A tabela 3.12 apresenta os resultados da abordagem de Oster (2015) com base nos modelos da tabela 3.11. O R^2 máximo de um modelo com todas as variáveis (observadas mais as não observadas) não é conhecido. Assim, deve-se atribuir valores ao mesmo, no caso deste trabalho foram utilizados 0,6; 0,7; 0,8; 0,9 e 1,0 (situação extrema). Observa-se que os resultados para as duas menores faixas de idade (0 a 3 e 0 a 5) são robustas a esse teste, apesar de os resultados para as crianças entre 6 e 11 anos não apresentarem essa robustez ($\delta < 1$). Por exemplo, no caso das crianças de 0 a 5 anos, o valor de δ igual a 1,77, significa que fatores não observáveis teriam que ser 1,77 mais forte do que o efeito dos fatores observáveis para explicar uma ausência de efeito do PSF. Seguindo a ideia do artigo de Altonji *et al.* (2005), Oster (2015) indica que o valor de δ igual a 1 é um *cutoff* heurístico, no qual fatores observáveis seriam ao menos tão importantes quanto os não observáveis. E ainda, para esse mesmo grupo (crianças de 0 a 5 anos), o limite inferior da estimativa do ATT (para $\delta = 1$) é igual a 3,5 p.p.

Tabela 3.12- Abordagem de Oster (2015) com base nos modelos da tabela 3.11

R máximo	0,6	0,7	0,8	0,9	1,00
Norte - 0 a 3 anos					
δ para $\beta=0$	4,05	2,77	2,11	1,70	1,42
Conj. Id. ($\delta=1$)	[0,065; 0,082]	[0,055; 0,082]	[0,045; 0,082]	[0,035; 0,082]	[0,030; 0,082]
Norte- 0 a 5 anos					
δ para $\beta=0$	4,31	3,18	2,52	2,08	1,77
Conj. Id. ($\delta=1$)	[0,061; 0,077]	[0,055; 0,077]	[0,048; 0,077]	[0,042; 0,077]	[0,035; 0,077]
Norte- 6 a 11 anos					
δ para $\beta=0$	1,28	0,99	0,81	0,68	0,59
Conj. Id. ($\delta=1$)	[0,010; 0,045]	[0,000; 0,045]	[-0,011; 0,045]	[-0,021; 0,045]	[-0,032; 0,045]

Fonte: Cálculos do autor com base nos dados da PNAD (2008).

Notas: Nesta abordagem foi utilizado o comando *psacalc* do STATA criado pela própria Oster.

A tabela 3.13 apresenta a abordagem de Oster (2015) com base nos modelos OLS da tabela 3.8, ou seja, explorando resultados das crianças entre 0 e 1 ano, considerando saúde reportada, diarreia ou vômito e acamados. Observa-se que todos os valores de δ são menores do que 0, isso indica que a inclusão de controles nos modelos em vez de mover o efeito (beta) em direção a zero, faz o sentido oposto. Desta forma, as não observáveis teriam que possuir uma relação diferente desta, para explicar ausência de efeito do tratamento. Este fato significa ainda, que os controles possuem correlações opostas com o tratamento e a variável de resultado. Percebe-se valores elevados de δ (desconsiderando o sinal negativo) para os casos diarreia e saúde reportada.

Tabela 3.13- Abordagem de Oster (2015) com base nos modelos da tabela 3.8 (OLS)

Diarreia ou Vômito					
δ para $\beta=0$	-3,70	-3,19	-2,80	-2,49	-2,24
Conj. Id. ($\delta=1$)	[-0,090; -0,079]	[-0,098; -0,079]	[-0,102; -0,079]	[-0,105; -0,079]	[-0,108; -0,079]
Acamados					
δ para $\beta=0$	-0,51	-0,44	-0,38	-0,33	-0,30
Conj. Id. ($\delta=1$)	[-0,123; -0,049]	[-0,137; -0,049]	[-0,152; -0,049]	[-0,166; -0,049]	[-0,181; -0,049]
Saúde Autoavaliada					
δ para $\beta=0$	-12,49	-10,60	-9,21	-8,14	-7,30
Conj. Id. ($\delta=1$)	[0,136; 0,145]	[0,136; 0,147]	[0,136; 0,149]	[0,136; 0,151]	[0,136; 0,153]

Fonte: Cálculos do autor com base nos dados da PNAD (2008).

Notas: Nesta abordagem foi utilizado o comando psacalc do STATA criado pela própria Oster.

3.4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho buscou analisar o impacto do Programa Saúde da Família sobre a saúde das crianças (menores de 12 anos) da área rural do Brasil com base nos dados da PNAD (2008), utilizando os métodos do *Propensity Score Matching* (PSM) e dos Mínimos Quadrados Ordinários (OLS), aplicando, respectivamente, análises de sensibilidade proposta por Ichino *et al.* (2008) e Oster (2015).

A análise principal deste trabalho se baseou na saúde reportada. Foi observado que o PSF possui um impacto sobre a saúde das crianças da área rural do Brasil

estatisticamente significativo e de magnitude elevada. Contudo, esse impacto está concentrado nas regiões Norte e Nordeste, sendo não significativo no Centro-Sul do país. No caso da região Norte, esse impacto independe da idade, na região Nordeste ele é significativo para as menores faixas de idade, principalmente entre as crianças de 0 a 3 anos de idade (menores de 4 anos).

Quando analisado outros indicadores de saúde, prevalência de diarreia e de acamados, os resultados se mostraram significativos apenas para a região Norte e nas menores faixas de idade. O impacto também possui magnitude elevada, principalmente, entre as crianças com idade entre 0 e 1 ano (menores de 2 anos de idade).

A abordagem de sensibilidade proposta por Ichino *et al.* (2008) indicou que os resultados da saúde reportada para a região Norte são todos robustos, independentemente do grupo de idade. Para a região Nordeste, os resultados que apresentaram maior robustez foram da faixa de 0 a 3 anos. Já na abordagem de Oster (2015), apenas os resultados da região Norte e das crianças dos grupos mais novos foram robustos, onde quando considerado crianças menores de 2 anos, esse programa tem impacto na saúde reportada, na prevalência de diarreia e de acamados. Portanto, há confirmação da hipótese de que crianças das regiões mais pobres da área rural são beneficiadas por esse tipo de política de cuidados primários em saúde.

Contudo, deve-se destacar que esta análise contemplou apenas a disponibilidade de cadastro no programa, porém, diferentes lugares que possuem o programa podem possuir estruturas diferentes, tanto em quantidade como em qualidade das equipes do Programa Saúde da Família. E, assim, principalmente com uma maior cobertura do PSF, análises que consigam contemplar esses aspectos podem ser importantes para pesquisas futuras.

REFERÊNCIAS

- ABADIE, A.; IMBENS, G. W. **Matching on the Estimated Propensity Score**. NBER Working Paper: National Bureau of Economic Research, Inc, 2012.
- ALTONJI, J. G.; ELDER, T. E.; TABER, C. Selection on Observed and Unobserved Variables: Assessing the Effectiveness of Catholic Schools. **Journal of Political Economy**, v. 113, n. 1, p. 151–184, 2005.
- AQUINO, R.; DE OLIVEIRA, N. F.; BARRETO, M. L. Impact of the family health program on infant mortality in Brazilian municipalities. **American Journal of Public Health**, v. 99, n. 1, p. 87–93, 2009.
- BATTISTIN, E.; DE NADAI, M.; SIANESI, B. Misreported schooling, multiple measures and returns to educational qualifications. **Journal of Econometrics**, v. 181, n. 2, p. 136–150, 2014.
- CALIENDO, M.; KOPEINIG, S. Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching. **Journal of Economic Surveys**, v. 22, n. 1, p. 31–72, 2008.
- GUANAIS, F. C. The combined effects of the expansion of primary health care and conditional cash transfers on infant mortality in Brazil, 1998-2010. **American Journal of Public Health**, v. 103, n. 11, p. 2000–2006, 2013.
- ICHINO, A.; MEALLI, F.; NANNICINI, T. From temporary help jobs to permanent employment: what can we learn from matching estimators and their sensitivity? **Journal of Applied Econometrics**, v. 23, n. 3, p. 305–327, 2008.
- IDLER, E. L.; BENYAMINI, Y. Self-Rated Health and Mortality: A Review of Twenty-Seven Community Studies. **Journal of Health and Social Behavior**, v. 38, n. 1, p. 21-37, 1997.
- IMAI, K.; Ratkovic, M. Covariate balancing propensity score. **Journal of the Royal Statistical Society, Series B** 76: 243–263, 2014.
- LEUVEN, E.; SIANESI, B. **PSMATCH2: Stata module to perform full Mahalanobis and propensity score matching, common support graphing, and covariate imbalance testing**. [S.l.]: Boston College Department of Economics, 2003.
- MACINKO, J. *et al.* Evaluation of the impact of the Family Health Program on infant mortality in Brazil, 1990-2002. **Journal of Epidemiology and Community Health**, v. 60, n. 1, p. 13–19, 2006.
- MACINKO, J. *et al.* Going to scale with community-based primary care: an analysis of the family health program and infant mortality in Brazil, 1999-2004. **Social Science & Medicine**, v. 65, n. 10, p. 2070–2080, 2007.

MACINKO, J.; HARRIS, M. J. Brazil's Family Health Strategy — Delivering Community-Based Primary Care in a Universal Health System. **New England Journal of Medicine**, v. 372, n. 23, p. 2177–2181, 2015.

NANNICINI, T. Simulation-based sensitivity analysis for matching estimators. **Stata Journal**, v. 7, n. 3, p. 334–350, 2007.

NICOLELLA, A. C.; KASSOUF, A. L.; BARROS, A. L. M. DE. O impacto do trabalho infantil no setor agrícola sobre a saúde. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 46, n. 3, p. 673–701, 2008.

NORONHA, K. V. M. D. S. **A Relação entre o Estado de Saúde e a Desigualdade de Renda no Brasil**. 187 CEDEPLAR/FACE, UFMG, Minas Gerais, 2005.

OSTER, E. **Unobservable Selection and Coefficient Stability: Theory and Evidence**. [S.l.]: Brown University, 2015.

RASELLA, D.; AQUINO, R.; BARRETO, M. L. Reducing childhood mortality from diarrhea and lower respiratory tract infections in Brazil. **Pediatrics**, v. 126, n. 3, p. e534–540, 2010.

REIS, M. Public primary health care and children's health in Brazil: evidence from siblings. **Journal of Population Economics**, v. 27, n. 2, p. 421–445, 2014.

ROCHA, R.; SOARES, R. R. Evaluating the impact of community-based health interventions: evidence from Brazil's Family Health Program. **Health Economics**, v. 19 Suppl, p. 126–158, 2010.

ROSENBAUM, P. R. **Observational studies**. Springer-Verlag, 2002.

ROSENBAUM, P. R.; RUBIN, D. B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. **Biometrika**, v. 70, n. 1, p. 41–55, 1983a.

ROSENBAUM, P. R.; RUBIN, D. B. Assessing Sensitivity to an Unobserved Binary Covariate in an Observational Study with Binary Outcome. **Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)**, v. 45, n. 2, p. 212–218, 1983b.

SANTOS, A. M. A. DOS; TEJADA, C. A. O.; EWERLING, F. Os determinantes socioeconômicos do estado de saúde das crianças do Brasil rural. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 50, n. 3, p. 473–492, 2012.

SOARES, S. *et al.* **Os Impactos do Benefício do Programa Bolsa Família sobre a Desigualdade e a Pobreza**: In: Jorge Abrahão de Castro; Lúcia Modesto. (Orgs.). *Bolsa Família: avanços e desafios*. vol. 2. Brasília: Ipea, 2010.

APÊNDICE B

Tabela B1- Balanceamento (todas as variáveis) antes e depois do pareamento para o Brasil, crianças de 0 a 3 anos

Variáveis	Média				
	Pareamento	Tratados	Controle	Viés %	valor-p (teste t)
Total de Pessoas	Sem	2,779	2,685	7,4	0,060
(Outros)	Com	2,780	2,903	-9,7	0,007
Total de Crianças	Sem	2,331	2,258	5,5	0,158
	Com	2,332	2,274	4,5	0,185
Idade (meses)	Sem	25,115	25,248	-0,9	0,807
	Com	25,121	24,855	1,9	0,566
Sexo	Sem	0,485	0,484	0,1	0,974
	Com	0,482	0,501	-3,8	0,242
Cor (Branca)	Sem	0,398	0,388	2,0	0,609
	Com	0,396	0,389	1,4	0,669
Lixo	Sem	0,240	0,314	-16,6	0,000
	Com	0,246	0,259	-2,9	0,355
Esgoto	Sem	0,178	0,258	-19,6	0,000
	Com	0,182	0,205	-5,6	0,073
Água	Sem	0,515	0,633	-24,1	0,000
	Com	0,524	0,578	-10,9	0,001
Índice de posse	Sem	-0,069	-0,029	-3,7	0,329
	Com	-0,080	-0,092	1,2	0,709
Plano de saúde	Sem	0,033	0,064	-14,2	0,000
	Com	0,034	0,038	-1,9	0,510
Idade do Pai	Sem	34,971	34,326	5,8	0,133
	Com	34,915	34,900	0,1	0,968
Idade da Mãe	Sem	29,573	28,858	7,4	0,057
	Com	29,563	29,900	-3,5	0,308
Educação do Pai	Sem	4,071	4,594	-14,4	0,000
	Com	4,081	4,189	-3,0	0,364
Educação da Mãe	Sem	5,163	5,610	-12,1	0,002
	Com	5,179	5,158	0,6	0,862
Pai Fuma	Sem	0,395	0,404	-1,7	0,651
	Com	0,394	0,366	5,6	0,083
Mãe Fuma	Sem	0,184	0,196	-3,0	0,442
	Com	0,183	0,188	-1,3	0,691
Inrenda	Sem	4,725	4,977	-30,5	0,000
	Com	4,734	4,728	0,8	0,819
Bolsa Família	Sem	0,458	0,293	34,5	0,000
	Com	0,450	0,447	0,7	0,830

Fonte: Cálculos do autor com base nos dados da PNAD (2008).

Notas: O modelo contém também efeitos fixos de estados. Estatísticas geradas com base no pareamento kernel.

Tabela B2- Balanceamento (todas as variáveis) antes e depois do pareamento para o Brasil, crianças de 0 a 5 anos

Variáveis	Pareamento	Média		Viés %	valor-p (teste t)
		Tratados	Controle		
Total de Pessoas	Sem	2,764	2,698	5,3	0,091
(Outros)	Com	2,766	2,896	-10,3	0,000
Total de Crianças	Sem	2,411	2,276	10,4	0,001
	Com	2,406	2,329	2,3	0,027
Idade (meses)	Sem	37,721	38,233	-2,4	0,429
	Com	37,664	38,213	-2,6	0,320
Sexo	Sem	0,485	0,499	-2,9	0,351
	Com	0,485	0,496	-2,3	0,382
Cor (Branca)	Sem	0,377	0,376	0,2	0,948
	Com	0,376	0,379	-0,7	0,803
Lixo	Sem	0,232	0,314	-18,4	0,000
	Com	0,237	0,256	-4,4	0,084
Esgoto	Sem	0,174	0,255	-19,8	0,000
	Com	0,178	0,195	-4,1	0,103
Água	Sem	0,515	0,638	-25,0	0,000
	Com	0,524	0,542	-3,7	0,166
Índice de posse	Sem	-0,061	0,003	-6,1	0,045
	Com	-0,069	-0,039	-2,9	0,255
Plano de saúde	Sem	0,034	0,061	-12,7	0,000
	Com	0,035	0,038	-1,5	0,506
Idade do Pai	Sem	35,472	35,024	4,2	0,181
	Com	35,458	35,967	-4,7	0,083
Idade da Mãe	Sem	30,229	29,620	6,5	0,037
	Com	30,245	30,647	-4,3	0,118
Educação do Pai	Sem	3,961	4,503	-14,9	0,000
	Com	3,975	4,090	-3,2	0,233
Educação da Mãe	Sem	5,016	5,418	-10,9	0,000
	Com	5,044	4,935	3,0	0,266
Pai Fuma	Sem	0,399	0,401	-0,5	0,884
	Com	0,398	0,380	3,7	0,156
Mãe Fuma	Sem	0,191	0,204	-3,3	0,282
	Com	0,189	0,190	-0,2	0,935
Inrenda	Sem	4,717	4,969	-30,2	0,000
	Com	4,727	4,740	-1,5	0,583
Bolsa Família	Sem	0,498	0,327	35,2	0,000
	Com	0,489	0,487	0,4	0,872

Fonte: Cálculos do autor com base nos dados da PNAD (2008).

Notas: O modelo contém também efeitos fixos de estados. Estatísticas geradas com base no pareamento kernel.

Tabela B3- Balanceamento (todas as variáveis) antes e depois do pareamento para o Brasil, crianças de 6 a 11 anos

Variáveis	Pareamento	Média		Viés %	valor-p (teste t)
		Tratados	Controle		
Total de Pessoas	Sem	3,105	3,001	7,7	0,007
(Outros)	Com	3,101	3,240	-10,2	0,000
Total de Crianças	Sem	2,481	2,345	10,6	0,000
	Com	2,468	2,408	4,7	0,044
Idade (meses)	Sem	110,400	110,120	1,4	0,626
	Com	110,410	110,600	-0,9	0,693
Sexo	Sem	0,485	0,495	-1,9	0,498
	Com	0,486	0,504	-3,7	0,109
Cor (Branca)	Sem	0,331	0,373	-8,8	0,002
	Com	0,330	0,313	3,6	0,116
Lixo	Sem	0,228	0,310	-18,6	0,000
	Com	0,230	0,252	-5,0	0,026
Esgoto	Sem	0,166	0,268	-24,7	0,000
	Com	0,168	0,180	-3,1	0,152
Água	Sem	0,530	0,661	-27,0	0,000
	Com	0,536	0,530	1,2	0,626
Índice de posse	Sem	-0,001	0,133	-13,2	0,000
	Com	-0,002	0,005	-0,6	0,782
Plano de saúde	Sem	0,036	0,075	-17,2	0,000
	Com	0,037	0,035	0,8	0,674
Idade do Pai	Sem	39,588	39,179	4,2	0,134
	Com	39,552	39,967	-4,3	0,067
Idade da Mãe	Sem	34,598	34,308	3,5	0,209
	Com	34,606	35,403	-9,7	0,000
Educação do Pai	Sem	3,336	3,893	-15,8	0,000
	Com	3,344	3,343	0,0	0,997
Educação da Mãe	Sem	4,309	4,860	-14,9	0,000
	Com	4,319	4,289	0,8	0,719
Pai Fuma	Sem	0,462	0,481	-3,6	0,194
	Com	0,466	0,470	-0,7	0,763
Mãe Fuma	Sem	0,251	0,263	-2,9	0,299
	Com	0,250	0,254	-0,9	0,688
Inrenda	Sem	4,668	4,964	-34,4	0,000
	Com	4,677	4,675	0,2	0,920
Bolsa Família	Sem	0,650	0,448	41,5	0,000
	Com	0,646	0,654	-1,6	0,487

Fonte: Cálculos do autor com base nos dados da PNAD (2008).

Notas: O modelo contém também efeitos fixos de estados. Estatísticas geradas com base no pareamento kernel.

Tabela B4- Balanceamento (todas as variáveis) antes e depois do pareamento para a região Norte, crianças de 0 a 3 anos

Variáveis	Pareamento	Média		Viés %	valor-p (teste t)
		Tratados	Controle		
Total de Pessoas	Sem	2,965	2,654	21,8	0,005
(Outros)	Com	2,916	2,975	-4,1	0,639
Total de Crianças	Sem	2,762	2,622	9,9	0,203
	Com	2,764	2,671	6,6	0,437
Idade	Sem	25,504	26,508	-7,2	0,355
	Com	25,613	25,207	2,9	0,729
Sexo	Sem	0,511	0,491	4,0	0,610
	Com	0,504	0,497	1,4	0,868
Cor (Branca)	Sem	0,222	0,233	-2,5	0,745
	Com	0,225	0,210	3,7	0,653
Lixo	Sem	0,193	0,233	-9,7	0,217
	Com	0,208	0,199	2,2	0,788
Esgoto	Sem	0,193	0,212	-4,8	0,541
	Com	0,211	0,202	2,4	0,777
Água	Sem	0,415	0,363	10,5	0,178
	Com	0,408	0,391	3,6	0,673
Índice de posse	Sem	-0,473	-0,641	14,0	0,075
	Com	-0,477	-0,443	-2,8	0,733
Plano de saúde	Sem	0,026	0,015	8,0	0,306
	Com	0,028	0,024	3,3	0,732
Idade do Pai	Sem	35,412	33,863	13,7	0,080
	Com	35,190	36,076	-7,8	0,398
Idade da Mãe	Sem	28,994	27,517	15,3	0,050
	Com	28,757	28,048	7,4	0,378
Educação do Pai	Sem	4,296	4,058	6,8	0,387
	Com	4,218	4,081	3,9	0,643
Educação da Mãe	Sem	5,434	4,910	14,3	0,069
	Com	5,218	5,077	3,8	0,643
Pai Fuma	Sem	0,412	0,465	-10,8	0,169
	Com	0,433	0,424	1,9	0,822
Mãe Fuma	Sem	0,187	0,215	-7,1	0,363
	Com	0,197	0,195	0,4	0,957
Inrenda	Sem	4,748	4,837	-11,1	0,154
	Com	4,777	4,787	-1,2	0,887
Bolsa Família	Sem	0,434	0,291	30,1	0,000
	Com	0,408	0,396	2,6	0,765

Fonte: Cálculos do autor com base nos dados da PNAD (2008).

Notas: O modelo contém também efeitos fixos de estados. Estatísticas geradas com base no pareamento kernel.

Tabela B5- Balanceamento (todas as variáveis) antes e depois do pareamento para a região Norte, crianças de 0 a 5 anos

Variáveis	Pareamento	Média		Viés %	valor-p (teste t)
		Tratados	Controle		
Total de Pessoas	Sem	2,876	2,646	17,1	0,007
(Outros)	Com	2,870	2,958	-6,5	0,354
Total de Crianças	Sem	2,859	2,658	14,5	0,022
	Com	2,868	2,845	1,7	0,812
Idade (meses)	Sem	37,988	38,022	-0,2	0,979
	Com	38,160	37,212	4,6	0,482
Sexo	Sem	0,509	0,510	-0,1	0,990
	Com	0,505	0,512	-1,4	0,831
Cor (Branca)	Sem	0,195	0,212	-4,3	0,495
	Com	0,193	0,201	-2,1	0,748
Lixo	Sem	0,174	0,228	-13,4	0,035
	Com	0,180	0,171	2,2	0,725
Esgoto	Sem	0,168	0,216	-12,3	0,054
	Com	0,176	0,184	-2,2	0,736
Água	Sem	0,391	0,383	1,6	0,795
	Com	0,390	0,360	6,3	0,337
Índice de posse	Sem	-0,515	-0,593	6,6	0,300
	Com	-0,515	-0,425	-7,5	0,254
Plano de saúde	Sem	0,023	0,023	-0,4	0,952
	Com	0,024	0,020	2,5	0,700
Idade do Pai	Sem	35,437	34,282	10,6	0,094
	Com	35,345	36,217	-8	0,259
Idade da Mãe	Sem	29,257	28,105	12,5	0,049
	Com	29,232	29,129	1,1	0,864
Educação do Pai	Sem	4,058	4,084	-0,7	0,908
	Com	4,056	3,771	8,2	0,211
Educação da Mãe	Sem	5,191	4,881	8,4	0,184
	Com	5,046	4,845	5,5	0,404
Pai Fuma	Sem	0,424	0,459	-7	0,271
	Com	0,432	0,431	0,1	0,990
Mãe Fuma	Sem	0,188	0,226	-9,2	0,147
	Com	0,195	0,225	-7,3	0,268
Inrenda	Sem	4,714	4,836	-15,3	0,015
	Com	4,731	4,753	-2,8	0,673
Bolsa Família	Sem	0,449	0,305	30	0,000
	Com	0,432	0,425	1,3	0,844

Fonte: Cálculos do autor com base nos dados da PNAD (2008).

Notas: O modelo contém também efeitos fixos de estados. Estatísticas geradas com base no pareamento kernel.

Tabela B6- Balanceamento (todas as variáveis) antes e depois do pareamento para a região Norte, crianças de 6 a 11 anos

Variáveis	Pareamento	Média		Viés %	valor-p (teste t)
		Tratados	Controle		
Total de Pessoas	Sem	3,208	3,118	6,3	0,287
(Outros)	Com	3,211	3,366	-10,8	0,079
Total de Crianças	Sem	2,921	2,713	14,6	0,013
	Com	2,913	2,888	1,8	0,758
Idade (meses)	Sem	110,100	109,600	2,4	0,685
	Com	110,240	110,220	0,1	0,984
Sexo	Sem	0,455	0,491	-7,2	0,220
	Com	0,461	0,515	-10,9	0,062
Cor (Branca)	Sem	0,135	0,193	-15,6	0,008
	Com	0,134	0,160	-6,9	0,219
Lixo	Sem	0,166	0,222	-14,3	0,015
	Com	0,175	0,162	3,4	0,537
Esgoto	Sem	0,161	0,263	-25,0	0,000
	Com	0,170	0,165	1,2	0,824
Água	Sem	0,406	0,421	-2,9	0,616
	Com	0,398	0,410	-2,4	0,683
Índice de posse	Sem	-0,422	-0,362	-5,1	0,381
	Com	-0,443	-0,422	-1,8	0,752
Plano de saúde	Sem	0,019	0,031	-7,6	0,194
	Com	0,019	0,017	1,1	0,822
Idade do Pai	Sem	38,323	38,382	-0,6	0,914
	Com	38,294	37,935	3,8	0,503
Idade da Mãe	Sem	33,145	33,474	-4,2	0,472
	Com	33,099	33,284	-2,4	0,670
Educação do Pai	Sem	3,586	3,414	5,0	0,397
	Com	3,531	3,287	7,0	0,207
Educação da Mãe	Sem	4,995	4,276	18,8	0,001
	Com	4,891	4,922	-0,8	0,889
Pai Fuma	Sem	0,448	0,507	-11,8	0,044
	Com	0,457	0,473	-3,1	0,600
Mãe Fuma	Sem	0,223	0,298	-17,2	0,003
	Com	0,230	0,210	4,4	0,426
Inrenda	Sem	4,683	4,835	-19,0	0,001
	Com	4,686	4,654	3,9	0,508
Bolsa Família	Sem	0,590	0,419	34,7	0,000
	Com	0,583	0,595	-2,4	0,675

Fonte: Cálculos do autor com base nos dados da PNAD (2008).

Notas: O modelo contém também efeitos fixos de estados. Estatísticas geradas com base no pareamento kernel.

Tabela B7- Balanceamento (todas as variáveis) antes e depois do pareamento para a região Nordeste, crianças de 0 a 3 anos

Variáveis	Pareamento	Média		Viés %	valor-p (teste t)
		Tratados	Controle		
Total de Pessoas	Sem	2,751	2,825	-5,4	0,420
(Outros)	Com	2,764	2,759	0,4	0,932
Total de Crianças	Sem	2,343	2,276	4,9	0,481
	Com	2,345	2,144	14,9	0,000
Idade (meses)	Sem	24,876	25,605	-5,1	0,460
	Com	24,876	24,919	-0,3	0,945
Sexo	Sem	0,481	0,479	0,5	0,941
	Com	0,477	0,530	-10,5	0,014
Cor (Branca)	Sem	0,351	0,323	5,9	0,395
	Com	0,344	0,329	3,2	0,452
Lixo	Sem	0,161	0,218	-14,6	0,028
	Com	0,162	0,175	-3,3	0,423
Esgoto	Sem	0,123	0,156	-9,4	0,159
	Com	0,125	0,121	1,2	0,777
Água	Sem	0,359	0,498	-28,3	0,000
	Com	0,367	0,371	-0,8	0,849
Índice de posse	Sem	-0,219	-0,321	10,5	0,118
	Com	-0,229	-0,327	10	0,013
Plano de saúde	Sem	0,015	0,035	-12,6	0,036
	Com	0,015	0,010	3,2	0,282
Idade do Pai	Sem	34,760	34,973	-1,9	0,789
	Com	34,767	35,002	-2,1	0,636
Idade da Mãe	Sem	29,424	29,732	-3,1	0,656
	Com	29,469	29,403	0,7	0,885
Educação do Pai	Sem	3,325	3,588	-7,2	0,287
	Com	3,317	3,502	-5,1	0,231
Educação da Mãe	Sem	4,540	4,743	-5,5	0,418
	Com	4,530	4,479	1,4	0,746
Pai Fuma	Sem	0,390	0,300	19	0,007
	Com	0,385	0,394	-2	0,655
Mãe Fuma	Sem	0,180	0,128	14,2	0,049
	Com	0,175	0,184	-2,3	0,616
Inrenda	Sem	4,529	4,598	-8,5	0,207
	Com	4,530	4,589	-7,2	0,083
Bolsa Família	Sem	0,543	0,463	16	0,020
	Com	0,538	0,534	0,7	0,863

Fonte: Cálculos do autor com base nos dados da PNAD (2008).

Notas: O modelo contém também efeitos fixos de estados. Estatísticas geradas com base no pareamento kernel.

Tabela B8- Balanceamento (todas as variáveis) antes e depois do pareamento para a região Nordeste, crianças de 0 a 5 anos

	Pareamento	Média		Viés %	valor-p (teste t)
		Tratados	Controle		
Total de Pessoas	Sem	2,768	2,891	-8,8	0,096
(Outros)	Com	2,782	2,767	1	0,763
Total de Crianças	Sem	2,457	2,268	14,4	0,010
	Com	2,427	2,260	12,7	0,000
Idade (meses)	Sem	37,188	39,450	-10,8	0,048
	Com	37,526	37,627	-0,5	0,890
Sexo	Sem	0,483	0,493	-2,1	0,706
	Com	0,482	0,514	-6,4	0,067
Cor (Branca)	Sem	0,324	0,299	5,6	0,310
	Com	0,317	0,316	0,2	0,947
Lixo	Sem	0,155	0,227	-18,6	0,000
	Com	0,160	0,173	-3,3	0,323
Esgoto	Sem	0,124	0,152	-8,1	0,124
	Com	0,127	0,159	-9,5	0,008
Água	Sem	0,360	0,472	-22,7	0,000
	Com	0,373	0,391	-3,7	0,282
Índice de posse	Sem	-0,210	-0,305	9,8	0,061
	Com	-0,227	-0,290	6,4	0,061
Plano de saúde	Sem	0,015	0,028	-9,4	0,054
	Com	0,015	0,013	1,6	0,569
Idade do Pai	Sem	35,381	35,791	-3,6	0,502
	Com	35,419	36,199	-6,9	0,054
Idade da Mãe	Sem	30,210	30,557	-3,6	0,510
	Com	30,300	29,760	5,6	0,110
Educação do Pai	Sem	3,183	3,265	-2,3	0,661
	Com	3,194	3,491	-8,4	0,020
Educação da Mãe	Sem	4,383	4,441	-1,6	0,768
	Com	4,390	4,319	1,9	0,580
Pai Fuma	Sem	0,392	0,325	14,1	0,011
	Com	0,385	0,389	-0,8	0,827
Mãe Fuma	Sem	0,189	0,159	8	0,152
	Com	0,186	0,173	3,3	0,346
Inrenda	Sem	4,506	4,586	-9,9	0,061
	Com	4,519	4,586	-8,3	0,021
Bolsa Família	Sem	0,597	0,531	13,3	0,014
	Com	0,586	0,565	4,3	0,221

Fonte: Cálculos do autor com base nos dados da PNAD (2008).

Notas: O modelo contém também efeitos fixos de estados. Estatísticas geradas com base no pareamento kernel.

Tabela B9- Balanceamento (todas as variáveis) antes e depois do pareamento para a região Nordeste, crianças de 6 a 11 anos

	Pareamento	Média		Viés %	valor-p(teste t)
		Tratados	Controle		
Total de Pessoas (Outros)	Sem	3,192	3,252	-4	0,408
	Com	3,196	3,383	-12,4	0,000
Total de Crianças	Sem	2,583	2,479	8,1	0,111
	Com	2,570	2,395	13,5	0,000
Idade (meses)	Sem	110,460	110,470	-0,1	0,986
	Com	110,510	111,080	-2,7	0,386
Sexo	Sem	0,490	0,496	-1,1	0,817
	Com	0,490	0,491	-0,2	0,954
Cor (Branca)	Sem	0,271	0,221	11,6	0,021
	Com	0,263	0,253	2,2	0,489
Lixo	Sem	0,156	0,185	-7,7	0,109
	Com	0,159	0,178	-4,9	0,122
Esgoto	Sem	0,100	0,167	-20	0,000
	Com	0,102	0,102	0	0,996
Água	Sem	0,375	0,456	-16,4	0,001
	Com	0,386	0,356	5,9	0,057
Índice de posse	Sem	-0,146	-0,290	15,4	0,001
	Com	-0,159	-0,122	-4	0,184
Plano de saúde	Sem	0,016	0,029	-9	0,044
	Com	0,016	0,012	2,4	0,345
Idade do Pai	Sem	39,872	40,413	-5,2	0,287
	Com	39,790	40,376	-5,7	0,066
Idade da Mãe	Sem	34,915	35,221	-3,6	0,472
	Com	34,931	36,046	-13	0,000
Educação do Pai	Sem	2,452	2,448	0,1	0,977
	Com	2,462	2,473	-0,4	0,907
Educação da Mãe	Sem	3,505	3,614	-3,2	0,514
	Com	3,528	3,521	0,2	0,948
Pai Fuma	Sem	0,463	0,437	5,3	0,286
	Com	0,468	0,472	-0,6	0,839
Mãe Fuma	Sem	0,271	0,235	8,5	0,090
	Com	0,264	0,262	0,4	0,900
Inrenda	Sem	4,410	4,505	-12,2	0,011
	Com	4,418	4,431	-1,6	0,594
Bolsa Família	Sem	0,781	0,685	21,9	0,000
	Com	0,774	0,774	-0,1	0,985

Fonte: Cálculos do autor com base nos dados da PNAD (2008).

Notas: O modelo contém também efeitos fixos de estados. Estatísticas geradas com base no pareamento kernel.

Tabela B10- Balanceamento (todas as variáveis) antes e depois do pareamento para o Centro-Sul, crianças de 0 a 3 anos

Variáveis	Pareamento	Média		Viés %	valor-p (teste t)
		Tratados	Controle		
Total de Pessoas	Sem	2,726	2,626	8,9	0,175
(Outros)	Com	2,714	2,811	-8,7	0,224
Total de Crianças	Sem	2,041	1,950	8,1	0,222
	Com	2,034	2,097	-5,6	0,430
Idade (meses)	Sem	25,399	24,004	9,9	0,131
	Com	25,007	24,506	3,6	0,588
Sexo	Sem	0,476	0,481	-1,1	0,867
	Com	0,479	0,493	-2,9	0,656
Cor (Branca)	Sem	0,607	0,555	10,6	0,108
	Com	0,585	0,596	-2,2	0,739
Lixo	Sem	0,440	0,438	0,4	0,953
	Com	0,423	0,453	-6,1	0,352
Esgoto	Sem	0,288	0,358	-15,0	0,022
	Com	0,286	0,281	1,2	0,850
Água	Sem	0,916	0,936	-7,7	0,245
	Com	0,919	0,929	-4,0	0,544
Índice de posse	Sem	0,504	0,647	-19,9	0,003
	Com	0,514	0,543	-4,0	0,548
Plano de saúde	Sem	0,076	0,121	-15,0	0,022
	Com	0,081	0,075	2,2	0,708
Idade do Pai	Sem	35,160	34,310	8,2	0,211
	Com	34,938	35,911	-9,4	0,160
Idade da Mãe	Sem	30,250	29,419	8,9	0,174
	Com	30,092	30,845	-8,1	0,249
Educação do Pai	Sem	5,562	5,645	-2,5	0,708
	Com	5,517	5,438	2,3	0,720
Educação da Mãe	Sem	6,354	6,709	-10,1	0,124
	Com	6,338	6,172	4,7	0,486
Pai Fuma	Sem	0,397	0,417	-4,0	0,540
	Com	0,406	0,430	-4,8	0,463
Mãe Fuma	Sem	0,192	0,220	-7,1	0,282
	Com	0,192	0,239	-11,5	0,084
Inrenda	Sem	5,138	5,321	-24,1	0,000
	Com	5,151	5,181	-3,9	0,548
Bolsa Família	Sem	0,288	0,192	22,5	0,001
	Com	0,288	0,293	-1,2	0,869

Fonte: Cálculos do autor com base nos dados da PNAD (2008).

Notas: O modelo contém também efeitos fixos de estados. Estatísticas geradas com base no pareamento kernel.

Tabela B11- Balanceamento (todas as variáveis) antes e depois do pareamento para o Centro-Sul, crianças de 0 a 5 anos

Variáveis	Pareamento	Média		Viés %	valor-p (teste t)
		Tratados	Controle		
Total de Pessoas	Sem	2,657	2,616	3,8	0,448
(Outros)	Com	2,641	2,799	-14,6	0,004
Total de Crianças	Sem	2,034	1,988	4,1	0,419
	Com	2,033	2,062	-2,6	0,592
Idade (meses)	Sem	38,589	37,630	4,5	0,370
	Com	38,591	37,843	3,5	0,464
Sexo	Sem	0,487	0,495	-1,6	0,749
	Com	0,486	0,479	1,5	0,749
Cor (Branca)	Sem	0,590	0,550	8,1	0,109
	Com	0,581	0,573	1,6	0,733
Lixo	Sem	0,423	0,434	-2,2	0,663
	Com	0,419	0,426	-1,5	0,753
Esgoto	Sem	0,280	0,349	-14,8	0,003
	Com	0,282	0,289	-1,7	0,712
Água	Sem	0,912	0,937	-9,8	0,057
	Com	0,912	0,907	1,7	0,735
Índice de posse	Sem	0,513	0,654	-19,6	0,000
	Com	0,525	0,556	-4,3	0,361
Plano de saúde	Sem	0,077	0,110	-11,6	0,021
	Com	0,078	0,084	-2,1	0,634
Idade do Pai	Sem	35,258	35,110	1,4	0,774
	Com	35,205	35,714	-5,0	0,296
Idade da Mãe	Sem	30,396	30,192	2,3	0,654
	Com	30,348	30,618	-3,0	0,537
Educação do Pai	Sem	5,517	5,604	-2,5	0,625
	Com	5,524	5,500	0,7	0,885
Educação da Mãe	Sem	6,309	6,444	-3,8	0,455
	Com	6,320	6,282	1,1	0,824
Pai Fuma	Sem	0,404	0,404	-0,1	0,992
	Com	0,406	0,428	-4,4	0,351
Mãe Fuma	Sem	0,199	0,216	-4,2	0,408
	Com	0,199	0,220	-5,0	0,285
Inrenda	Sem	5,167	5,312	-18,6	0,000
	Com	5,172	5,174	-0,3	0,949
Bolsa Família	Sem	0,312	0,216	21,9	0,000
	Com	0,308	0,305	0,7	0,892

Fonte: Cálculos do autor com base nos dados da PNAD (2008).

Notas: O modelo contém também efeitos fixos de estados. Estatísticas geradas com base no pareamento kernel.

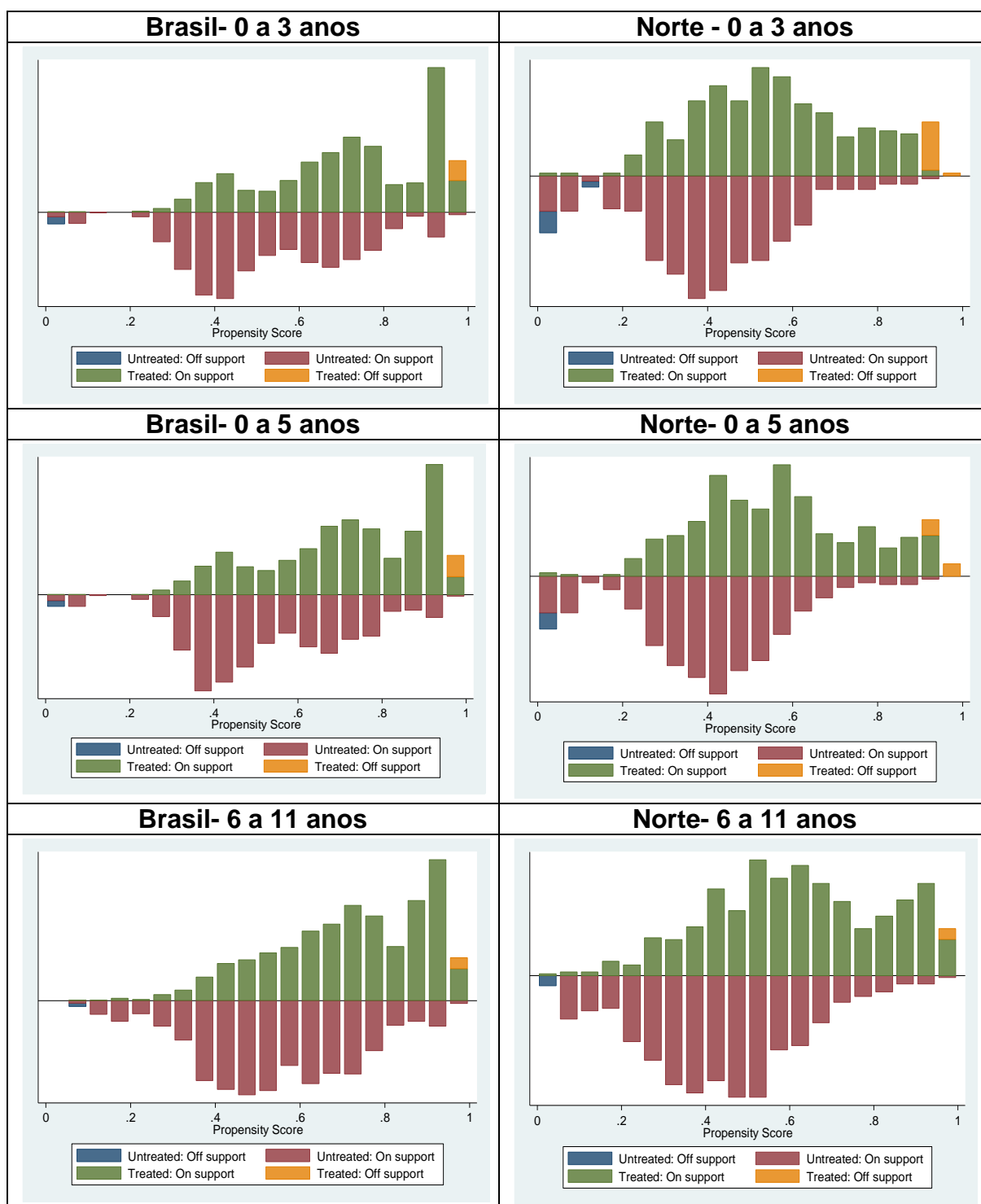
Tabela B12- Balanceamento (todas as variáveis) antes e depois do pareamento para o Centro-Sul, crianças de 6 a 11 anos

Variáveis	Pareamento	Média		Viés %	valor-p (teste t)
		Tratados	Controle		
Total de Pessoas	Sem	2,857	2,775	7,3	0,106
(Outros)	Com	2,855	2,903	-4,2	0,314
Total de Crianças	Sem	2,048	2,031	1,5	0,733
	Com	2,046	2,117	-6,6	0,129
Idade (meses)	Sem	110,290	110,230	0,3	0,951
	Com	110,280	110,730	-2,2	0,584
Sexo	Sem	0,494	0,496	-0,4	0,921
	Com	0,494	0,504	-2,0	0,625
Cor (Branca)	Sem	0,550	0,578	-5,7	0,200
	Com	0,550	0,541	1,7	0,678
Lixo	Sem	0,398	0,441	-8,8	0,049
	Com	0,396	0,409	-2,6	0,525
Esgoto	Sem	0,293	0,331	-8,2	0,066
	Com	0,293	0,326	-7,3	0,076
Água	Sem	0,887	0,937	-17,7	0,000
	Com	0,890	0,865	9,0	0,061
Índice de posse	Sem	0,529	0,720	-25,5	0,000
	Com	0,536	0,568	-4,3	0,331
Plano de saúde	Sem	0,082	0,131	-15,9	0,000
	Com	0,083	0,087	-1,5	0,687
Idade do Pai	Sem	39,598	38,937	7,4	0,100
	Com	39,595	39,960	-4,1	0,325
Idade da Mãe	Sem	34,648	34,282	4,7	0,295
	Com	34,650	35,042	-5,0	0,243
Educação do Pai	Sem	4,812	5,069	-7,3	0,104
	Com	4,826	4,903	-2,2	0,597
Educação da Mãe	Sem	5,411	5,981	-16,0	0,000
	Com	5,406	5,387	0,5	0,896
Pai Fuma	Sem	0,469	0,490	-4,2	0,353
	Com	0,470	0,485	-3,1	0,444
Mãe Fuma	Sem	0,236	0,259	-5,3	0,231
	Com	0,235	0,244	-2,1	0,611
Inrenda	Sem	5,138	5,323	-22,6	0,000
	Com	5,145	5,166	-2,6	0,528
Bolsa Família	Sem	0,427	0,323	21,5	0,000
	Com	0,427	0,439	-2,4	0,577

Fonte: Cálculos do autor com base nos dados da PNAD (2008).

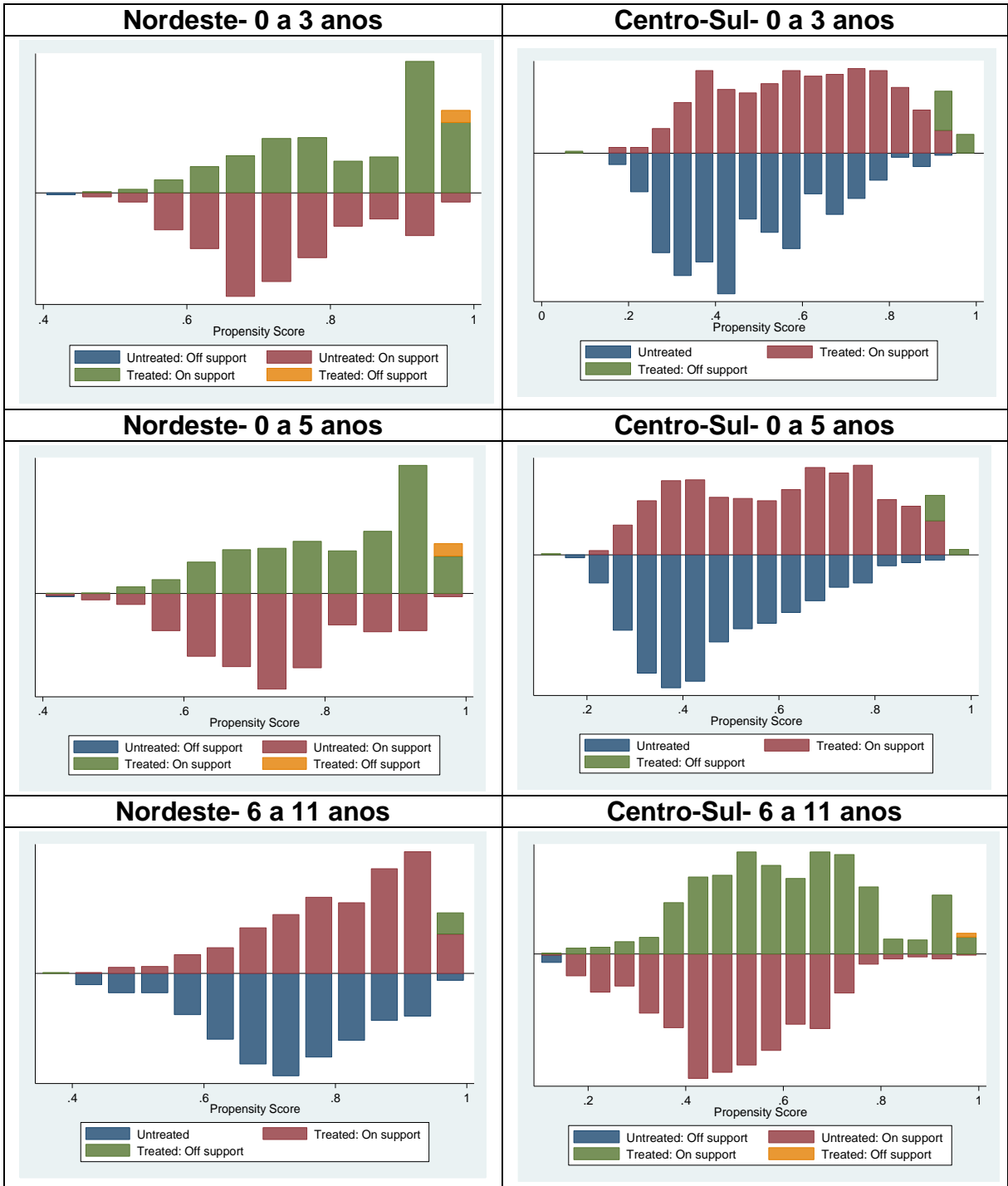
Notas: O modelo contém também efeitos fixos de estados. Estatísticas geradas com base no pareamento kernel.

Gráfico B1– Área de suporte comum, Brasil e região Norte, por faixas de idade



Fonte: Cálculos do autor com base nos dados da PNAD (2008).

Gráfico B2- Área de suporte comum, Nordeste e Centro-Sul, por faixas de idade



Fonte: Cálculos do autor com base nos dados da PNAD (2008).

Tabela B13- Balanceamento, teste proposto por Imai e Ratkovic (2014)

Região e Idade	Qui-quadrado	valor-p
Brasil-0 a 3 anos	38,659	0,736
Brasil- 0 a 5 anos	43,027	0,556
Brasil- 6 a 11 anos	68,007	0,015
Norte- 0 a 3 anos	16,566	0,897
Norte- 0 a 5 anos	21,709	0,653
Norte- 6 a 11 anos	-	-
Nordeste- 0 a 3 anos	16,885	0,934
Nordeste- 0 a 5 anos	25,367	0,554
Nordeste- 6 a 11 anos	-	-
Centro-Sul - 0 a 3 anos	25,438	0,655
Centro-Sul - 0 a 5 anos	41,076	0,068
Centro-Sul - 6 a 11 anos	43,296	0,043

Fonte: Cálculos do autor com base nos dados da PNAD (2008).

Notas: Hipótese Nula do Teste: As covariadas estão balanceadas. Para os casos da região Norte e Nordeste na faixa 6 a 11 anos houve falhas na convergência do teste

4 ENSAIO 3: DETERMINANTES ECONÔMICOS DA DEMANDA POR IMPORTAÇÕES DE PRODUTOS FARMOQUÍMICOS E FARMACÊUTICOS

4.1 INTRODUÇÃO

A indústria farmacêutica faz parte do Complexo Industrial de Saúde. Sua atividade está ligada a produção de medicamentos, fármacos, hemoderivados, vacinas, reagentes para diagnóstico, soros e toxinas (VARGAS, 2009). Suas etapas produtivas possuem diferentes níveis de complexidade, desde atividades de Pesquisa e Desenvolvimento (P&D) de fármacos até o marketing e comercialização dos produtos finais (PALMEIRA-FILHO; PAN, 2003; MOTA, 2013).

Essa indústria é caracterizada por um oligopólio mundial diferenciado, com uma parte significativa de sua estrutura concentrada nas 10 maiores empresas, contudo, sem existir uma com participação majoritária. Ademais, há um número expressivo de empresas de porte menor (GADELHA *et al.*, 2003; VARGAS, 2009; HASENCLEVER *et al.*, 2010). As principais empresas líderes têm como sede os Estados Unidos e a Europa, apresentando um forte grau de internacionalização (GADELHA *et al.*, 2003; VARGAS, 2009). Nessa indústria há barreiras à entrada associadas em grande parte às economias de escala oriundas de atividades P&D e de marketing (GADELHA, 1990; 2002; GADELHA *et al.*, 2003; VARGAS, 2009).

O Brasil está entre os 10 maiores mercados farmacêuticos do mundo. As principais empresas são multinacionais com baixa taxa de inovação (HASENCLEVER *et al.*, 2010), embora, haja crescente participação de empresas nacionais, principalmente, devido às oportunidades de um mercado aberto, a partir de 1999, pelos medicamentos genéricos (VARGAS, 2009; HASENCLEVER *et al.*, 2010).

O mercado farmacêutico no Brasil tem apresentado crescimento anual de 10% em seu faturamento, e a indústria desse setor tem aumentado sua produção em 50% nos últimos anos (SANTOS; FERREIRA, 2012; MOTA, 2013). Contudo, essa indústria é altamente dependente das importações, principalmente dos farmoquímicos, mas, crescentemente também de bens finais como medicamentos (GUENNIF; RAMANI, 2012; MOTA, 2013). Por exemplo, no ano de 2013, 25% da oferta de medicamentos

era formada por importados, essa estatística para os farmoquímicos era de 74% (IBGE, 2015a).

Gadelha (2006) observa que o Complexo de Saúde no Brasil depende das importações de produtos de maior conteúdo tecnológico e que têm como origem países do bloco Tratado Norte-Americano de Livre Comércio (*North American Free Trade Agreement- NAFTA*) e da União Europeia. Em contraste, as exportações brasileiras possuem como destino países em desenvolvimento.

Ampliando as discussões realizadas em Gadelha (2006) e em Mota *et al.* (2012), Mota (2013) mostra que há indicações de especialização regressiva no Brasil, destacando o déficit de conhecimento e tecnologia que há por trás do déficit comercial da indústria farmacêutica.

A literatura que analisa a demanda por importações no Brasil é relativamente extensa (ZINI, 1988; PORTUGAL, 1992; AZEVEDO; PORTUGAL, 1998; CARVALHO; PARENTE, 1999; RESENDE, 2000; MORAIS; PORTUGAL, 2005; SANTOS; BARROS, 2006; KAWAMOTO *et al.*, 2013; POERSCHKE E MORAIS, 2014), fazendo o uso de elasticidades e cobrindo os agregados totais ou mercados/segmentos específicos (bens intermediários, de capital, de consumo duráveis, de consumo não duráveis, agropecuários e lácteos). Os resultados indicam diferentes elasticidades, sugerindo um papel importante para renda, preço e taxa de câmbio como determinantes das importações. Contudo, não há estudos que façam essas mensurações para as importações dos farmoquímicos e farmacêuticos.

A partir dessas considerações, o objetivo deste estudo é analisar a relação entre demanda por importações de produtos farmoquímicos e farmacêuticos e variáveis econômicas (taxa de câmbio, preço das importações e renda agregada), para o Brasil, por meio da estimação de elasticidades, com dados mensais do período 1997-2014. Essas informações poderão permitir uma melhor compreensão da trajetória crescente das importações desse segmento e de sua relação com as variáveis de interesse.

4.2 METODOLOGIA

Uma função Cobb-Douglas foi utilizada para estimar as elasticidades-constantas da demanda por importações de produtos farmoquímicos e farmacêuticos do Brasil. Em termos econométricos, a função é representada por um modelo log-log,

onde os parâmetros estimados captam as elasticidades da demanda por essas importações em relação à taxa de câmbio, preço das importações e renda agregada. Por exemplo, a elasticidade-renda mensura a variação percentual na demanda por importações ocasionadas por um aumento de 1% na renda agregada.

Para obtenção dos dados de importações, este trabalho seguiu a Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE 2.0), observando o grupo de código 21. Ela possui correspondências com o sistema de classificação de estatísticas de comércio exterior do Brasil, dada pela Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM), que passou a vigorar a partir do ano de 1997, em substituição a Nomenclatura Brasileira de Mercadorias (NBM). Contudo, não há compatibilidade significativa entre o NBM e NCM (MOTA *et al.*, 2012; MOTA, 2013), motivo que determinou a escolha da periodicidade analisada no presente trabalho.

As estimações foram realizadas com base em cinco variáveis dependentes: i) farmoquímicos e farmacêuticos; ii) farmoquímicos; iii) farmacêuticos; iv) medicamentos e v) hemoderivados³². A segunda e terceira são subitens da primeira, assim como a quarta e quinta são subitens da terceira variável.

O item *i* das importações tem como fonte o IPEADATA, os demais foram obtidos diretamente através do AliceWeb do Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio (MDIC). Essas variáveis dependentes se referem ao *quantum* das importações, elas foram calculadas através da razão entre as importações em valores monetários (dólares) do respectivo item e o índice de preços das importações dos produtos farmoquímicos e farmacêuticos (obtidos através do IPEADATA). Em outras palavras, devido a disponibilidade de dados, todos esses itens (*i* ao *v*) foram deflacionados pelo índice de preços agregados desse setor (farmoquímicos e farmacêuticos).

As séries preço das importações de bens desse setor, taxa de câmbio efetiva real, e Produto Interno Bruto (PIB) em termos reais foram utilizadas como variáveis explicativas. As duas últimas têm como fonte o Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SCS) do Banco Central do Brasil. E ainda, uma variável binária correspondente a mudança de regime cambial (janeiro de 1999) foi incorporada como controle nas estimações.

³² Os farmoquímicos se referem as substâncias e produtos químicos empregados na produção de medicamentos. Já indústria de hemoderivados desenvolve atividades relacionadas à biotecnologia através do processamento do plasma humano (VARGAS,2009)

Os dados deste trabalho têm periodicidade mensal, entre os anos 1997 e 2014 (dados anuais serão apresentados na análise de estatísticas descritivas). Números índices para as séries foram construídos, com base de janeiro de 1997, e, dessazonalizadas pelo Censur X-13 ARIMA. Todos modelos incorporam os logaritmos naturais das variáveis (modelos log-log).

A estimação de elasticidades via o método dos Mínimos Quadrados Ordinários poderia gerar conclusões errôneas, através de correlações espúrias. Além disso, devido a possível simultaneidade entre os indicadores, viola-se a hipótese de ausência de correlação entre o termo de erro e o regressor. Desta forma, este trabalho aplicou um Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) (BUENO, 2011; ENDERS, 2015).

Como pré-requisito para se estimar um VEC, é necessário verificar se as séries possuem raiz unitária, ou seja, se elas são não estacionárias. Para tanto, dois testes foram aplicados: Dickey-Fuller aumentado (ADF) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS).

O teste ADF apresenta a hipótese nula de que a série possui raiz unitária, portanto, que ela é não estacionária, contra a hipótese alternativa de estacionaridade. Duas especificações foram testadas, com constante e com constante e tendência. Caso uma determinada série possua raiz unitária, aplica-se o teste para as primeiras diferenças das séries para analisar a ordem de integração. A extensão da defasagem foi obtida de acordo com critério de Schwarz.

Como o teste ADF sofre de baixo poder, ou seja, ele tende a falhar em rejeitar a hipótese nula de raiz unitária, mesmo quando esta deveria ser rejeitada, o teste KPSS pode complementar a análise de raiz unitária (HORNOK; LARSSON, 2000; BUENO, 2011). O teste KPSS apresenta como hipótese nula estacionaridade da série, contra a hipótese alternativa de não estacionaridade.

As estimações do modelo VEC seguem a proposta de Johansen (1988, 1991) e Johansen e Juselius (1990). Primeiramente, os modelos de Vetor Autoregressivo (VAR) devem ser utilizados para obtenção da defasagem ótima, tendo a sua escolha com base no critério de Schwarz. Em seguida, verificou-se a possibilidade de cointegração entre as séries, ou seja, testar se elas possuem tendências estocásticas semelhantes. Em caso positivo, há evidência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas. Nesta abordagem assume-se que as variáveis são determinadas endogenamente e dois tipos de testes foram aplicados: o traço ($\lambda_{traço}$) e o máximo

autovalor ($\lambda_{máx}$). Em geral a hipótese nula inicia-se mais restritiva, ou seja, com $r=0$ vetores de cointegração. Quando os valores calculados de $\lambda_{traço}$ e $\lambda_{máx}$ são maiores do que os respectivos valores críticos, rejeita-se a hipótese nula.

Havendo vetores de cointegração, pode ser dito que há equilíbrio de longo prazo e as estimações das elasticidades podem ser obtidas pelo VEC. Uma outra informação que pode ser gerada, refere-se a estimativa das elasticidades de curto prazo e um termo de ajuste para o equilíbrio de longo prazo, conhecido como mecanismo de correção de erros. Esse trabalho focou nas relações de longo prazo. Para verificar a especificação do modelo foi aplicado testes de estabilidade do VEC, autocorrelação, heterocedasticidade e normalidade dos resíduos. Os cálculos deste trabalho foram realizados com o auxílio do software estatístico e econométrico Eviews 8.

4.3 RESULTADOS

A tabela 4.1 apresenta a evolução das importações de produtos farmoquímicos e farmacêuticos, e, para fins de comparação, de suas exportações, com dados anuais, no período de 1997-2014. Observa-se que, no ano de 1997, as importações apresentavam um valor de US\$ 1,96 bilhão, sendo que, no ano de 2014 alcançaram o patamar de US\$ 8,94 bilhões, representando um crescimento nominal de 355%.

Houve aumento na razão entre os valores das exportações e importações. Apesar desse fato, o déficit comercial, diferença entre essas duas variáveis, aumentou durante o período de análise, alcançando US\$ 7,36 bilhões no ano de 2014. Nota-se, através da coluna 6 dos dados, que o índice do volume das importações (o *quantum*) cresceu 211% entre 1997 e 2014, enquanto o volume das exportações cresceu 403%.

Através dos gráficos C1 até C4 em apêndice, pode ser notado que a partir dos anos 2004-2005, houve uma tendência de reduções na taxa de câmbio real (valorização cambial), de crescimento da renda agregada (PIB), aumento nos preços das importações e aumento das importações dos produtos farmoquímicos e farmacêuticos.

Tabela 4.1- Evolução das importações, exportações e saldo comercial dos farmoquímicos e farmacêuticos, 1997-2014

Ano	Exportações (US\$ milhões)	Importações (US\$ milhões)	Saldo	Razão	Quantum das Exportações (Índice=100 em 1997)	Quantum das Importações (Índice=100 em 1997)
1997	300,56	1964,23	-1663,67	15,30	100,00	100,00
1998	333,08	2187,84	-1854,76	15,22	112,78	105,58
1999	358,81	2505,15	-2146,34	14,32	121,29	112,28
2000	308,81	2300,95	-1992,14	13,42	113,54	129,55
2001	316,76	2437,73	-2120,97	12,99	123,88	150,95
2002	301,42	2096,15	-1794,73	14,38	110,95	134,37
2003	328,35	2033,92	-1705,57	16,14	129,82	131,91
2004	400,07	2409,83	-2009,76	16,60	164,37	145,42
2005	516,42	2725,60	-2209,18	18,95	192,25	146,24
2006	677,90	3339,52	-2661,62	20,30	217,68	162,21
2007	822,80	4410,92	-3588,12	18,65	248,89	186,52
2008	1059,87	5553,80	-4493,93	19,08	279,12	208,32
2009	1183,30	5594,45	-4411,15	21,15	318,55	207,96
2010	1363,31	7534,38	-6171,07	18,09	385,96	266,55
2011	1573,50	7956,50	-6383,00	19,78	443,60	257,05
2012	1600,00	8401,44	-6801,44	19,04	452,09	269,42
2013	1605,18	9101,17	-7495,99	17,64	514,37	294,31
2014	1663,20	8939,26	-7276,06	18,61	503,09	311,44

Fonte: Cálculos do autor com base nos dados do IPEADATA.

Na tabela 4.2 os índices do volume das importações de produtos farmoquímicos e farmacêuticos são apresentados, considerando os itens mais desagregados (os gráficos C5 até C8 apresentam a evolução mensal dessas séries). Como pode ser visto, houve um crescimento real de 94% para os farmoquímicos e de 400% para os farmacêuticos, entre os anos de 1997 e 2014. Considerando esse mesmo período, dentre os farmacêuticos, nota-se, um crescimento de 238% para as importações de medicamentos e de 1699% para os hemoderivados.

Através dos testes de raiz unitária (tabela C1 no apêndice), observa-se que as séries possuem raiz unitária em nível e são estacionárias nas primeiras diferenças, sendo assim, classificadas como integradas de ordem 1³³.

A tabela 4.3 contém os resultados do teste de cointegração. Como explicado na seção de metodologia, antes da realização desse teste, modelos VAR foram

³³ No caso do teste ADF com constante e tendência, as séries de importações tiveram a hipótese de raiz unitária rejeitada. Contudo, com base nos demais testes (qualquer especificação do KPSS e especificação com constante do ADF), e, em análise gráfica, este trabalho concluiu que as séries possuem raiz unitária.

utilizados para obtenção da defasagem ótima com base no critério de Schwarz. Em todos os casos, a hipótese nula de nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitada.

Tabela 4.2- Evolução dos índices dos volumes das importações por segmento, 1997-2014

Ano	Farmacêuticos	Medicamentos	Hemoderivados	Farmoquímicos
1997	100,00	100,00	100,00	100,00
1998	114,15	115,22	161,72	91,19
1999	132,31	127,33	230,78	87,96
2000	156,30	145,54	316,54	93,23
2001	184,32	164,11	466,74	115,75
2002	191,37	169,70	541,14	125,19
2003	191,61	170,02	545,52	116,65
2004	210,12	185,52	609,70	132,30
2005	213,26	190,18	686,69	129,03
2006	246,28	223,96	784,31	125,03
2007	286,76	252,15	1059,16	139,21
2008	311,92	262,21	1233,79	169,89
2009	322,46	257,01	1557,63	147,82
2010	417,71	293,74	1705,94	182,48
2011	406,03	297,38	2068,61	171,38
2012	423,19	302,04	2298,31	183,02
2013	461,78	317,20	2682,01	200,58
2014	500,10	338,46	2699,48	193,51

Fonte: Cálculos do autor com base nos dados do IPEADATA e AliceWeb.

Tabela 4.3- Testes de cointegração por segmento das importações

	Hipótese	Estatística		Autovalor	
		Traço	valor-p	Máximo	valor-p
Farmoquímicos e Farmacêuticos	r=0	77,19	0,00	35,08	0,00
	r=1	42,11	0,00	27,52	0,00
	r=2	14,58	0,06	14,17	0,05
Farmacêuticos	r=0	85,08	0,00	40,60	0,00
	r=1	44,48	0,00	29,05	0,00
	r=2	15,43	0,05	15,02	0,04
Medicamentos	r=0	90,67	0,00	46,55	0,00
	r=1	44,22	0,00	29,72	0,00
	r=2	14,50	0,07	13,98	0,05
Hemoderivados	r=0	101,10	0,00	57,24	0,00
	r=1	43,87	0,00	28,70	0,00
	r=2	15,17	0,06	14,26	0,04
Farmoquímicos	r=0	71,64	0,00	39,50	0,00
	r=1	32,14	0,03	25,57	0,01
	r=2	6,56	0,63	6,13	0,60

Fonte: Cálculos do autor com base nos dados do IPEADATA, AliceWeb e Banco Central.

Testes de estabilidade do VEC se mostraram satisfatórios (gráfico C9 no apêndice). Contudo, houve, na maior parte dos casos, violações das hipóteses de normalidade, homocedasticidade e não autocorrelação dos resíduos (tabela C2). Modelos com defasagens arbitrárias e inclusão de variáveis binárias para *outliers* se apresentaram mais satisfatórios, em relação a essas hipóteses dos resíduos (tabelas C3 e C4 no apêndice). Porém, em geral, não houve alterações dos resultados e das conclusões, fato este que nos leva a continuar a analisar resultados nas especificações baseadas no critério formal de Schwarz.

As elasticidades estimadas para o preço, renda e da taxa de câmbio em relação às importações são apresentadas na tabela 4.4. Pode ser observado que no modelo mais agregado (farmoquímicos e farmacêuticos), todas as variáveis foram estatisticamente significativas em nível de 5%. A elasticidade-renda foi de 1,62, a do preço -0,58 e a da taxa de câmbio -0,65.

Tabela 4.4- Estimativas das elasticidades por segmento das importações

	Preço Importações	PIB	Taxa de Câmbio	Velocidade de Ajustamento
Farmoquímicos e Farmacêuticos	-0,58*** (0,18)	1,62*** (0,15)	-0,65*** (0,16)	-0,32*** (0,09)
Farmacêuticos	-0,47*** (0,12)	2,20*** (0,10)	-0,16 (0,10)	-0,58*** (0,12)
Medicamentos	-0,22* (0,12)	1,51*** (0,11)	-0,05 (0,11)	-0,68*** (0,11)
Hemoderivados	-1,17*** (0,23)	4,56*** (0,20)	-0,09 (0,21)	-0,82*** (0,12)
Farmoquímicos	-0,35** (0,15)	1,34*** (0,13)	-0,08 (0,10)	-0,69*** (0,11)

Fonte: Cálculos do autor com base nos dados do IPEADATA, AliceWeb e Banco Central.

Notas: *, **, *** denotam valor-p menor do que 10%, 5% e 1%. De acordo com critério de Schwarz, foram escolhidas 2 defasagens para todos os modelos.

Em todas as outras estimações, a taxa de câmbio passou a ser estatisticamente não significativa a 5%. A elasticidade-renda foi significativa em todos os casos apresentando os valores 2,20; 1,51; 4,56 e 1,34, respectivamente para os itens farmacêuticos, medicamentos, hemoderivados e farmoquímicos.

A elasticidade-preço das importações não foi significativa para os medicamentos (apesar de ter sido significativa em nível de 10%) e apresentou os

valores de -0,35; -0,47 e -1,17 para os farmoquímicos, farmacêuticos e hemoderivados, sendo as três estatisticamente significativas a 5%.

As velocidades de ajuste de curto para o longo prazo foram respectivamente -0,32; -0,58; -0,68; -0,82 e -0,69 para farmoquímicos e farmacêuticos, farmacêuticos, medicamentos, hemoderivados e farmoquímicos. Por exemplo, para o caso dos medicamentos, 68% dos desequilíbrios de curto prazo são corrigidos a cada período.

4.4 DISCUSSÕES E CONCLUSÕES

Inicialmente como forma de apresentar um cenário geral das importações dos produtos farmoquímicos e farmacêuticos, observou-se sua evolução comparativamente às exportações. Verificou-se um crescimento no déficit da balança comercial desses produtos (diferença entre as exportações e importações). Esse resultado tem sido observado na literatura que defende a existência de um déficit de conhecimento e tecnologia no padrão de comércio exterior de produtos dessa indústria (GADELHA, 2006; MOTA *et al.*, 2012; MOTA, 2013).

Ademais, as importações, que já possuíam um valor expressivo, tiveram crescimento de forma significativa em todos seus itens, resultado este que pode ser observado de maneira ainda mais forte nos hemoderivados.

Mota (2013) observa que os hemoderivados possuem forte e crescente peso no déficit na balança comercial da indústria farmacêutica. O item medicamentos é o segundo com maior peso nesse déficit. Os países desenvolvidos são o destino de boa parte das importações dos farmacêuticos. Já as importações de fármacos são dependentes da União Europeia e dos EUA, mas, também, crescentemente da China e da Índia. Por exemplo, em 2010, 72,4% das importações desses últimos itens tinham como origem países desenvolvidos, 17,6% a China e 7,6% a Índia. Cabe destacar que a classificação no presente trabalho difere da seguida em Mota (2013). Como explicitado na metodologia, este trabalho segue a CNAE 2.0, onde os valores apresentados aqui dos produtos farmoquímicos diferem significativamente desse trabalho supracitado. Entretanto, os valores dos demais itens são bastante semelhantes nesses dois trabalhos.

Notou-se em análise gráfica que, principalmente a partir dos anos 2004-2005, houve aumentos na renda agregada e reduções da taxa de câmbio real (valorização cambial), fatores que tendem a estimular as importações.

Observou-se que as séries são integradas de ordem 1. Em geral, a literatura encontra resultados semelhantes para as séries de importações, PIB e taxa de câmbio (PORTUGAL, 1992; AZEVEDO; PORTUGAL, 1998; RESENDE, 2000; MORAIS; PORTUGAL, 2005). A existência de raiz unitária implicou na necessidade do teste de cointegração entre as variáveis. Os resultados mostraram que há relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis.

Assim, as estimativas das elasticidades de longo prazo puderam ser obtidas. Mostrou-se no modelo mais agregado que as relações têm o comportamento como o esperado, onde importações se associam positivamente ao nível de atividade econômica. Esse resultado caracteriza esses bens como normal, onde um aumento da renda acarreta em aumento em sua demanda. E ainda, essa relação é elástica, ou seja, um aumento no PIB acarreta em aumento mais do que proporcional na demanda por importações. Por exemplo, um aumento de 1% no PIB (renda) implica em um aumento de 1,62% nas importações dos farmoquímicos e farmacêuticos.

As importações têm uma relação negativa com os preços dos importados e com a taxa de câmbio real, esse primeiro caso indica que aumentos nos preços desestimulam a demanda e o segundo que aumentos na taxa de câmbio real (desvalorizações cambiais) aumentam os preços relativos gerais, tendo assim, um efeito similar ao desse primeiro caso. Ambas relações são inelásticas, aumentos nessas variáveis acarretam em reduções menos do que proporcionais na demanda por importações desses produtos.

Relações nesse sentido foram encontradas em alguns trabalhos da literatura com importações totais da economia (ZINI, 1988; AZEVEDO; PORTUGAL, 1998), diferente de outros artigos que também utilizando importações totais (com metodologia e/ou periodicidade diferentes desses primeiros) encontram elasticidades renda inelásticas e/ou relações elásticas para a taxa de câmbio (PORTUGAL, 1992; RESENDE, 2000; MORAIS; PORTUGAL, 2005).

Quando as importações foram analisadas por segmentos mais desagregados, em todos os casos, a taxa de câmbio real passou a não apresentar relação significativa com as importações. Esse resultado não é como o esperado, entretanto, Kawamoto *et al.* (2013) encontra que essa variável não apresenta impacto estatisticamente significativo sobre as importações de produtos industrializados ou um resultado significativo, mas, com magnitude pequena.

Nesses segmentos mais desagregados, independente do caso, as importações se caracterizaram como bens normais, onde o aumento da atividade econômica está associado de maneira elástica aos indicadores analisados. Há um coeficiente de impacto sobre as importações de magnitude alta nos hemoderivados, e, uma relação também elástica, mas, de menor impacto, sobre as importações dos medicamentos.

Esse resultado dos hemoderivados (alta elasticidade) pode estar relacionado a seu crescimento bastante acentuado. A literatura observa que a legislação no Brasil proíbi a comercialização de sangues e seus derivados, dessa forma, desde 2001, o Ministério da Saúde adotou a postura de estímulo ao aproveitamento de plasma através da contratação de empresas de outros países para executar serviços relacionados ao fracionamento do plasma (VARGAS, 2009).

No caso dos preços das importações, eles se apresentam negativamente relacionados as importações dos farmoquímicos, farmacêuticos e dos hemoderivados, sendo uma relação inelástica para esses dois primeiros casos, e, elástica no último. Portanto, aumentos nos preços acarretam em reduções menos do que proporcionais nas importações dos farmoquímicos e dos farmacêuticos, e, mais do que proporcionais para os hemoderivados. Os preços das importações não apresentaram impacto significativo (a 5%) sobre os medicamentos (apesar de haver significância a 10%). Em resumo, há evidências de que aumentos nos preços das importações desestimulam as importações dos produtos farmoquímicos e farmacêuticos.

Portanto, o PIB se mostrou uma variável bastante robusta e importante como determinante das importações dos produtos farmoquímicos e farmacêuticos, sejam em sua forma menos ou mais desagregada. Considerando os argumentos explicitados na literatura de que o déficit no comércio internacional dessa indústria se relaciona com déficit em conhecimento e tecnologia, somando aos resultados encontrados aqui, há indícios de que, conforme o nível de atividade econômica cresce, ocorre uma maior demanda por esse tipo de produto, não havendo produção nacional suficiente, há a necessidade de importações, gerando pressões no déficit comercial desse segmento, fato que ocorre tanto para os insumos mensurados pelos farmoquímicos como para produtos finais como os medicamentos.

A variável preço também foi significativa na maior parte dos casos, contudo, sua importância em termos de magnitude foi menor do que a apresentada pelo PIB. Por fim, a relação entre taxa de câmbio e importações não se mostrou robusta.

Mota (2013) observa que apesar do crescimento econômico, a partir de 2006, houve um aumento da razão entre déficit comercial desse setor e PIB, representando maior dependência do país.

Cabe destacar algumas das limitações deste trabalho. Uma delas, deve-se ao fato de que, devido a disponibilidade de dados, este trabalho utilizou os preços dos farmoquímicos e farmacêuticos de forma agregada, mesmo nas análises de importações mais desagregadas. Outro fato é que, apesar da quantidade de observações não ser pequena, a quantidade de anos que são cobertos pela análise não é grande, podendo influenciar as estimativas de elasticidades.

REFERÊNCIAS

AZEVEDO, A. F. Z.; PORTUGAL, M. S. Abertural Comercial Brasileira e Instabilidade da Demanda por Importações. **Nova Economia**, v. 08, n. 01, p. 37-63, 1998.

BUENO, R. D. L. D. S. **Econometria de Séries Temporais**. 2º ed. São Paulo: Cengage Learning, 2011.

CARVALHO, A.; PARENTE, M. A. **Estimação de equações de demanda de importações por categorias de uso para o Brasil (1978/1996)**: Brasília: IPEA, abr. (Texto para discussão, 636), 1999.

ENDERS, W. **Applied Econometric Series**. 4º ed. Estados Unidos: John Wiley & Sons, Inc, 2015.

GADELHA, C. A. G. **Biotecnologia em Saúde: Um Estudo da Mudança Tecnológica na Indústria Farmacêutica e das Perspectivas de seu Desenvolvimento no Brasil**. Instituto de Economia da Unicamp, Campinas, 1990.

_____. **Estudo da competitividade de cadeias integradas no Brasil: impactos das zonas livres de comércio (Cadeia: Complexo da Saúde)**. IE/NEIT/Unicamp/MCT/Finep. Campinas, 2002

_____. Desenvolvimento, complexo industrial da saúde e política industrial. **Rev Saúde Pública**, v. 40, n. N Esp, p. 11-23, 2006.

GADELHA, C. A. G.; QUENTAL, C.; FIALHO, B. D. C. Saúde e inovação: uma abordagem sistêmica das indústrias da saúde. **Cad. Saúde Pública**, v. 19, n. 1, p. 47-59, 2003.

GUENNIF, S.; RAMANI, S. V. Explaining divergence in catching-up in pharma between India and Brazil using the NSI framework. **Research Policy**, v. 41, n. 2, p. 430-441, 2012.

HASENCLEVER, L. *et al.* **Economia Industrial de Empresas Farmacêuticas**. E-papers. Rio de Janeiro, 2010

HORNOK, A.; LARSSON, R. The finite sample distribution of the KPSS test. **Econometrics Journal**, v. 3, n. 1, p. 108-121, 2000.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, 1988.

_____. Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. **Econometrica**, v. 59, n. 6, p. 1551-1580, 1991.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. MAXIMUM LIKELIHOOD ESTIMATION AND INFERENCE ON COINTEGRATION — WITH APPLICATIONS TO THE DEMAND

FOR MONEY. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 52, n. 2, p. 169-210, 1990.

KAWAMOTO, C. T.; SANTANA, B. L.; FONSECA, H. Elasticidade Renda e Elasticidade Preço das Exportações e das Importações de Produtos Industrializados no Brasil (2003-2010): Uma Avaliação Utilizando Dados em Painel. **Revista de Economia** v. 39, n. 2, p. 139-159, 2013.

MORAIS, I. A. C.; PORTUGAL, M. S. A markov switching model for the Brazilian Demand for Imports: Analyzing the import substitution process in Brazil. **Revista de Econometria**, v. 25, n. 2, p. 173-219, 2005.

MOTA, F. B. **Ensaio em Economia Política do Desenvolvimento. Evolução do Comércio Exterior da Indústria Farmacêutica Brasileira Pós-Liberalização Comercial: Há Evidências de Especialização Regressiva?**: Rio de Janeiro: Instituto de Economia da UFRJ (Tese de Doutorado), 2013.

MOTA, F. B.; CASSIOLATO, J. E.; GADELHA, C. A. G. Articulação da indústria farmacêutica brasileira com o exterior: há evidências de especialização regressiva? **Cad. Saúde Pública**, v. 28, n. 3, p. 527-536, 2012.

PALMEIRA-FILHO, P.; PAN, S. Cadeia Farmacêutica no Brasil: Avaliação Preliminar e Perspectivas. **BNDES Setorial**, v. 18, p. 3-22, 2003.

POERSCHKE, R. P.; MORAIS, I. A. C. D. Determinantes da demanda brasileira por importação de arroz: uma abordagem não linear. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 52, p. 177-194, 2014.

PORTUGAL, M. S. Um modelo de correção de erros para a demanda por importações brasileira. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 22, n. 3, p. 501-540, 1992.

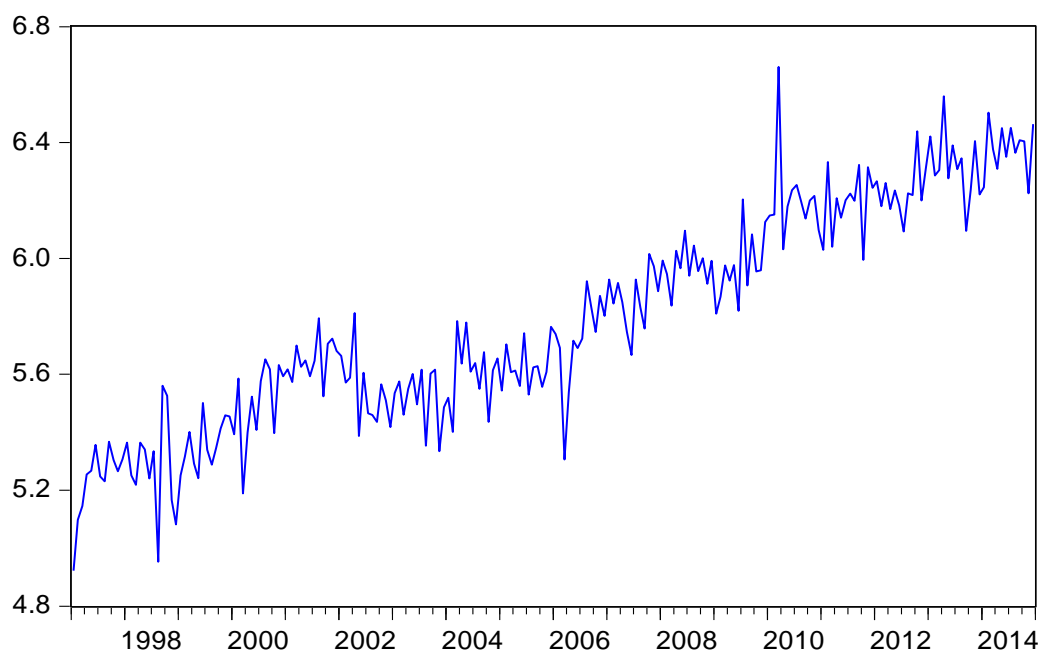
RESENDE, M. F. C. **Crescimento Econômico, Disponibilidade de Divisas e Importações Totais e por Categoria de Uso no Brasil: Um Modelo de Correção de Erros**: Brasília: IPEA, abr. (Texto para discussão, 714), 2000.

SANTOS, D. F. D.; BARROS, G. S. A. D. C. Importações brasileiras de leite: impactos micro e macroeconômicos. **Economia Aplicada**, v. 10, p. 541-559, 2006.

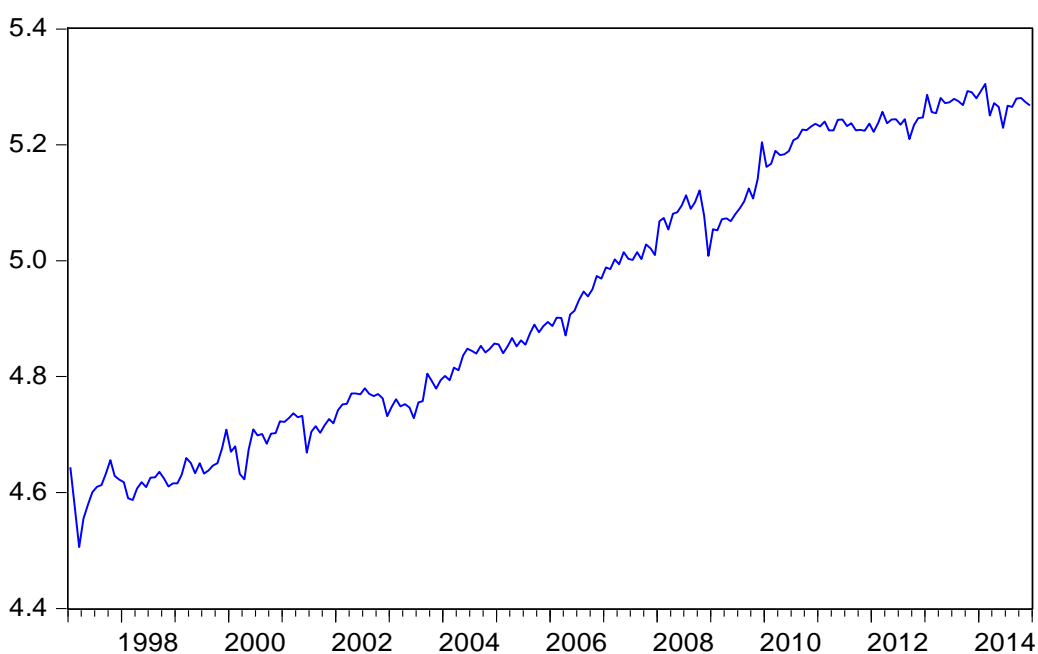
SANTOS, E. C. D.; FERREIRA, M. A. A Indústria Farmacêutica e a Introdução de Medicamentos Genéricos no Mercado Brasileiro. **Nexos Econômicos**, v. 6, n. 2, p. 95-120, 2012.

VARGAS, M. A. **Documento Setorial: Farmacêutica**: In: KUPFER, D.; LAPLANE, M. F.; HIRATUKA, C. (coord.). **Perspectivas de investimento no Brasil: Sistema Produtivo da Saúde**. Rio de Janeiro: Synergia Editora, 2009.

ZINI, A. A. Funções de exportação e de importação para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 18, n. 3, p. 615-662, 1988.

APÊNDICE C**Gráfico C1-** Evolução do logaritmo natural do índice do volume das importações de farmoquímicos e farmacêuticos, 1997-2014

Fonte: Cálculos do autor com base nos dados do IPEADATA.

Gráfico C2- Evolução do logaritmo natural do índice do PIB real, 1997-2014

Fonte: Cálculos do autor com base nos dados do Banco Central.

Gráfico C3- Evolução do logaritmo natural do índice do preço das importações de farmoquímicos e farmacêuticos, 1997-2014

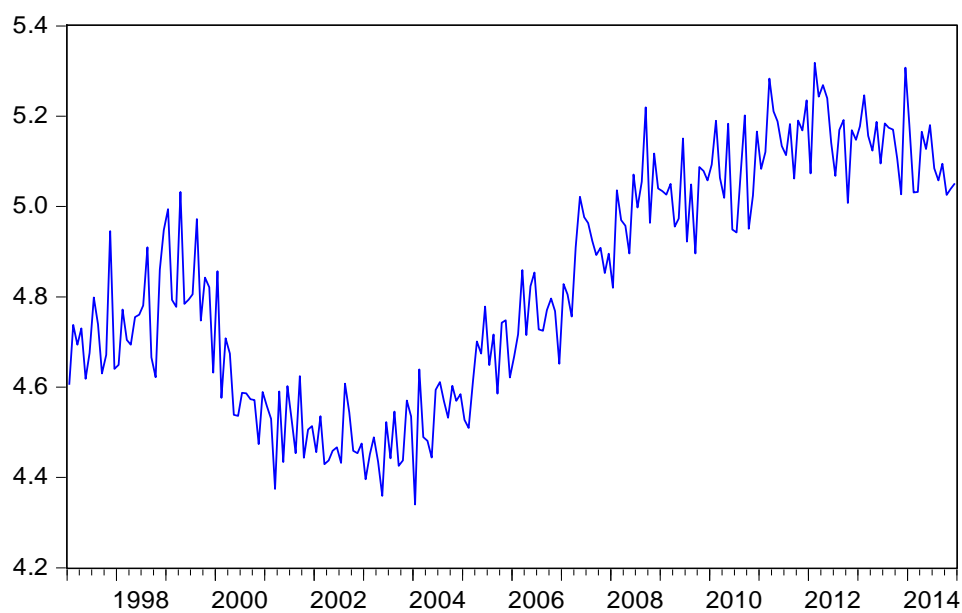


Gráfico C4- Evolução do logaritmo natural do índice da taxa efetiva real de câmbio, 1997-2014

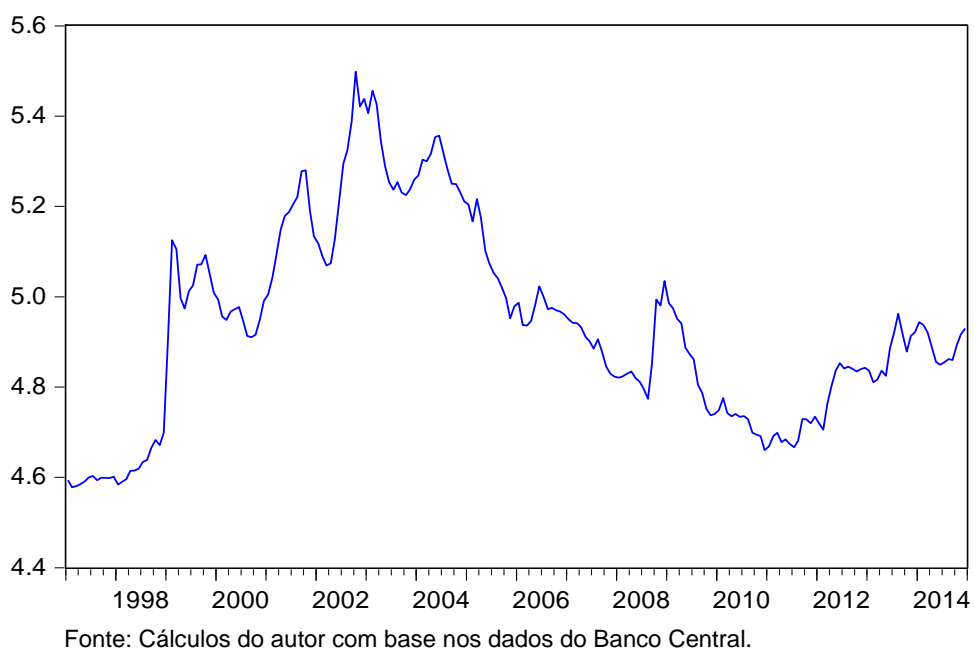


Gráfico C5- Evolução do logaritmo natural do índice do volume das importações de farmacêuticos, 1997-2014

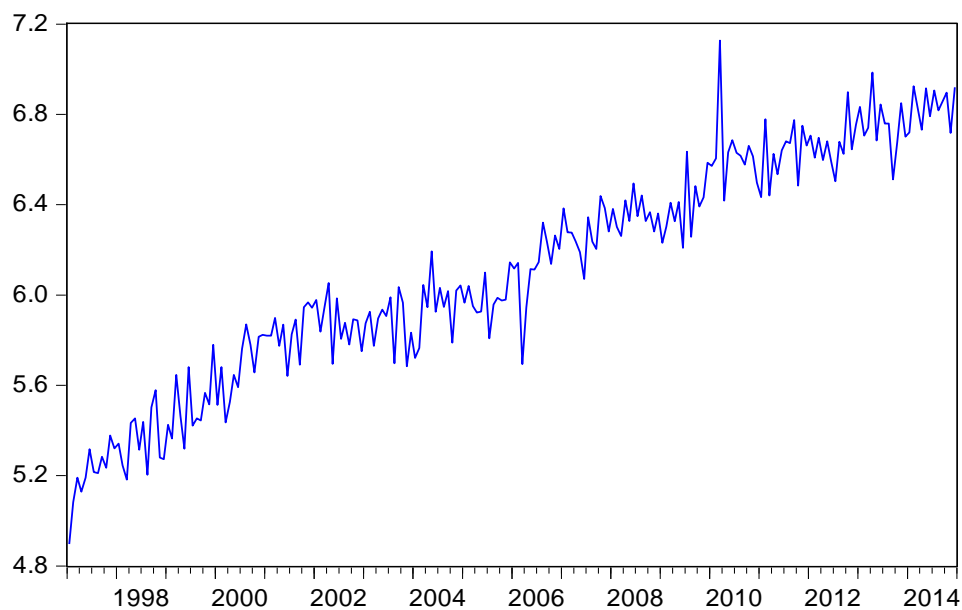


Gráfico C6- Evolução do logaritmo natural do índice do volume das importações de medicamentos, 1997-2014

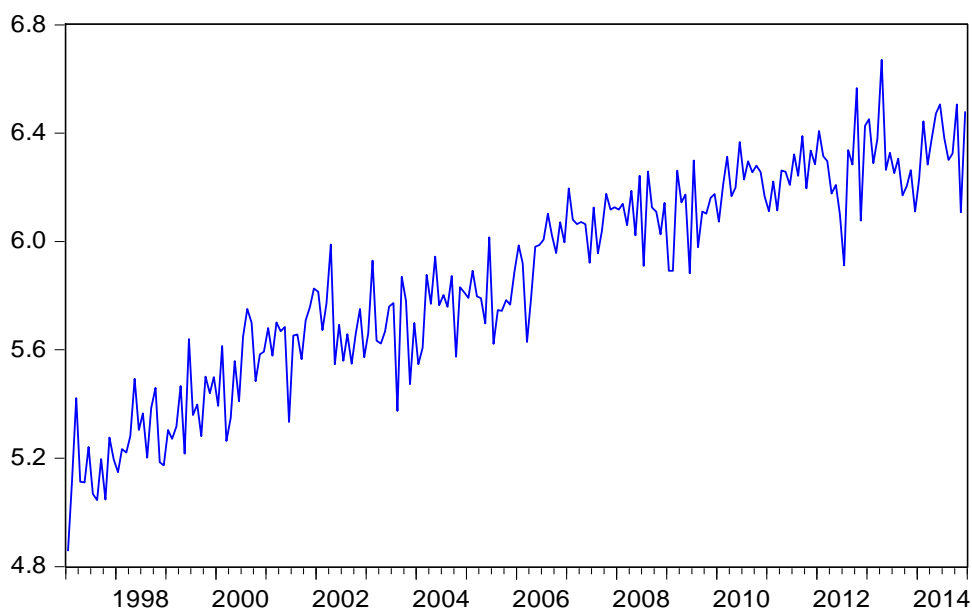
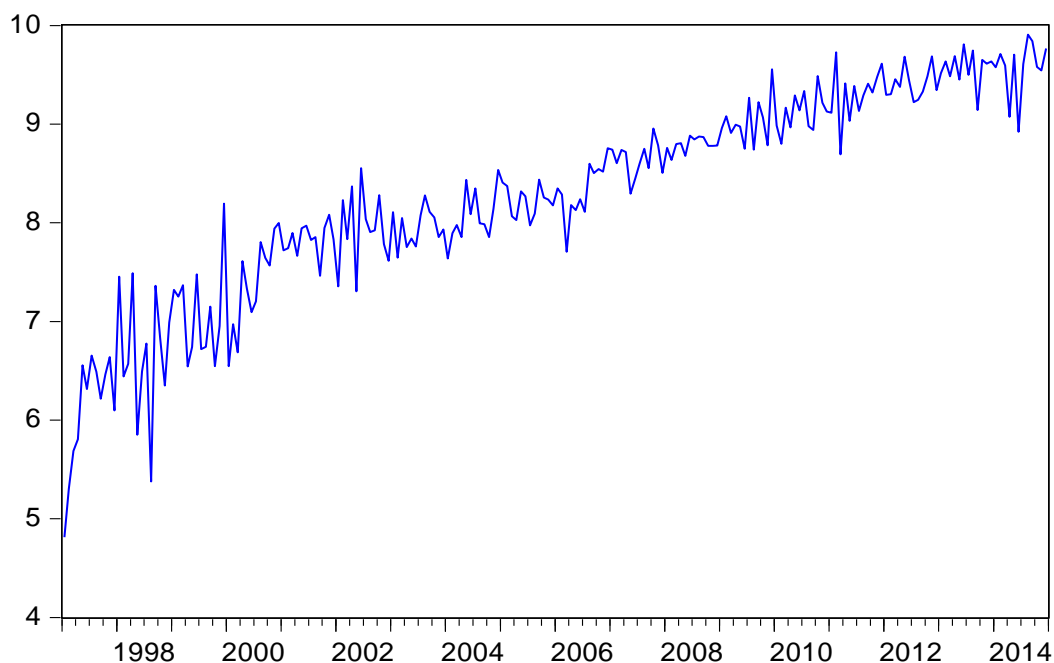
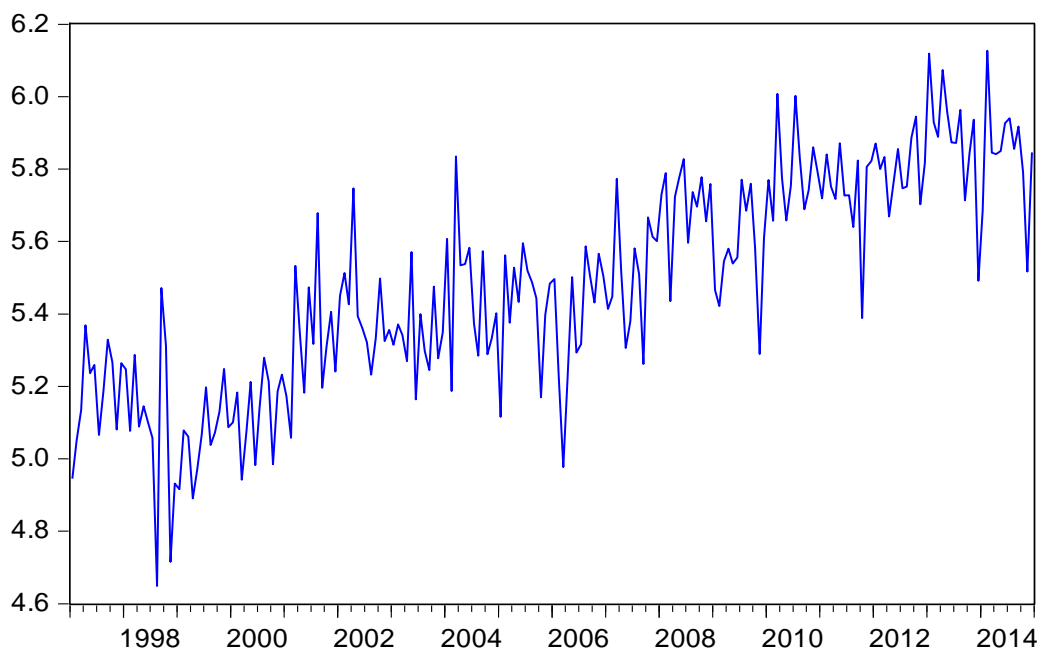


Gráfico C7- Evolução do logaritmo natural do índice do volume das importações de hemoderivados, 1997-2014



Fonte: Cálculos do autor com base nos dados do IPEADATA e AliceWeb.

Gráfico C8- Evolução do logaritmo natural do índice do volume das importações de farmoquímicos, 1997-2014



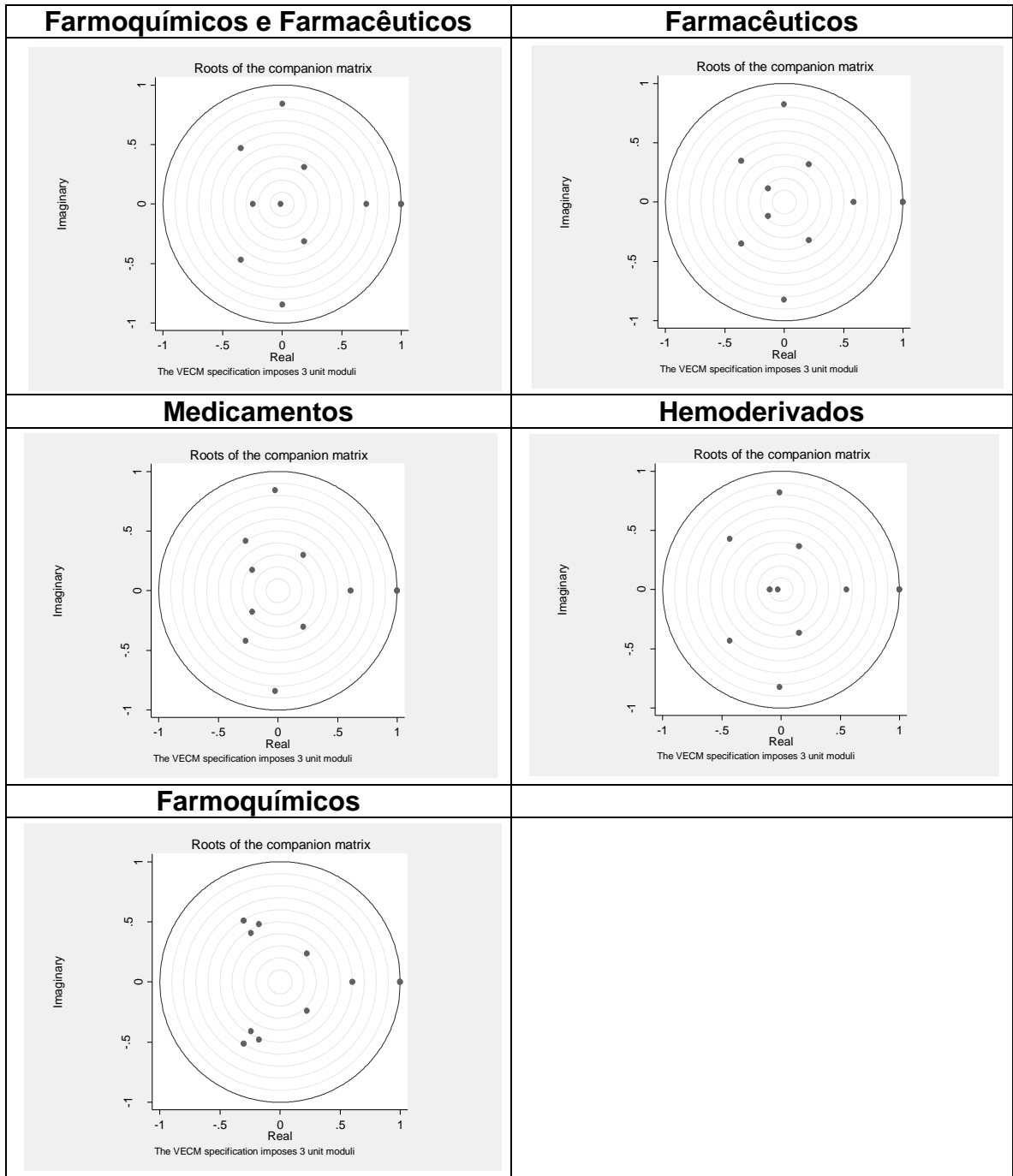
Fonte: Cálculos do autor com base nos dados do IPEADATA e AliceWeb.

Tabela C1- Testes de raiz unitária nos níveis e nas primeiras diferenças (PD) das variáveis

	Constante				Constante e Tendência			
	ADF		KPSS		ADF		KPSS	
	t	valor crítico (5%)	LM	valor crítico (5%)	t	valor crítico (5%)	LM	valor crítico (5%)
Farmoquímicos e Farmacêuticos	-1,09	2,87	0,78	0,46	-4,71	-3,43	0,31	0,15
Farmacêuticos	-1,49	2,87	0,63	0,46	-19,21	-3,43	0,22	0,15
Medicamentos	-1,44	2,87	0,86	0,46	-7,48	-3,43	0,40	0,15
Hemoderivados	-2,00	2,87	0,85	0,46	-6,20	-3,43	0,45	0,15
Farmoquímicos	-1,73	2,87	1,27	0,46	-5,65	-3,43	0,08	0,15
Preço Importações	-0,84	2,87	0,55	0,46	-1,74	-3,43	0,21	0,15
Taxa de Câmbio	-2,30	2,87	0,51	0,46	-2,50	-3,43	0,38	0,15
PIB	-0,90	2,87	0,82	0,46	-2,03	-3,43	0,24	0,15
Farmoquímicos e Farmacêuticos (PD)	-14,51	2,87	0,05	0,46	-14,47	-3,43	0,04	0,15
Farmacêuticos (PD)	-5,11	2,87	0,12	0,46	-19,19	-3,43	0,06	0,15
Medicamentos (PD)	-14,55	2,87	0,09	0,46	-14,53	-3,43	0,04	0,15
Hemoderivados (PD)	-10,77	2,87	0,21	0,46	-10,84	-3,43	0,07	0,15
Farmoquímicos (PD)	-14,57	2,87	0,02	0,46	-14,53	-3,43	0,02	0,15
Preço Importações (PD)	-14,98	2,87	0,09	0,46	-14,95	-3,43	0,09	0,15
Taxa de Câmbio (PD)	-9,74	2,87	0,18	0,46	-9,77	-3,43	0,10	0,15
PIB (PD)	-15,70	2,87	0,09	0,46	-15,67	-3,43	0,08	0,15

Fonte: Cálculos do autor com base nos dados do IPEADATA, AliceWeb e Banco Central.

Gráfico C9- Teste de estabilidade do VEC



Fonte: Cálculos do autor com base nos dados do IPEADATA, AliceWeb e Banco Central.

Tabela C2- Testes de Normalidade, heterocedasticidade e autocorrelação por segmento das importações

	Farmoquímicos e Farmacêuticos	Farmacêuticos	Medicamentos	Hemoderivados	Farmoquímicos
	valor-p				
Normalidade	0,000	0,000	0,683	0,000	0,000
Autocorre- lação					
1 def.	0,002	0,023	0,061	0,014	0,011
2 def.	0,013	0,022	0,036	0,001	0,015
3 def.	0,142	0,426	0,634	0,180	0,279
4 def.	0,000	0,002	0,000	0,004	0,013
5 def.	0,156	0,183	0,034	0,238	0,070
6 def.	0,330	0,210	0,028	0,233	0,425
7 def.	0,989	0,917	0,968	0,406	0,620
8 def.	0,887	0,806	0,528	0,960	0,855
9 def.	0,520	0,377	0,041	0,269	0,875
10 def.	0,312	0,601	0,602	0,216	0,112
Hetero- cedasticidade	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Fonte: Cálculos do autor com base nos dados do IPEADATA, AliceWeb e Banco Central.

Notas: Teste Jarque-Bera para Normalidade, teste LM para autocorrelação e teste White para heterocedasticidade. O termo "def" indica defasagens.

Tabela C3- Estimativas das elasticidades por segmento das importações, modelos com defasagens arbitrárias

	Preço Importações	PIB	Taxa de Câmbio	Velocidade de Ajustamento
Farmoquímicos e Farmacêuticos	-0,70*** (0,17)	1,88*** (0,13)	-0,54*** (0,15)	-0,23** (0,11)
Farmacêuticos	-0,30** (0,12)	2,19*** (0,10)	0,09 (0,11)	-0,56*** (0,14)
Medicamentos	-0,30 (0,16)	1,79*** (0,13)	0,14*** (0,11)	-0,44*** (0,14)
Farmoquímicos	-0,42*** (0,16)	1,41*** (0,13)	-0,10 (0,11)	-0,61*** (0,12)

Fonte: Cálculos do autor com base nos dados do IPEADATA, AliceWeb e Banco Central.

Notas: *, **, *** denotam valor-p menor do que 10%, 5% e 1%. Foram utilizados os seguintes números de defasagens: 6 para Farmoquímicos e farmacêuticos, 4 para farmacêuticos, 6 para medicamentos e 7 para farmoquímicos. Para os hemoderivados não se encontrou um modelo que satisfizesse essas três hipóteses: normalidade, não autocorrelação e homocedasticidade.

Tabela C4- Valor-p dos testes de Normalidade, heterocedasticidade e autocorrelação por segmento das importações, modelos com defasagens arbitrárias

	Farmoquímicos e Farmacêuticos	Farmacêuticos	Medicamentos	Farmoquí- micos
	valor-p			
Normalidade	0,235	0,362	0,902	0,223
Autocorrelação				
1 def.	0,320	0,437	0,619	0,819
2 def.	0,102	0,548	0,676	0,111
3 def.	0,114	0,331	0,465	0,065
4 def.	0,144	0,502	0,081	0,450
5 def.	0,957	0,161	0,899	0,225
6 def.	0,397	0,266	0,840	0,749
7 def.	0,566	0,782	0,976	0,888
8 def.	0,248	0,492	0,821	0,680
9 def.	0,746	0,382	0,119	0,268
10 def.	0,414	0,721	0,754	0,070
Hetero- cedasticidade	0,070	0,124	0,170	0,105

Fonte: Cálculos do autor com base nos dados do IPEADATA, AliceWeb e Banco Central.

Notas: Teste Jarque-Bera para Normalidade, teste LM para autocorrelação e teste White para heterocedasticidade. O termo "def" indica defasagens.