CRESCIMENTO E ENVELHECIMENTO POPULACIONAL BRASILEIRO: MENOS TRABALHADORES E TRABALHADORES MAIS PRODUTIVOS?[1]

Paulo de Andrade Jacinto[2]
Eduardo Pontual Ribeiro[3]

O objetivo deste estudo é entender os movimentos e a evolução da produtividade do trabalho e do emprego no Brasil ao longo do tempo, em um contexto de restrição da oferta de mão de obra devido ao envelhecimento populacional. A metodologia parte da mensuração da produtividade dos trabalhadores de diferentes grupos etários e coortes, a partir da evolução dos salários médios e dos retornos à escolaridade utilizando os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad), divulgada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), de 1992 a 2009. O método de identificação utilizado segue o modelo popularizado por Deaton e Paxson (1994), que permite identificar os efeitos de coorte, separando-os dos efeitos idade e período sobre salários sob a hipótese de efeitos período cíclicos. Os principais resultados mostram que: *i)* as gerações mais novas são mais escolarizadas e, com isto, *a priori,* mais produtivas; *ii)* as gerações mais novas estão com uma taxa de ocupação significativamente maior do que as mais velhas, embora os mais jovens tenham menor ocupação; *iii)* a maior escolaridade não está se traduzindo em maiores salários médios, o que pode indicar que o aumento de oferta relativa de trabalhadores qualificados reduziu o rendimento dos trabalhadores mais jovens, em geral, mais escolarizados.

Palavras-chave: rendimentos do trabalho; envelhecimento populacional; efeito coorte.

JEL: J10; J31; J21; O15.

1 INTRODUÇÃO

O envelhecimento da população mundial é uma importante característica do século XXI. As taxas de fecundidade estão caindo em quase todas as regiões e a expectativa de vida está crescendo. Essas características, em conjunto, descrevem o atual estágio da transição demográfica no mundo. Para Lee (2003), essa transição se inicia com uma queda na taxa de mortalidade, a partir da qual a fecundidade declina, levando a um aumento da taxa de crescimento populacional para, em seguida, ocorrer uma queda, direcionando para uma baixa fecundidade e, ao final, o envelhecimento populacional.

---

1. Este artigo foi financiado com recursos do Fundo de Estruturação de Projetos do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (FEP/BNDES). Por meio desse fundo, o BNDES financia, na modalidade não reembolsável, a execução de pesquisas científicas, sempre consoante ao seu objetivo de fomento a projetos de pesquisa voltados à ampliação do conhecimento científico sobre o processo de desenvolvimento econômico e social. O conteúdo deste artigo é de exclusiva responsabilidade dos autores, não refletindo, necessariamente, a opinião do BNDES e/ou da Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia (Anpec). Erros e omissões que eventualmente persistam são de responsabilidade dos autores.

2. Professor no Programa de Pós-Graduação em Economia da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PUC-RS) e pesquisador no Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). *E-mail*: <paulo.jacinto@pucrs.br>.

3. Professor no Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ) e pesquisador no Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). *E-mail*: <eribeiro@ie.ufrj.br>.

Na América Latina e no Caribe (ALC) essas mudanças demográficas podem ser observadas na queda das taxas de fecundidade, que tem sido mais forte que a queda das taxas de mortalidade em alguns países, levando a uma redução das taxas de dependência demográfica nos próximos anos na ALC para alguns países. Segundo o estudo de Saad (2011), a queda na dependência demográfica é uma característica que deve continuar para alguns países, como a Guatemala e a Bolívia. Estas taxas demográficas medem taxas de dependência, ou seja, a relação entre pessoas em idade em que estão usualmente dependentes economicamente (menores de 15 anos e maiores de 65 anos) e pessoas em idade produtiva (entre 15 e 65 anos).

Para o Brasil, de acordo com Camarano (2002), o número de idosos (maiores de 60 anos, seguindo a determinação legal no Brasil) deve quase duplicar em 35 anos, assim como o número de maiores de 70 anos irá triplicar até 2050, chegando a 13,2% da população (IBGE, 2008). Com o censo 2010, as projeções para a população foram revistas: o número de idosos deve duplicar agora em vinte anos e o número de maiores de 70 anos irá chegar a 16,2% da população em 2050 (IBGE, [s.d.]).

Tais mudanças demográficas devem gerar fortes impactos no Brasil por meio de dois canais. Primeiro, a crescente proporção de idosos na população exige que agentes públicos tenham uma maior compreensão do papel destes na sociedade e de seus bem-estares. Segundo, o envelhecimento populacional influencia o crescimento econômico e as tendências da renda e da pobreza.

Uma maneira de imaginar os efeitos do envelhecimento na economia seria a partir dos efeitos na força de trabalho. Do ponto de vista agregado, o crescimento econômico vem da expansão da força de trabalho, do capital ou do progresso técnico. O principal efeito do envelhecimento poderia ser observado na redução do tamanho relativo da força de trabalho como uma proporção da população total e da queda do crescimento da mão de obra. A menos que isso seja compensado por um aumento na produtividade dos fatores, ou um aumento no estoque de capital, a renda nacional tenderá a declinar. Desta forma, o envelhecimento pode atuar, por um lado, como uma restrição ao crescimento econômico sustentável, na medida em que contribui para reduzir o tamanho relativo da oferta de trabalho. O impacto sobre a estrutura econômica também pode parecer negativo, pelo crescente ônus nas finanças públicas advindo de um menor número de contribuintes para a seguridade social e de maiores gastos com a saúde dos idosos, com redução na capacidade de poupança e acumulação.

Por outro lado, esse processo de envelhecimento pode fomentar o crescimento econômico, já que os níveis médios de capital humano estão crescendo com as mudanças demográficas. O menor número de trabalhadores pode contribuir para o crescimento com um aumento mais que proporcional da produtividade destes, de tal forma que a parcela de trabalho efetivo (número de trabalhadores vezes suas produtividades)

tenda a crescer. Este aumento mais que proporcional pode vir do aumento da escolaridade, pois as coortes mais novas, embora menores, estão entrando na força de trabalho com uma produtividade maior do que as coortes que estão saindo. A restrição de oferta de trabalho ao longo do tempo, principalmente do menor número de jovens a cada geração, seria mais que compensada pelo aumento da contribuição de cada trabalhador ao crescimento.

Ao mesmo tempo, melhorias nas condições de saúde e mudanças na tecnologia e na estrutura da economia implicam que a população idosa pode aumentar sua participação no mercado de trabalho, alterando a composição da força de trabalho e afetando a produtividade deste, assim como promover alterações no padrão de consumo e de poupança, com implicações para toda a economia e a sociedade.

Esses efeitos, em direções opostas, geram incertezas sobre o real impacto dos efeitos do envelhecimento no mercado de trabalho sobre o crescimento no Brasil e induzem uma série de estudos em que o idoso passou a ser objeto central das análises. Estudos sobre a transição demográfica no Brasil, como os de Paiva e Wajnman (2005) e Wong e Carvalho (2006), têm demonstrado que as condições sociodemográficas da população brasileira podem ser mais favoráveis no período 2000-2030, quando comparadas ao período 1950-1980, em que houve um *baby boom* e uma redução acentuada da mão de obra rural, que migrou para as cidades, incorporando-se aos setores mais produtivos do que a agricultura intensiva em mão de obra.

Já Wajnman, Oliveira e Oliveira (2004) reconhecem que essas taxas de dependência demográfica são de informação limitada para a análise econômica, pois não mensuram diretamente a dependência econômica, ou seja, a relação entre as pessoas que estão trabalhando e as que não estão, função das taxas de participação e da oferta de trabalho. Os resultados dos autores indicam que as taxas de participação dos idosos homens caíram de 1977 a 2002, com reversão de tendência nos últimos anos, enquanto as taxas de participação das idosas são relativamente estáveis, com tendência de aumento nos últimos anos. Para os autores, a proporção de idosos na população economicamente ativa (PEA) deve aumentar significativamente nos próximos anos; esta informação também é afirmada por Queiroz e Ramalho (2009).

Estudo recente do Banco Mundial (2011) traz uma síntese das projeções de população e estatísticas, além de discutir o impacto no crescimento econômico. Se, por um lado, o estudo conclui que o envelhecimento brasileiro não deve afetar, de modo significativo, a taxa de poupança e a capacidade de acumulação do Estado brasileiro, dependendo da forma de financiamento das aposentadorias, por outro, sugere que o envelhecimento pode ser uma oportunidade devido ao aumento da produtividade dos trabalhadores e à possível manutenção de tendência de aumento da participação dos idosos na força de trabalho.

Infelizmente, a análise da produtividade do trabalho para os próximos anos em Banco Mundial (2011) não incorporou, de modo consistente, a evolução da oferta de qualificação e as tendências de produtividade. Esta análise é essencial para construir projeções para o futuro do crescimento econômico. Uma razão pode ter sido o fato de os efeitos do ciclo econômico (efeito período) terem sido muito importantes para explicar os salários médios (Soares, 2010). Mesmo assim, os efeitos do envelhecimento (que envolvem a análise dos efeitos coorte e idade) não são desprezíveis e são um caminho natural para entender a evolução da produtividade ao longo do tempo, como em outros países que estão em estágios avançados do processo de envelhecimento, a exemplo da Alemanha (Boockmann e Steiner, 2006).

No Brasil, o efeito das mudanças do perfil demográfico e da escolaridade sobre a produtividade e os rendimentos dos trabalhadores vem sendo investigado por diversos autores, mas em outro contexto (desigualdade de renda). Lam e Levinson (1990) já sugeriam que a redução da desigualdade de escolaridade iria gerar um bônus de rendimentos e de desigualdade à medida em que as coortes mais velhas (nascidas até 1950) começassem a sair do mercado do trabalho. A interação entre as evoluções da escolaridade e do perfil demográfico também foi estudada por Wajnman e Menezes-Filho (2003), com dados até o início da década de 2000. Já a análise dos rendimentos por coortes foi iniciada de modo exploratório por Leme e Wajnman (2000), sem chegar a isolar o efeito coorte dos efeitos idade e período, restringindo a análise para duas coortes (1952 e 1962).

Outra forma de analisar a influência do envelhecimento sobre a produtividade, como mostra a resenha feita por Skirbekk (2005), é por meio de estudos empíricos, associando a idade e a produtividade medida diretamente nas empresas. Porém, nesses estudos, é necessária uma base de dados com informações detalhadas dos trabalhadores em cada empresa estudada. Em geral, as evidências mostram que há uma relação entre produtividade e rendimentos, mas com qualificações. Verifica-se uma queda na produtividade com o avanço da idade, sem que isto se reflita necessariamente nos rendimentos. Argumentos de salário-eficiência e torneios internos podem influenciar a relação encontrada pelos estudos que relacionam produtividade, idade e rendimentos.

A partir dessas considerações, este estudo visa entender os movimentos e a evolução da qualificação, da participação no mercado de trabalho e da produtividade do trabalho (retornos à escolaridade), isolando tendências devido ao envelhecimento da população. O efeito do envelhecimento será decomposto em fatores associados à idade e à coorte. Aproveitou-se a disponibilidade de quase vinte anos de pesquisas domiciliares compatíveis (1992-2009), em diferentes tendências do ciclo econômico, para a melhor mensuração dos retornos à escolaridade e decomposição dos efeitos idade-período-coorte. Com as estimativas das tendências de remuneração da qualificação entre os trabalhadores – frente às tendências de mudanças da escolaridade

na população – e a participação no mercado de trabalho – para diferentes coortes que chegam e saem da idade ativa – será possível ter um melhor retrato prospectivo sobre a evolução da produtividade dos trabalhadores para as próximas décadas.

Além desta introdução, este estudo está dividido em quatro seções. A seção 2 faz uma descrição da fonte de dados, dos indicadores demográficos e da estratégia empírica utilizada na pesquisa. A seção 3 apresenta a evolução das taxas de dependência no Brasil. Na seção 4 é feita uma análise dos principais resultados para os efeitos idade, período e coorte. E, por fim, a seção 5 traz as considerações finais.

2 MÉTODOS DE INVESTIGAÇÃO

Esta seção traz a metodologia usada na obtenção dos vários indicadores de mudança demográfica e a estratégia empírica para análise do impacto do envelhecimento populacional sobre o crescimento econômico. Inicialmente descreve-se a base de dados a ser utilizada. Em seguida, são apresentados os indicadores de mudanças demográficas utilizados nas análises. Por fim, descreve-se a estratégia empírica adotada para identificação dos efeitos idade, período e coorte a partir de uma equação de rendimentos e as hipóteses utilizadas para a identificação desses efeitos.

2.1 A base de dados

A análise será realizada utilizando os dados da Pnad do IBGE para os anos de 1992 a 2009, com exceção de 2000 e de 1994, quando não houve a pesquisa. Ao agrupar diversos anos da Pnad é possível verificar a evolução do mercado de trabalho no Brasil. Uma coorte será observada ao longo do tempo e as características do mercado de trabalho serão registradas sobre o ciclo de vida, permitindo ainda analisar como esta estrutura mudou entre as coortes.

Para dar conteúdo econômico às mudanças demográficas, o primeiro passo será estimar as taxas de dependência demográfica, econômica e efetiva (real). Os microdados da Pnad serão usados na construção dos indicadores e na estimação de modelos microeconométricos de rendimentos. Para evitar os problemas tradicionais de composição associados a mudanças de participação das mulheres no mercado de trabalho, a análise econométrica será realizada somente para os homens com idade entre 25 e 70 anos. Considera-se a variável salário-hora real definida como a renda proveniente do trabalho principal no mês de referência, dividida pelas horas de trabalho normalmente trabalhadas na semana de referência.

2.2 Indicadores demográficos

A avaliação do envelhecimento sobre o mercado de trabalho será realizada a partir de alguns indicadores. Inicialmente, a taxa de dependência demográfica é dada pela razão

$$DepDem = \frac{\text{População com idade inferior a 15 anos e superior a 65 anos}}{\text{População com idade entre 15 e 65 anos}}$$

No Brasil, uma pessoa é considerada idosa a partir dos 60 anos, de acordo com o Estatuto do idoso, exigindo um ajuste no indicador acima.

A medida acima contém algumas distorções. A principal distorção está na efetividade da atividade no mercado de trabalho. Nem toda população em idade ativa está trabalhando e há pessoas maiores de 60 anos que trabalham. Desta forma, estimou-se a taxa de dependência econômica, que é dada por

$$DepEcon = \frac{\text{População desocupada}}{\text{População ocupada}}$$

Outra visão similar à taxa de dependência econômica envolve o interesse em trabalhar. Ajusta-se esta taxa à taxa de desemprego. Definiu-se a taxa de dependência efetiva (ou real) como

$$DepEfe = \frac{PIA}{PEA}$$

Essas taxas são claramente inter-relacionadas e trazem informações complementares sobre o mercado de trabalho e o impacto do envelhecimento da população. Por exemplo, a taxa de dependência efetiva pode ser calculada como

$$DepEfe = \frac{(1 - pea)}{pea}$$

onde $pea = PEA/POP$ é a taxa de participação dos maiores de 10 (ou 15) anos, POP é a população total e PEA é a população economicamente ativa (ocupados ou buscando ocupação). A população inativa pode ser calculada como $POP - PEA$. Com isto vê-se que, ao entender o que ocorre com a taxa de participação na economia, entende-se o comportamento da taxa de dependência efetiva. Não é difícil ver que esta taxa cai quando a participação na economia aumenta.

Métodos de decomposição podem ser usados para avaliar os fatores por trás das tendências observadas, identificando efeitos composição e mudanças intragrupos. Para entender o comportamento da taxa de participação e, assim, da taxa de dependência efetiva, será explorado o fato de que a taxa de participação de um ano (pea_t) pode ser dividida em grupos de idade g=1, ..., n da seguinte forma:

$$PEA/POP_t = pea_t = \Sigma_g pea_{gt} \phi_{gt}, \quad (1)$$

onde $\phi_{gt} = POP_g/POP$ indica o peso que cada grupo etário possui na população total. A variação da taxa de participação no tempo pode ser descrita em uma decomposição entre efeitos composição e intensidade,[4] como

$$pea_t - pea_{t-1} = \Delta pea_t = \Sigma_g (pea_{gt} - pea_{gt-1}) \phi_{gt-1} + \Sigma_g pea_{gt} (\phi_{gt} - \phi_{gt-1}), \quad (2)$$

sendo que o primeiro termo à direita ($\Sigma_g (pea_{gt} - pea_{gt-1}) \phi_{gt-1}$) está associado a mudanças de taxas de participação dentro de cada grupo etário (mudanças econômicas na taxa de participação) e o segundo termo à direita ($\Sigma_g pea_{gt} (\phi_{gt} - \phi_{gt-1})$) destaca as mudanças na composição demográfica (mudanças na importância de cada grupo etário na população).

A avaliação das consequências econômicas das mudanças demográficas é normalmente baseada na associação entre taxas de dependência demográficas e força de trabalho menor, menor poupança de pessoas idosas e maiores gastos públicos em saúde, pensões e aposentadorias. Estas hipóteses quase sempre levam a uma situação de crise econômica (Gee, 2000). Todavia, há uma boa diferença entre mudanças demográficas e mudanças econômicas, como podem ser observadas no exemplo de decomposição de alterações na PEA. Forças econômicas importantes induzidas pelas mudanças demográficas, tecnológicas e de condições de saúde implicam em tendências díspares entre taxas de dependência demográfica e taxas de dependência econômica, real e/ou funcional. As decomposições auxiliam na compreensão da importância relativa dos fatores econômicos e demográficos na variação da taxa de dependência efetiva, que depende da PEA.

Como destacado na introdução, três pontos são importantes para estimar o efeito de uma população mais velha na renda nacional e no crescimento, a partir de uma perspectiva do mercado de trabalho. Primeiro, a avaliação do número e da proporção de idosos que trabalham. Considerar taxas de participação fixas no tempo para grupos etários mais velhos podem viesar resultados de avaliações de longo prazo do envelhecimento. Deve-se notar que no número agregado de queda da participação há vários efeitos coexistindo que devem ser investigados em detalhe em uma perspectiva histórica ainda inexistente. Por um lado, os incentivos para a aposentadoria após a Constituição de 1988 foram importantes para induzir a saída de pessoas com mais idade do mercado de trabalho (Oliveira *et al.*, 2004 e Banco Mundial, 2011). Por outro, o aumento da expectativa de vida faz com que a proporção de pessoas com mais idade, dentro do grupo de idosos, aumente, sendo que as taxas de participação caem fortemente por quinquênio de vida após os

4. Ver, por exemplo, Ribeiro (2005).

60 anos (Wajnman, Oliveira e Oliveira, 2004). Desta forma, deve-se investigar se a tendência de queda nas taxas de participação constitui um efeito composição ou efetivamente uma queda nas taxas de participação intragrupos etários de idosos, dentro do contexto de decomposição de causas apresentado acima.

Segundo, estudando as características produtivas dos trabalhadores ao longo do tempo, observa-se um efeito duplo. A escolaridade média destes pode estar aumentando para as gerações mais novas, que chegam na idade adulta com um maior grau de escolaridade. Por outro lado, as gerações mais velhas, com menor escolaridade relativa, se retiram do mercado de trabalho, contribuindo para aumentar a escolaridade média. A estimação de modelos de previsão de participação de idosos no mercado de trabalho tem chamado atenção de vários pesquisadores, como Queiroz e Ramalho (2009), Souza e Machado (2004), Liberato (2003), entre outros.

E, por fim, a maior qualidade dos trabalhadores (e uma possível redução relativa da quantidade destes em relação ao capital) pode fazer com que a remuneração do trabalho aumente. Todavia, deve-se levar em consideração que um maior número de trabalhadores mais escolarizados deveria *reduzir* os retornos à educação, ou seja, o diferencial de remuneração entre mais escolarizados e menos escolarizados pode cair. Desta forma, apesar de o salário médio estar aumentando pelo aumento da qualificação, o efeito pode ser contrabalançado com uma queda relativa dos salários mais altos, pelo choque de oferta de escolaridade. Isto deve ser levado em conta na interpretação dos resultados.

2.3 Estratégia empírica para identificação dos efeitos coorte, idade e período

Além de avaliar as tendências dos indicadores de dependência, este estudo busca mensurar os efeitos idade e coorte nas várias dimensões relevantes para a produtividade e o envelhecimento, que são a escolaridade, a taxa de participação e os rendimentos.

É conhecido o problema de comparação temporal de diferentes faixas etárias, ao longo do tempo, pois o padrão de comportamento por idades pode, na verdade, ser devido ao fato de se estar estudando diferentes gerações (coortes). Modelos de estimação de efeitos idade-período-coorte (age-period-cohort, APC na sigla em inglês) têm uma larga tradição em demografia, em economia e em outras áreas do conhecimento, como destacado na relevante resenha de Wilmoth (1998). Para a estimação dos efeitos coorte, faz-se necessário superar o problema da relação exata entre idade, período e coorte (Heckman e Robb, 1985, entre outros). Na literatura sobre o tema existem vários métodos para lidar com este problema de identificação, envolvendo alguma imposição sobre o padrão temporal da tendência de um dos efeitos, seja o de período, seja o de idade, ou ainda o de coorte. Por exemplo, Clogg (1982) impõe que os efeitos das duas coortes mais recentes tenham o mesmo valor.

Neste artigo seguiu-se o método mais popular em economia, a hipótese de identificação proposta por Deaton e Paxson (1994) e Deaton (1997). Os autores pressupõem que o efeito período é ortogonal à tendência temporal e é nulo quando se considera o período inteiro. É uma forma de remover o componente de tendência do efeito período, deixando que a tendência seja capturada apenas nos efeitos coorte e idade. O efeito período captura apenas efeitos conjunturais, do ciclo econômico ao longo da tendência. Esta hipótese, potencialmente arbitrária, vai ao encontro do objetivo deste trabalho, que é entender os efeitos de longo prazo das mudanças nas coortes sobre os rendimentos, a escolaridade e a participação. Tal hipótese foi utilizada, por exemplo, em Reis e Gonzaga (2005).

A imposição dessa restrição implica em transformar variáveis *dummies* de período em um modelo de regressão da seguinte maneira:

$$P_t^* = P_t - [(t-1)P_2 - (t-2)P_1], \tag{3}$$

onde P_t são as variáveis *dummy* para o período, assumindo valor 1 se o ano for t, e igual a 0 caso contrário. Por esse procedimento P_1^* e P_2^* sempre assumem o valor 0.

Após a construção dessa variável, estimam-se modelos de idade-período-coorte com efeitos calculados via variáveis binárias para as seguintes variáveis: taxa de participação na força de trabalho, escolaridade e uma equação minceriana de rendimentos. A equação minceriana, por exemplo, segue:

$$lnw_{it} = \beta_0 + \beta_1 S_{it} + P_{it}^* \delta + I_{it} \mu + D_{it} \gamma + Z_{it} \xi + u_{it}, \tag{4}$$

para $i = 1, \ldots, n$ e $t = 1992, \ldots, 2009$, em que lnW_{it} é o logaritmo do salário-hora; S são os anos de estudo; P_{it}^* um vetor de *dummies* de período geradas a partir da equação (3); I_{it} um vetor de *dummies* para idade; D_{it} é um vetor de variáveis *dummy* que assume valor 1 se o indivíduo observado é membro da coorte k (definida sobre o período) e 0 caso contrário; e Z_{it} é um vetor de características de controle. As características envolvem cor, região e experiência, medida como idade menos a idade em que começou a trabalhar. Isto tenta aproximar a decomposição idade-período-coorte à estrutura usual de uma equação minceriana.

A equação (4) permite que os efeitos de período sejam avaliados e separados, pois enquanto estes foram vistos como pouco relevantes para outros países (Boockman e Steiner, 2006), Soares (2010) alega, entretanto, que são importantes. Estes efeitos de período estão associados à conjuntura econômica e ao padrão de crescimento econômico, fatores fora do escopo da análise deste trabalho.

Para obter resultados mais robustos sobre o padrão de efeitos coorte ao longo do tempo, em adição ao método de Deaton e Paxson (1994), empregou-se a hipótese alternativa de Boockman e Steiner (2006), que interage o grau de escolaridade com as variáveis *dummy* de coorte. O objetivo dos autores é excluir dos efeitos de coorte nos rendimentos mudanças dos retornos à escolaridade por coorte. A equação estimada sob esta hipótese segue da seguinte forma:

$$lnw_{it} = \beta_{0t} + \beta_1 S_{it} + P_{it}^{*}\delta + I_{it} + D_{it}\gamma + \Sigma\gamma_{kt} D_{ikt} S_{it} + Z_{it}\xi + u_{it}. \quad (5)$$

Com esse modelo buscou-se isolar da estimativa dos rendimentos médios de uma coorte específica as mudanças nos retornos à escolaridade daquela coorte. Behrman e Birdsall (1988) ressaltam que os retornos à escolaridade por coorte podem mudar e esta mudança poderia ser confundida com efeitos de coorte, condicional aos retornos à escolaridade.

Em síntese, a estratégia empírica neste artigo busca identificar efeitos coorte nos rendimentos, na participação e na escolaridade, a partir de hipóteses alternativas. Empregou-se a metodologia mais popular em economia, a de Deaton e Paxson (1994), já empregada no Brasil, como, por exemplo, em Firpo, Gonzaga e Narita (2003) e em Reis e Gonzaga (2005). Por um lado, reconhece-se, ao mesmo tempo, que, como destacado por Wilmoth (1998), estas restrições podem estar influenciando os resultados e a análise destes deve levar em conta este condicionante, assim como há outras hipóteses que podem ser empregadas para identificação em trabalhos em demografia, como em Yang e Land (2008). Por outro lado, buscou-se expandir a análise com estudos de robustez dos efeitos de coorte sobre os rendimentos, por meio da metodologia de Boockman e Steiner (2006), a qual sugere avaliar a variação dos retornos à educação por coorte.

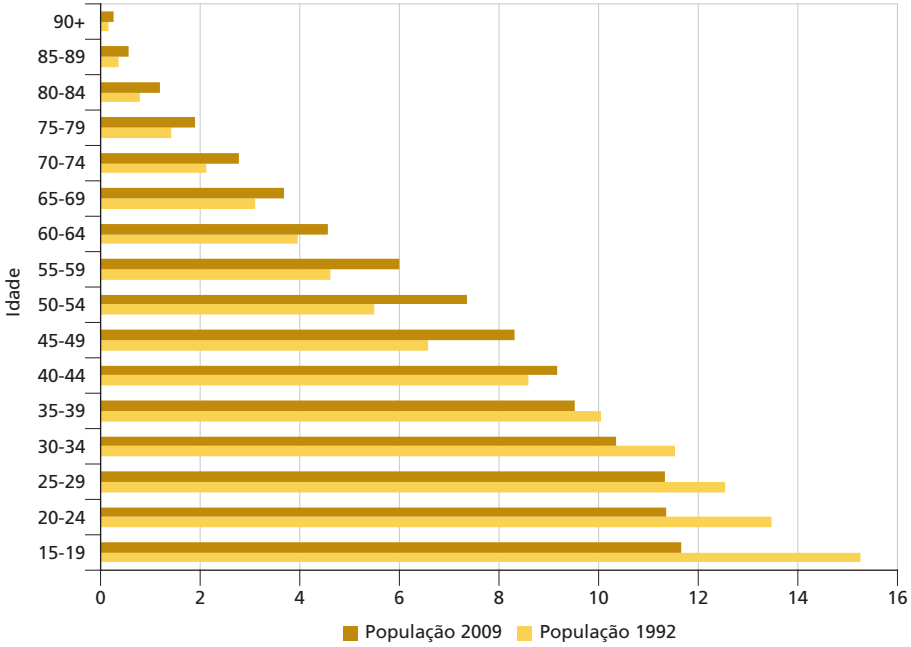
3 A EVOLUÇÃO RECENTE DAS TAXAS DE DEPENDÊNCIA NO BRASIL

A magnitude do processo de envelhecimento da população brasileira acima dos 15 anos pode ser observada no gráfico 1. Nele vê-se a proporção de pessoas na faixa de cinco em cinco anos, a partir dos 15 anos. É evidente o processo de envelhecimento da população quando considera-se esta em 2009, principalmente a partir dos 45 anos. Ao mesmo tempo, focando nas pessoas mais novas, vê-se que a geração de 15 anos, em 1992, foi a última em que seu tamanho era vários pontos percentuais superiores às gerações anteriores. Em 2009, estes jovens estavam na faixa de 30 a 34 anos (mais precisamente 32 a 36 anos). As gerações mais novas têm tamanhos relativos similares a esta faixa etária, indicando que a taxa de fecundidade está estável, próxima ao valor de reposição da população.

GRÁFICO 1

Brasil: proporção de pessoas em cada faixa etária na população com 15 anos ou mais (1992 e 2009)

(Em %)



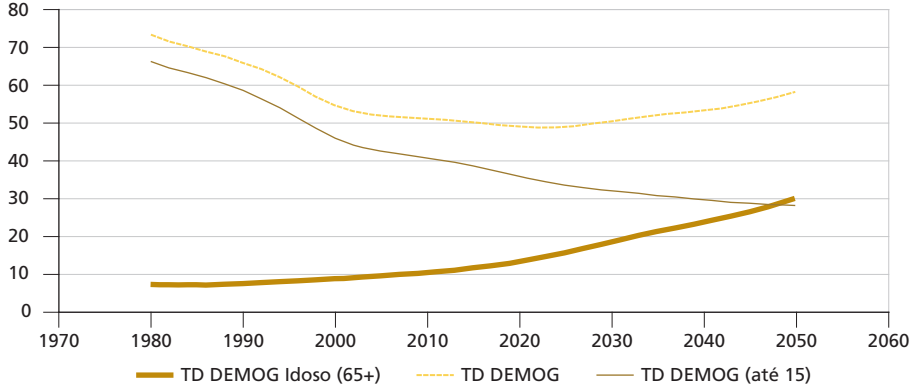
Fonte: Microdados da Pnad/IBGE.
Elaboração dos autores.

GRÁFICO 2

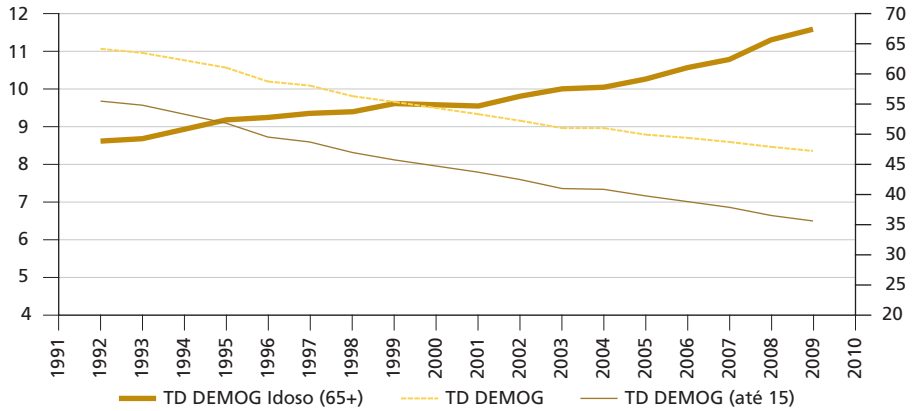
Brasil: taxas de dependência demográfica: total, jovens e idosos

(Em %)

2A – Projeções IBGE (1980-2050)



2B – Pnad (1992-2009)



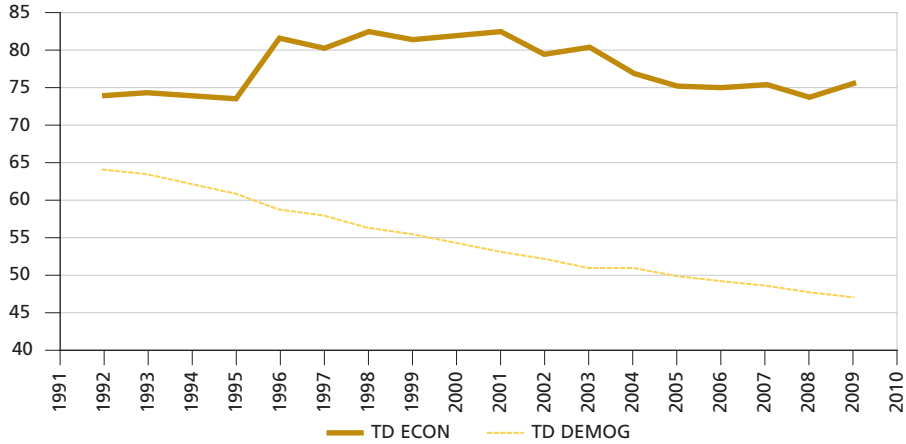
Fonte: Microdados da Pnad/IBGE.
Elaboração dos autores.
Obs.: Eixo vertical esquerdo: TD DEMOG = (população com idade <15 + população com idade ≥65) / (população com idade entre 15 e 64 anos); eixo vertical direito: TD DEMOG Idoso (65+) = (população com idade ≥65) / (população com idade entre 15 e 64 anos); e TD DEMOG (até 15) = (população com idade <15) / (população com idade entre 15 e 64 anos).

As taxas de dependência demográfica encontram-se nos gráficos 2A e 2B, sendo o gráfico 2A uma visão de longo prazo a partir das projeções do IBGE e o gráfico 2B uma visão mais restrita, compatível com a análise empírica realizada ao longo do trabalho, de 1992 a 2009. Este período mais curto, e de outra fonte (Pnad), reflete a transição demográfica em que o Brasil se encontra, claramente visível na perspectiva de longo prazo. Nota-se que a taxa de dependência demográfica como um todo está caindo, mas isto se deve à queda do número de crianças (menores de 15 anos). Caso se olhe a taxa de dependência demográfica dos indivíduos maiores de 65 anos, se observará o mesmo retrato descrito no gráfico 1. Ou seja, o bônus demográfico que é observado é advindo da redução forte da população menor de 15 anos.

A taxa de dependência demográfica pode conter algumas distorções para a interpretação econômica e, dessa forma, não refletir a necessidade de transferência de recursos dos que geram renda para os que não geram, já que nem todos os jovens não trabalham e alguns dos maiores de 65 anos trabalham. Nesse sentido, o uso das taxas de dependência econômica permite identificar, para faixas etárias, a proporção de pessoas que não possuem ocupação em relação ao número de pessoas com ocupação, como destacado acima.

O gráfico 3 apresenta as taxas de dependência demográfica e econômica. Observa-se que enquanto a taxa de dependência demográfica para a população como um todo está caindo, a taxa de dependência econômica apresentou um movimento cíclico de aumento entre a primeira metade dos anos 1990 e 2001 e desde então tem caído, mas em um patamar acima do início da série.

GRÁFICO 3
Brasil: taxas de dependência demográfica e econômica (1992-2009)
(Em %)



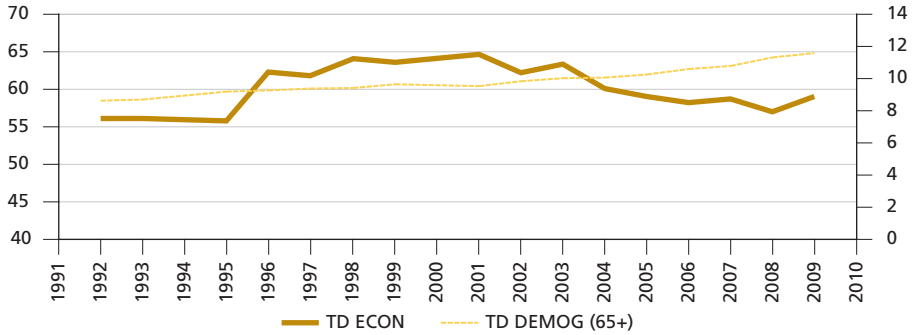
Fonte: Microdados da Pnad/IBGE.
Elaboração dos autores.
Obs.: TD DEMOG = (população com idade <15 + população com idade ≥65) / (população com idade entre 15 e 64 anos); e TD ECON = (população com mais de 10 anos não ocupada) / (população com mais de 10 anos ocupada).

O gráfico 3 traz um problema potencial, que é a diferente tendência observada para o Brasil nas taxas de dependência demográficas para menores de 15 anos e para maiores de 65 anos, como visto no gráfico 2. Além disso, a taxa de dependência econômica é calculada apenas para os maiores de 15 anos, visto que o IBGE afere a participação no mercado de trabalho para pessoas maiores de 10 anos. Mesmo que se tenha um aumento (ou uma redução) na participação dos menores de 10 anos, isto não será mensurado pela fonte dos dados. Desta forma, o gráfico 4 traz a comparação entre as taxas de dependência demográfica e as taxas de dependência econômica para os mesmos perfis etários (maiores de 15 anos).[5]

Considerar pessoas da mesma idade permite melhor compreensão das diferenças entre as taxas de dependência econômica e demográfica, como se vê no gráfico 4. Agora observa-se que o processo de envelhecimento da população está mostrando tendências opostas em cada indicador, a partir de 2000, com queda na dependência econômica, apesar da dependência demográfica estar aumentando.

5. Neste trabalho, para compatibilidade com as medidas de dependência demográfica, considera-se a participação no mercado de trabalho para as pessoas com 15 anos ou mais, apesar de o IBGE mensurar a participação para pessoas com 10 anos ou mais.

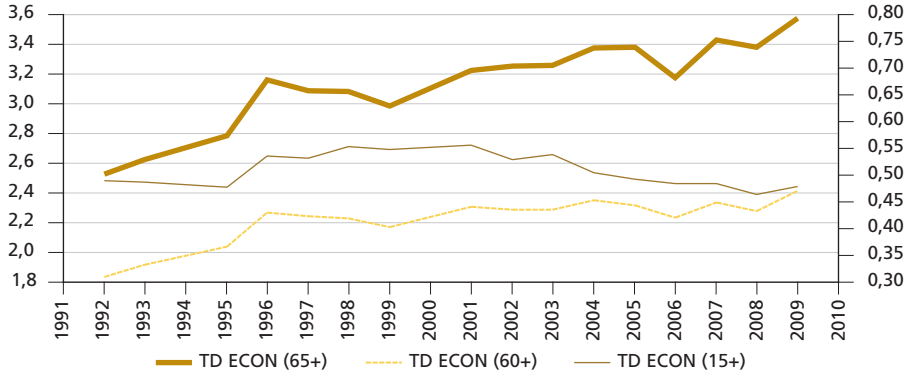
GRÁFICO 4
Brasil: taxas de dependência demográfica e econômica para pessoas com 15 anos ou mais (1992-2009)
(Em %)



Fonte: Microdados da Pnad/IBGE.
Elaboração dos autores.
Obs.: Eixo vertical esquerdo: TD ECON = (população com mais de 15 anos não ocupada) / (população com mais de 15 anos ocupada); e eixo vertical direito: TD DEMOG (65+) = (população com idade ≥65) / (população com idade entre 15 e 64 anos).

As tendências opostas das taxas de dependência demográfica e econômica dependem das tendências de participação das pessoas em cada faixa etária ao longo do tempo. Enquanto o número de idosos está aumentando relativamente ao número de jovens e adultos, a ocupação dos idosos pode estar aumentando mais que proporcionalmente, reduzindo a taxa de dependência econômica. Para isolar o comportamento por idade, apresenta-se, no gráfico 5, a taxa de dependência econômica para grandes grupos de idade (idosos e jovens e adultos).

GRÁFICO 5
Brasil: taxas de dependência econômica para adultos e jovens e para idosos (1992-2009)
(Em razão)



Fonte: Microdados da Pnad/IBGE.
Elaboração dos autores.
Obs.: Eixo vertical esquerdo: TD ECON (65+) = (população com mais de 65 anos não ocupada) / (população com mais de 65 anos ocupada); eixo vertical esquerdo: TD ECON (60+) = (população com mais de 60 anos não ocupada) / (população com mais de 60 anos ocupada); e eixo vertical direito: TD ECON (15+) = (população com mais de 15 anos não ocupada) / (população com mais de 15 anos ocupada).

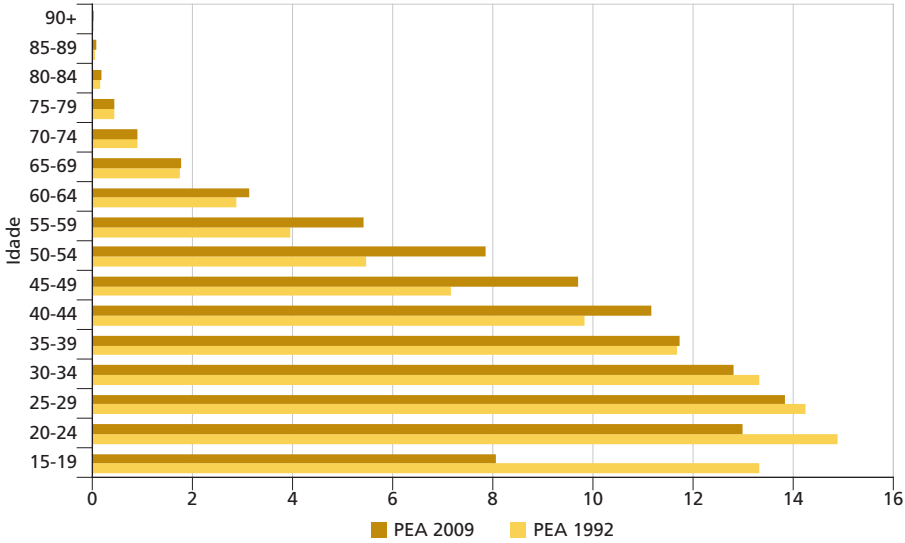
O gráfico 5 também mostra que as taxas de dependência econômica entre os idosos estão aumentando, sejam eles classificados como aqueles com mais de 65 anos (classificação internacional), seja com mais de 60 anos (classificação a partir do Estatuto do idoso). Para aqueles com 65 anos ou mais, a taxa de dependência econômica está em um patamar mais alto, e apresenta tendência de crescimento como àqueles com 60 anos ou mais, mas com uma tendência um pouco mais inclinada. Considerando aqueles com 65 anos ou mais, havia, em 1999, três idosos não ocupados para cada idoso ocupado. O patamar das taxas de dependência econômica dos idosos são maiores, pois eles deixam a ocupação pela aposentadoria. Embora as reformas da previdência de 1999 e 2003 tenham buscado adiar a aposentadoria, o efeito pode não ter sido mais que proporcional ao envelhecimento da população.[6]

A evolução da distribuição entre faixas etárias da população economicamente ativa, para permitir uma comparação com o gráfico 1, que traz a distribuição da população como um todo (ativa e inativa) entre faixas etárias da população de 15 anos ou mais, auxilia na compreensão das diferentes tendências de taxa de dependência demográfica e taxa de dependência econômica de adultos e jovens e de idosos. Inicialmente, é possível ver que enquanto o maior grupo etário da PEA em 1992 era da faixa de 20 a 24 anos, em 2009 o maior grupo etário passa a ser da faixa de 25 a 29 anos, com uma redução de quase 2 pontos percentuais (p.p.) da participação do grupo etário de 20 a 24 anos.

GRÁFICO 6

Brasil: proporção de pessoas ativas (ocupadas ou procurando ocupação) em cada faixa etária na população com 15 anos ou mais (1992 e 2009)

(Em %)



Fonte: Microdados da Pnad/IBGE.
Elaboração dos autores.

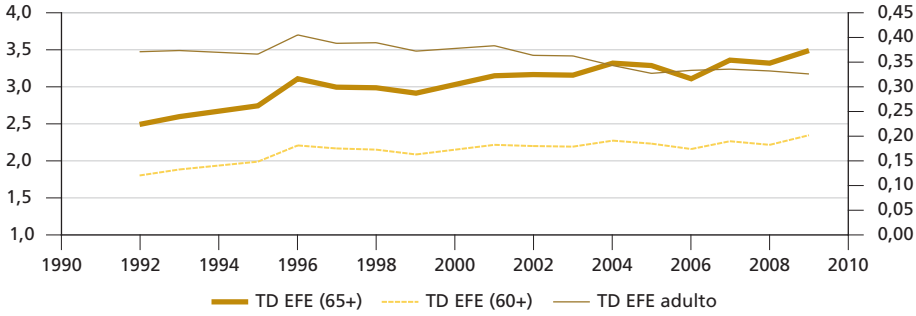
6. Ver evidência nessa direção em Soares (2010).

O contraste do gráfico 1 com o gráfico 6 é marcante. Enquanto as gerações mais novas apresentam tamanho relativamente constante (gráfico 1), a participação destas gerações é relativamente menor (gráfico 6). Ao mesmo tempo, comparando os gráficos 1 e 6, para as gerações mais velhas, vê-se que enquanto estas estão aumentando seu tamanho, sua parcela na PEA está constante a partir dos 65 anos, e aumentando na faixa de 60 a 64 anos. Mais uma vez, há efeitos possivelmente contraditórios em ação, de aumento relativo das faixas mais velhas e de mudanças nas taxas de participação dentro de cada faixa etária, que serão estudados em mais detalhe a seguir, após a síntese deste gráfico nas taxas de dependência efetiva.

Por fim, uma visão mais próxima do mercado de trabalho da dependência econômica é dada pela taxa de dependência efetiva, que considera a população inativa (não ocupada e sem procura por ocupação) em relação à população ativa (ocupada ou procurando por ocupação).

Enquanto o gráfico 6 mostrou a parcela relativa de cada grupo de idade na população economicamente ativa, as taxas de dependência sintetizam as tendências das parcelas de cada grupo de idade, em relação a outros grupos de idade. Vê-se, no gráfico 7, que as tendências são similares entre taxas de dependência econômica e taxas de dependência efetiva. O comportamento das taxas de desemprego não reverte as tendências verificadas.[7]

GRÁFICO 7
Brasil: taxas de dependência efetiva para população de 15 anos ou mais e para idosos (1992-2009)
(Em razão)

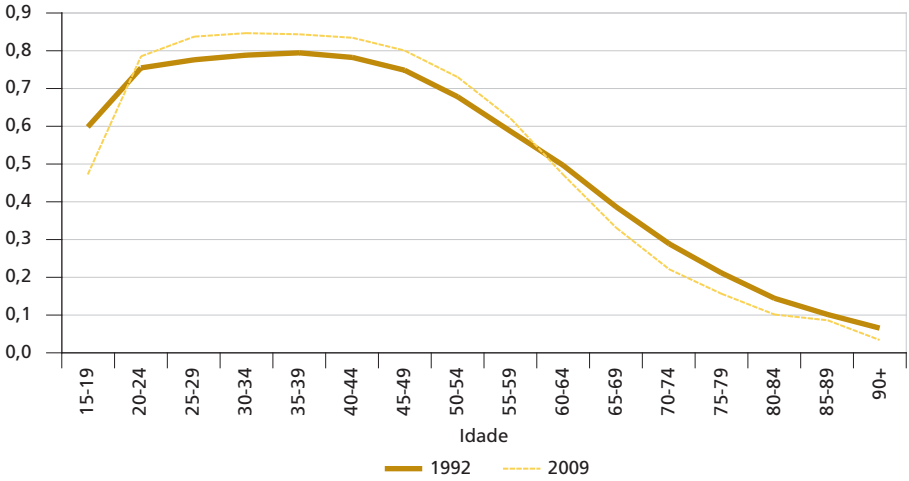


Fonte: Microdados da Pnad/IBGE.
Elaboração dos autores.
Obs.: Eixo vertical esquerdo: TD EFE (65+) = (população com mais de 65 anos inativa) / (população com mais de 65 anos ativa); TD EFE (60+) = (população com mais de 60 anos inativa) / (população com mais de 60 anos ativa); e eixo vertical direito: TD ECON (15+) = (população com mais de 15 anos inativa) / (população com mais de 15 anos ativa).

7. Considere a repartição da população em pessoas ocupadas (E), desempregadas (U) e inativas (F). As não ocupadas são, seguindo a convenção, as desempregadas e as inativas (U+F); e a PEA são as ocupadas e as desocupadas (E+U). Desta forma, é possível ver que a taxa de dependência econômica = (F+U)/E, e a taxa de dependência efetiva = F/(E+U) = (1-pea)/pea. Assim, é possível escrever que a taxa de dependência efetiva = taxa dep. econômica *(1-taxa de desemprego) – (taxa de desemprego), onde a taxa de desemprego = U/(E+U).

O aumento das taxas de dependência efetiva e demográfica mostra uma queda na participação no mercado de trabalho dos idosos ao longo do tempo. O gráfico 8 apresenta a participação em cada grupo quinquenal de idade, nos anos extremos da amostra (os anos intermediários refletem, em grande parte, uma mudança de tendência). Vê-se que as taxas de participação aumentam para as pessoas entre 20 e 59 anos durante as décadas de 1990 e 2000, e caem para as pessoas mais velhas. Este gráfico 9 explica o comportamento das tendências das taxas dos gráficos 7 e 8. Enquanto a taxa de participação aumenta cerca de 3 a 5 p.p. para os adultos, a queda de participação para os de idade entre 70 e 74 anos chega a 5 p.p. A mudança de participação entre 1992 e 2009 passa de positiva para negativa a partir do grupo com idade entre 60 e 64 anos.

GRÁFICO 8
Brasil: taxas de participação por grupo de idade (1992 e 2009)
(Em %)



Fonte: Microdados da Pnad/IBGE.
Elaboração dos autores.
Obs.: Taxa de participação no grupo de idade = (população ocupada ou buscando ocupação no grupo de idade) / (população no grupo de idade).

As tabelas 1 a 4 apresentam valores detalhados, levando em consideração a proporção de pessoas em cada grupo de idade dos gráficos 1 a 6. A tabela 5 traz a decomposição das variações das taxas de participação entre comportamento intragrupos de idade e entre grupos de idade (equação 4). Vê-se que, enquanto aumentou a proporção de idosos na população, suas variações são negativas e fica fácil observar que não foi uma questão de composição o aumento das taxas de dependência. Ou seja, mais do que o envelhecimento da população, as taxas de dependência efetiva aumentaram, pela queda de participação, em todas as faixas etárias de pessoas idosas.

Os resultados da decomposição (4) apresentados na tabela 5 indicam que a redução da taxa de participação idosa e o aumento da taxa de participação das pessoas adultas foram devido a mudanças na taxa de participação em cada faixa etária, e não devido a mudanças demográficas que alteraram a composição etária da população, isto é, mais peso a faixas etárias com menor taxa de participação (no caso dos muito idosos) e faixas com maior participação (os adultos com idade até 50 anos).

TABELA 1
Taxas de participação por faixa etária
(Em %)

Total PEA	Ano	Idade de 15 a 19 anos	Idade de 20 a 24 anos	Idade de 25 a 29 anos	Idade de 30 a 34 anos	Idade de 35 a 39 anos	Idade de 40 a 44 anos	Idade de 45 a 49 anos	Idade de 50 a 54 anos	Idade de 55 a 59 anos	Idade de 60 a 64 anos	Idade de 65 a 69 anos	Idade de 70 a 74 anos	Idade de 75 a 79 anos	Idade de 80 a 84 anos	Idade de 85 a 89 anos	Idade superior a 90 anos
68,4	1992	59,8	75,6	77,7	78,9	79,5	78,4	74,8	67,8	58,7	49,8	38,7	28,8	21,1	14,3	10,2	6,5
68,6	2009	47,4	78,4	83,7	84,7	84,4	83,4	80,0	73,1	61,9	47,1	33,2	22,2	15,5	10,0	8,7	3,3
0,2	*1992--2009*	*-12,4*	*2,8*	*6,0*	*5,8*	*4,9*	*5,0*	*5,2*	*5,3*	*3,2*	*-2,7*	*-5,5*	*-6,6*	*-5,6*	*-4,2*	*-1,5*	*-3,2*

Fonte: Microdados da Pnad/IBGE.
Elaboração dos autores.

TABELA 2
Distribuição da população por faixa etária
(Em %)

Ano	Idade de 15 a 19 anos	Idade de 20 a 24 anos	Idade de 25 a 29 anos	Idade de 30 a 34 anos	Idade de 35 a 39 anos	Idade de 40 a 44 anos	Idade de 45 a 49 anos	Idade de 50 a 54 anos	Idade de 55 a 59 anos	Idade de 60 a 64 anos	Idade de 65 a 69 anos	Idade de 70 a 74 anos	Idade de 75 a 79 anos	Idade de 80 a 84 anos	Idade de 85 a 89 anos	Idade superior a 90 anos
1992	15,3	13,5	12,5	11,5	10,1	8,6	6,6	5,5	4,6	4,0	3,1	2,1	1,4	0,8	0,4	0,2
2009	11,6	11,3	11,3	10,4	9,5	9,2	8,3	7,3	6,0	4,6	3,7	2,8	1,9	1,2	0,6	0,3
1992--2009	*-3,6*	*-2,1*	*-1,2*	*-1,2*	*-0,5*	*0,6*	*1,8*	*1,8*	*1,4*	*0,6*	*0,6*	*0,6*	*0,5*	*0,4*	*0,2*	*0,1*

Fonte: Microdados da Pnad/IBGE.
Elaboração dos autores.

TABELA 3
Taxas de participação por grandes grupos (adultos, idosos) e faixa etária
(Em %)

Taxa participação adultos	Ano	Idade de 15 a 19 anos	Idade de 20 a 24 anos	Idade de 25 a 29 anos	Idade de 30 a 34 anos	Idade de 35 a 39 anos	Idade de 40 a 44 anos	Idade de 45 a 49 anos	Idade de 50 a 54 anos	Idade de 55 a 59 anos	Idade de 60 a 64 anos	Taxa participação idosos	Idade de 65 a 69 anos	Idade de 70 a 74 anos	Idade de 75 a 79 anos	Idade de 80 a 84 anos	Idade de 85 a 89 anos	Idade superior a 90 anos
71,9	1992	59,8	75,6	77,7	78,9	79,5	78,4	74,8	67,8	58,7	49,8	28,62	38,7	28,8	21,1	14,3	10,2	6,5
73,9	2009	47,4	78,4	83,7	84,7	84,4	83,4	80,0	73,1	61,9	47,1	22,24	33,2	22,2	15,5	10,0	8,7	3,3
2,0	*1992--2009*	*-12,4*	*2,8*	*6,0*	*5,8*	*4,9*	*5,0*	*5,2*	*5,3*	*3,2*	*-2,7*	*-6,4*	*-5,5*	*-6,6*	*-5,6*	*-4,2*	*-1,5*	*-3,2*

Fonte: Microdados da Pnad/IBGE.
Elaboração dos autores.

TABELA 4
Distribuição da população por grandes grupos (adultos, idosos) e faixa etária
(Em %)

Ano	Idade de 15 a 19 anos	Idade de 20 a 24 anos	Idade de 25 a 29 anos	Idade de 30 a 34 anos	Idade de 35 a 39 anos	Idade de 40 a 44 anos	Idade de 45 a 49 anos	Idade de 50 a 54 anos	Idade de 55 a 59 anos	Idade de 60 a 64 anos	Idade de 65 a 69 anos	Idade de 70 a 74 anos	Idade de 75 a 79 anos	Idade de 80 a 84 anos	Idade de 85 a 89 anos	Idade superior a 90 anos
1992	16,6	14,6	13,6	12,5	10,9	9,3	7,1	6,0	5,0	4,3	39,2	26,8	17,8	9,8	4,5	1,9
2009	13,0	12,7	12,6	11,6	10,6	10,2	9,3	8,2	6,7	5,1	35,4	26,7	18,2	11,5	5,5	2,6
1992--2009	*-3,6*	*-2,0*	*-1,0*	*-1,0*	*-0,3*	*0,9*	*2,2*	*2,2*	*1,7*	*0,8*	*-3,7*	*-0,1*	*0,5*	*1,7*	*1,0*	*0,6*

Fonte: Microdados da Pnad/IBGE.
Elaboração dos autores.

TABELA 5
Decomposição da taxa de participação de adultos e idosos
(Em %)

5A – Taxa PEA adulta

Total	Intragrupos	Entregrupos
2,0	2,2	-0,2

5B – Taxa PEA idosa

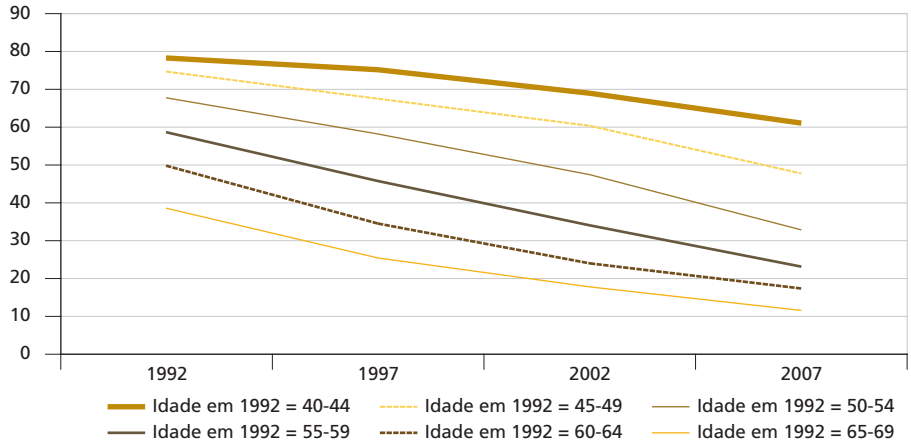
Total	Intragrupos	Entregrupos
-6,4	-5,4	-1,0

Fonte: Microdados da Pnad/IBGE.
Elaboração dos autores.

O grande limitador da análise acima, particularmente o retrato do gráfico 8, é confundir-se os efeitos idade com os efeitos coorte. Os idosos de 2009 são os adultos de 1992, ou seja, são gerações diferentes. Se tomar-se uma faixa etária que participava menos no mercado de trabalho em 1992 em relação a 2009, por exemplo, de 45 a 49 anos em 1992, ela estará em 2009 na faixa etária de 62 a 66 anos. A participação em 2009 está menor do que em 1992, o que parece não ser surpresa, pois replicaram, em 2009, a baixa participação relativa de 1992. Para minimizar este efeito coorte, ou seja, destacar do efeito idade ao longo do tempo aquele efeito devido a diferentes gerações envelhecendo ao longo do tempo, apresenta-se uma análise baseada em coortes.

O gráfico 9 mostra as taxas de participação por coortes selecionadas. As linhas mostram as taxas de participação das diferentes gerações ao longo do tempo. Note que as coortes são definidas a partir da idade em 1992. Definindo as coortes deste jeito, tem-se a oportunidade de, olhando horizontalmente e passando pelas linhas, ver as taxas de participação na mesma faixa etária.

GRÁFICO 9
Brasil: taxas de participação por coortes selecionadas (1992-2007)
(Em %)



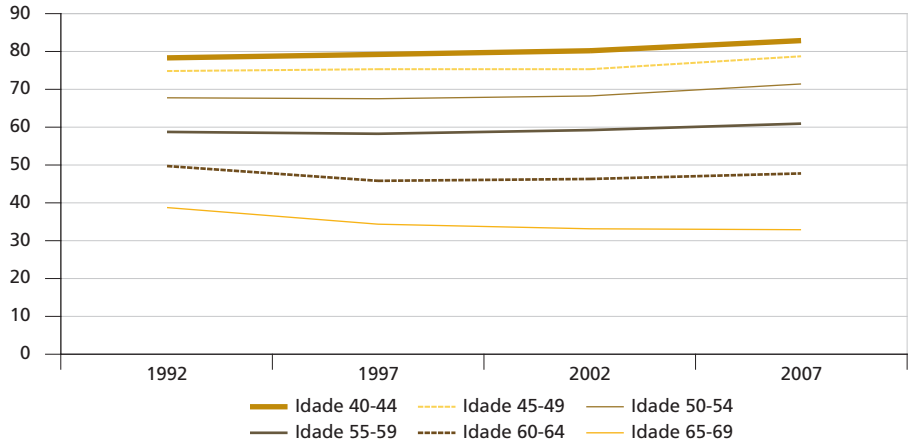
Fonte: Microdados da Pnad/IBGE.
Elaboração dos autores.
Obs.: Taxa de participação no grupo de idade = (população ocupada ou buscando ocupação no grupo de idade) / (população no grupo de idade).

Considere a segunda coorte de baixo para cima (60 a 64 anos em 1992). Em 1997, a taxa de participação de pessoas da mesma idade é menor. Seguindo a linha vê-se a queda na participação deste grupo de pessoas pelo seu envelhecimento. Se, em 1992, a coorte de 60 a 64 anos tinha uma taxa de participação de 50%, este valor cai para 35% em 1997. Dito de outra forma, a taxa de participação dos idosos de 64 a 69 anos, em 1997, era de 35%. Acompanhando as linhas, vê-se o efeito da idade sobre a taxa de participação das gerações.

Mas, se for considerada a terceira coorte, de baixo para cima (55 a 59 anos em 1992), em 1997 vê-se a taxa de participação de pessoas da mesma idade é *maior*. Há uma mudança. Enquanto ao envelhecerem sua participação cai de 58% para 46%, a próxima geração tem uma participação maior do que esta geração tinha com a mesma idade. Isto é, se as pessoas de 59 a 55 anos tinham taxa de participação de 58% em 1992, a participação na mesma faixa etária em 1997 é *maior*.

Essas conclusões surgem de modo mais claro ao se empregar as informações do gráfico 9 e acompanhar as faixas etárias no gráfico 10. Agora as linhas indicam um grupo de idade fixo, ao longo do tempo, ou seja, em cada linha, quando se anda para direita têm-se pessoas diferentes. A grande diferença entre coortes parece ser a partir da terceira linha, de baixo para cima (pessoas de 55 a 59 anos em cada ano).

GRÁFICO 10
Brasil: taxas de participação por coortes selecionadas (1992-2007)
(Em %)



Fonte: Microdados da Pnad/IBGE.
Elaboração dos autores.
Obs.: Taxa de participação no grupo de idade = (população ocupada ou buscando ocupação no grupo de idade) / (população no grupo de idade).

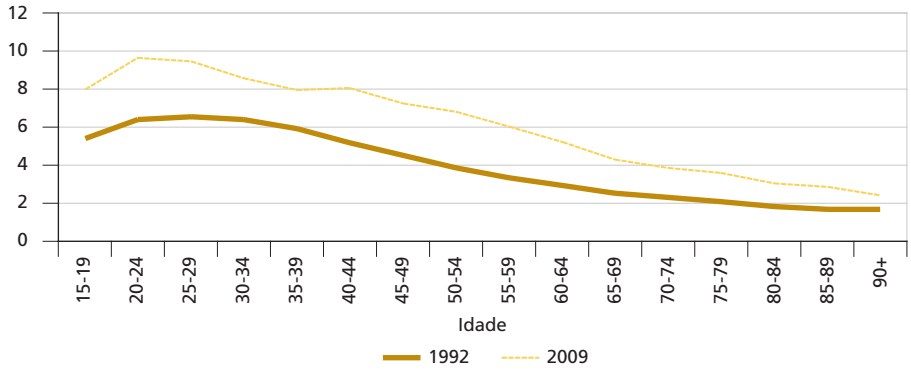
Os resultados no final desta seção indicam que, embora ao longo do tempo as taxas de participação estejam caindo, as gerações mais novas estão com taxas de participação mais altas, o que destaca, de modo convincente, o papel dos efeitos coorte. Estes efeitos serão estudados em detalhe ao longo da janela de investigação de 1992 a 2009. Antes de passar para a próxima seção se explorará o comportamento da qualificação e dos rendimentos ao longo do tempo em análise análoga à participação, que foi visto nos gráficos 9 e 10.

O gráfico 11 abaixo mostra o significativo aumento da média de anos de estudo da população brasileira. Enquanto que a escolaridade média em 1992 dos jovens adultos de 25 a 29 anos era de 6.53 anos, em 2009 chegou a 9.45 anos. Mesmo acompanhando as gerações ao longo do tempo, vemos um aumento da escolaridade. Por exemplo, em 2009 este grupo de 25 a 29 anos estava na faixa de 40 a 44 anos com uma escolaridade de 8.07 anos. Em 2007, pessoas com 40 a 44 anos (que tinham de 25 a 29 anos em 1992) tiveram uma escolaridade média de 7.42 anos de estudo. As gerações mais velhas, em geral não retornam aos bancos escolares, visto que a geração de 50 a 54 anos em 1992 que possuía 3,87 anos de estudo em média, quando na faixa de 65 a 69 anos, em 2007, esta média aumentou para 4.06 anos apenas.[8] Em síntese, vemos que as gerações mais

8. Esse aumento pode ser apenas por questões de seleção de amostra, visto que, em geral, pessoas com menos escolaridade possuem menos expectativa de vida. Assim, os sobreviventes da geração que, em 1992, tinham entre 50 e 54 anos, provavelmente possuíam mais escolaridade do que os que não chegaram a 2007.

novas estão chegando com maior escolaridade e, nas últimas décadas, mantiveram aumentos de capital humano mesmo em idades acima de 25 anos, quando muitos já concluem o ensino superior, se não tiveram atrasos.

GRÁFICO 11
Escolaridade média por faixa etária (1992 e 2009)
(Em anos de estudos)



Fonte: Microdados da Pnad/IBGE.
Elaboração dos autores.

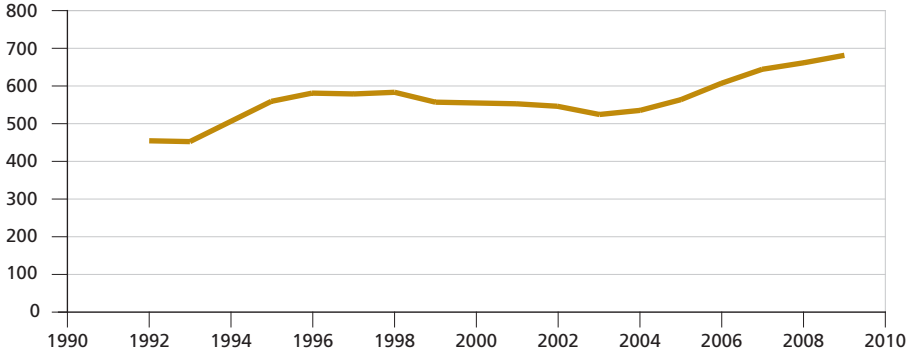
Por fim, pode-se observar as tendências de rendimentos ao longo do tempo. Em relação aos rendimentos médios reais, eles são muito influenciados pelo ciclo econômico (particularmente por períodos de aceleração da inflação, como em 2002 e 2003). Após o crescimento real significativo entre 1992 e 1996 e uma queda entre 1999 e 2003, vê-se o forte e sustentado crescimento dos rendimentos de 2004 em diante, acompanhando o crescimento do produto interno bruto (PIB), mesmo com a crise mundial de 2008-2009.

Dentro de faixas etárias o ciclo econômico agregado é acompanhado, com um comportamento específico para os rendimentos daqueles com mais de 50 anos que trabalham. Vê-se que, ao longo da década de 2000, os rendimentos dos que se mantiveram ligados ao mercado de trabalho, apesar de terem idade potencial para aposentadoria, crescem de modo significativo, com aumentos muito maiores em termos percentuais e absolutos em relação à média e aos não idosos. Por exemplo, enquanto os rendimentos na faixa das pessoas com 35 a 39 anos aumentaram de R$ 655,22, em 2001, para R$ 748,42, em 2009, na faixa etária entre 55 e 59 anos os salários aumentaram de R$ 571,90, em 2001, para R$ 741,71, em 2009.

Esse maior crescimento foi observado ao longo da década e pode ter sido devido a duas grandes forças. Primeiro, pelas regras de aposentadoria, em que os menos produtivos foram incentivados a se retirarem do mercado de trabalho pelas mudanças das regras de aposentadoria no setor privado, em 1999, e no

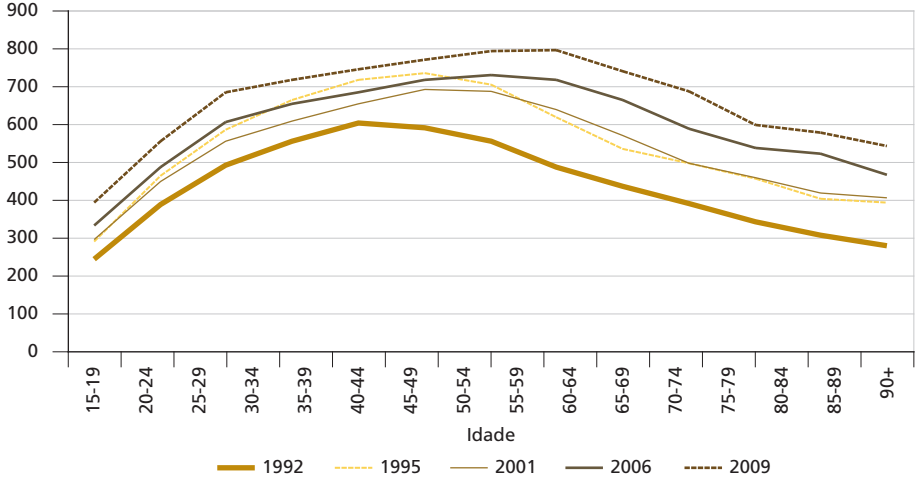
setor público, em 2003. O único trabalho que explora o assunto (Soares, 2010) não indica que houve uma mudança na seleção do mercado. Isto é, certamente um tema de pesquisa que merece maior dedicação.

GRÁFICO 12
Brasil: rendimento do trabalho médio padronizado (1992-2009)
(Em R$ de 2009)



Fonte: Microdados da Pnad/IBGE.
Elaboração dos autores.
Obs.: Média geométrica do rendimento-hora do trabalho principal padronizado para uma jornada semanal de quarenta horas dos ocupados.

GRÁFICO 13
Brasil: rendimento do trabalho médio padronizado, por faixa etária – anos selecionados (1992-2009)
(Em R$ de 2009)



Fonte: Microdados da Pnad/IBGE.
Elaboração dos autores.
Obs.: Média geométrica do rendimento-hora do trabalho principal padronizado para uma jornada semanal de quarenta horas dos ocupados, aparados pelos maiores e pelos menores rendimentos.

Neste artigo defende-se outra explicação. O aumento de rendimento, particularmente dos mais novos, é devido à maturação de gerações com mais qualificação (particularmente a geração que estava na universidade durante os anos 1970 e início dos 1980, com a expansão universitária). Este é um efeito coorte importante. Caso se compare a curva de rendimentos de 1995 e a desloque duas faixas etárias para a direita, se encontrará os picos da linha de 2006. Esta coincidência de picos é esperada, caso se considere o efeito coorte como relevante. O mesmo padrão de curvas de rendimentos ocorre com os rendimentos em 1995, da faixa etária entre 40 e 54 anos. Ao se deslocar duas faixas etárias para a direita (dez anos depois) se encontrará um valor muito similar na linha de 2006, reforçando a importância do efeito coorte para a compreensão dos rendimentos ao longo do tempo.

4 ESTIMATIVAS DOS EFEITOS IDADE, PERÍODO E COORTE PARA QUALIFICAÇÃO, OCUPAÇÃO E RENDIMENTOS

Esta seção apresenta graficamente os principais resultados obtidos com uma análise condicional dos efeitos coorte, por meio de análise de regressão. As tabelas com os coeficientes estimados para os diversos modelos estão disponíveis com os autores. Inicialmente, vê-se os resultados gerados dos efeitos idade, ano e coorte sobre a educação (anos de estudo) e ocupação. Em seguida, a partir de uma equação de salários, são descritos os resultados das estimações dos efeitos idade, ano e coorte sobre salários.

Os dados são da Pnad de 1993 a 2009. Para garantir células de idade-período-coorte de tamanho razoável (na casa de centenas de observações), a análise agrega as idades e coortes. Assim, a idade de 25 anos para a pesquisa de 1995 engloba os nascidos em 1970 e 1971, ou seja, com 25 e 26 anos. Diante da ausência da Pnad em 2000 e 2010 devido ao censo demográfico, se realizará a análise a cada dois anos, de 1993 a 2009. As fortes mudanças nas definições relacionadas ao mercado de trabalho da Pnad a partir da década de 1990 criam dificuldades significativas para estender a análise para a década de 1980. Utilizou-se informações para os homens, para que o aumento da taxa de participação feminina ao longo do tempo não influencie os resultados. Estimativas complementares disponíveis com os autores mostram que os formatos dos gráficos para as mulheres não mudam de modo significativo.

4.1 Os efeitos idade, coorte e ano sobre a escolaridade e a ocupação no mercado de trabalho no Brasil

Antes de apresentar os resultados para a equação de salários, vale lembrar que neste artigo interessa-se pelos efeitos do envelhecimento da população sobre o crescimento, focando na evolução da produtividade dos trabalhadores ao longo do tempo. Como a produtividade está associada aos anos de estudo e

o crescimento depende do nível de emprego na economia (ocupado como assalariado, conta-própria ou empregador no mercado de trabalho), inicia-se olhando o comportamento dos efeitos idade e coorte sobre a escolaridade e sobre a ocupação. Para tanto, será utilizado o modelo básico de Deaton e Paxson (1994), descrito na seção 2.3 acima, ou seja:

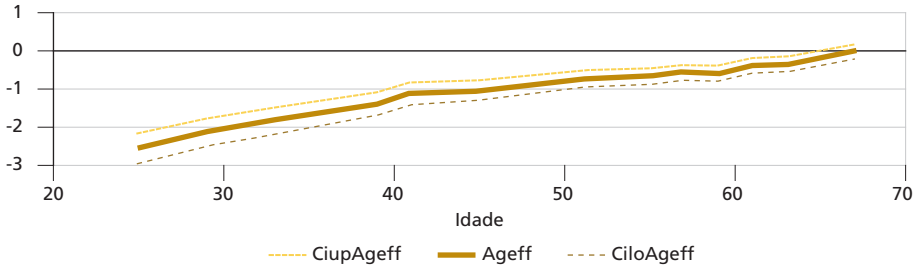
$$y_{it} = \beta_0 + P_{it}^{*}\delta + I_{it}u + D_{it}\gamma + Z_{it}\xi + u_{it}, \qquad (6)$$

em que y_{it} representa os anos de estudo ou a variável indicadora de ocupação da pessoa i no ano t, e as outras variáveis são definidas como na equação (6), com a exclusão da variável experiência do conjunto Z, empregada apenas em equações mincerianas (equações de rendimentos com escolaridade como explicativa).

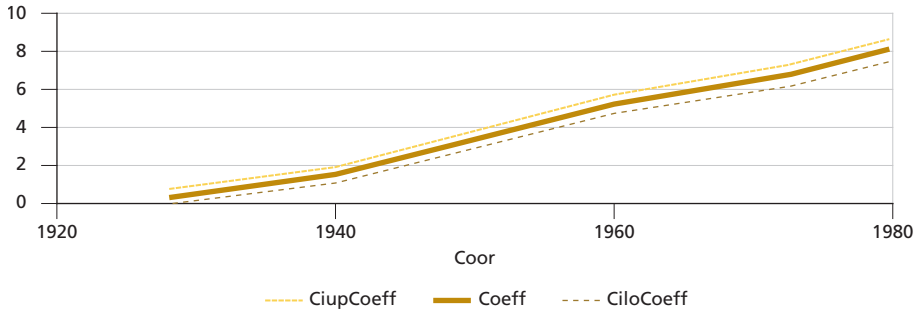
O efeito idade sobre a escolaridade (anos de estudo) é crescente com a faixa etária, como mostra o gráfico 14A, indicando que o número médio de anos de estudo cresce até dois anos para as pessoas com 50 anos em relação àquelas com 25 anos, sendo o efeito mais heterogêneo para idades avançadas.

O gráfico 14B reporta o efeito coorte sobre a escolaridade. As coortes mais novas apresentam maior número de anos de estudo em relação às coortes mais velhas, com efeitos significativos de até oito anos de estudo a mais do que as gerações nascidas em 1924. Trata-se de um importante resultado porque evidencia que há um significativo aumento da escolaridade em gerações mais novas. O efeito é crescente, até a geração nascida em 1980, e depois continua a crescer a taxas relativamente menores. Os resultados sugerem que as gerações mais novas estão chegando ao mercado de trabalho com um maior nível de escolaridade. Na literatura sobre o tema, esse resultado já havia sido documentado por Menezes-Filho (2001), ao mostrar que o perfil da escolaridade do brasileiro mudou ao longo do tempo.

GRÁFICO 14
Efeitos idade e coorte sobre escolaridade (em anos de estudo)
14A – Efeito idade sobre escolaridade



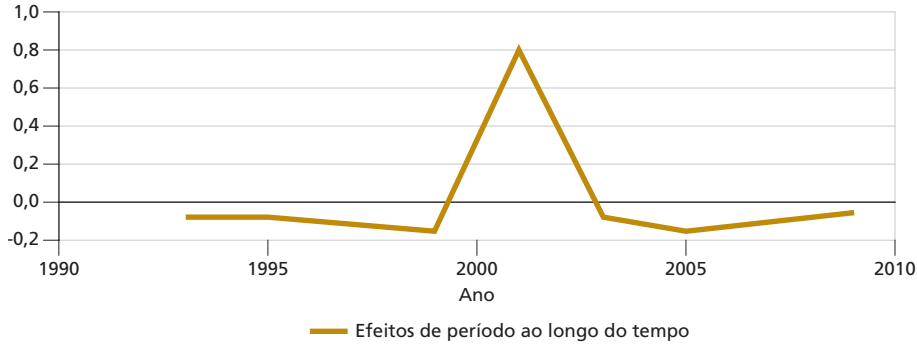
14B – Efeito coorte sobre escolaridade



Elaboração dos autores.
Obs.: As linhas cheias indicam os efeitos de idade ou coorte ao longo das escalas de idade e coortes de nascimento, obtidas a partir dos coeficientes estimados pela equação (6). As linhas tracejadas indicam os intervalos de confiança de 95% obtidos para as estimativas.

O gráfico 15 mostra o efeito período suposto, sem tendência histórica, sobre a educação. Os efeitos ano são gerados a partir das *dummies* de tempo com os ajustes descrito na equação (3). Embora salte aos olhos o efeito de 2001, período de grande aumento relativo sobre a escolaridade, descontados os efeitos de idade e coorte, vale notar que a escala da variável é bem pequena, não chegando a um ano de estudo em qualquer ano.

GRÁFICO 15
Efeito período sobre escolaridade (em anos de estudo)

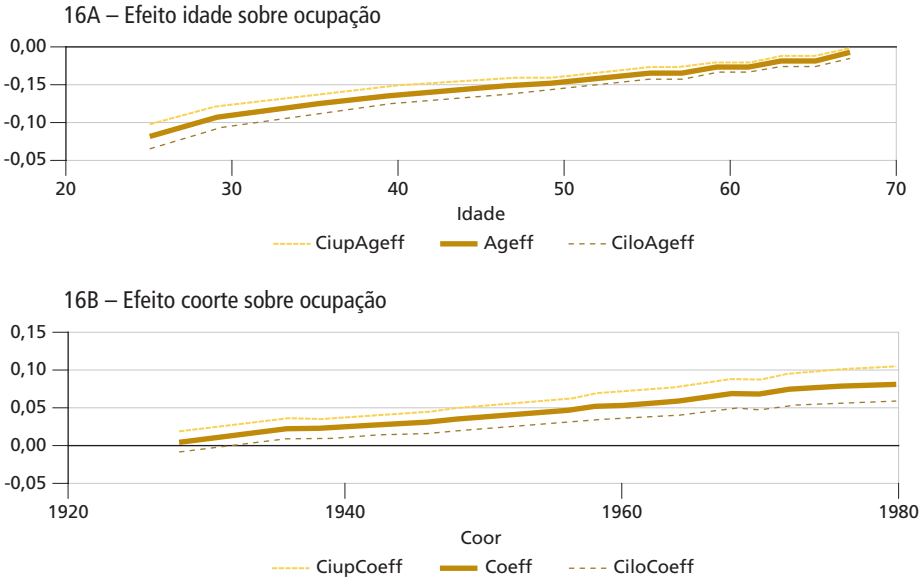


Elaboração dos autores.
Obs.: A linha cheia indica os efeitos de período ao longo do tempo, obtidos a partir dos coeficientes estimados pela equação (6).

Além da escolaridade, que determina a produtividade dos indivíduos e seus rendimentos, os salários médios da economia e as taxas de dependência econômica estão associados à taxa de participação. O gráfico 16 apresenta os efeitos idade e coorte sobre a proporção de indivíduos ocupados na população. De um modo geral, o gráfico 16A, que descreve o efeito idade, sugere que a participação aumenta mais rapidamente conforme faixa etária.

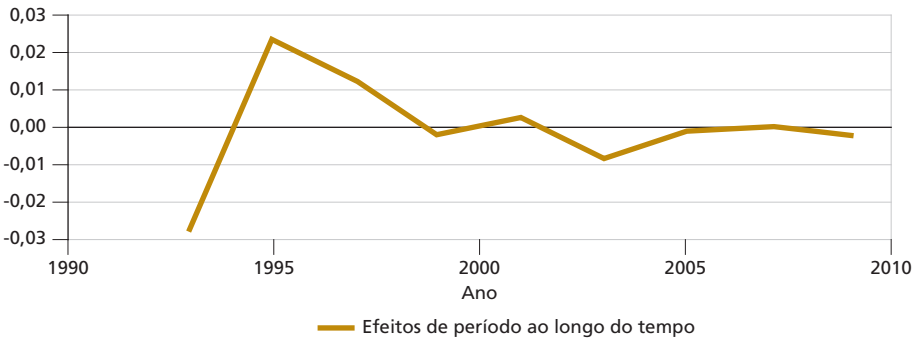
O efeito coorte, ou geração, sobre estar ocupado pode ser observado no gráfico 16B. Vê-se que este efeito é crescente, sugerindo que as gerações mais novas participam mais do mercado de trabalho. De certa forma, esse resultado já havia sido evidenciado na seção anterior, mantendo-se aqui, mesmo descontado o efeito idade e o efeito período.

GRÁFICO 16
Efeitos idade e coorte sobre ocupação



Elaboração dos autores.
Obs.: As linhas cheias indicam os efeitos de idade ou coorte ao longo das escalas de idade e coortes de nascimento, obtidas a partir dos coeficientes estimados na equação (6). As linhas tracejadas indicam os intervalos de confiança de 95% obtidos para as estimativas.

GRÁFICO 17
Efeito período sobre ocupação



Elaboração dos autores.
Obs.: A linha cheia indica os efeitos de período ao longo do tempo, obtidos a partir dos coeficientes estimados na equação (6).

Quantos aos efeitos cíclicos, conjunturais, estes são de magnitude bem menor do que os efeitos idade e coorte, mais uma vez, tornando-se efetivamente desprezíveis (bem menos de 1 p.p.) a partir de 1998. Os efeitos cíclicos de 1993 a 1999 podem estar associados ao ambiente macroeconômico pós-implementação do Plano Real e anterior à flexibilização do câmbio.

Antes de passar para as estimativas dos efeitos idade-período-coorte nos rendimentos, os resultados apresentados aqui permitem fazer algumas observações. Observou-se que as gerações mais novas são mais escolarizadas, com grande efeito coorte sobre a educação. O efeito idade é positivo, o que sugere que o envelhecimento da população estará associado a um acréscimo no número de anos de estudo médio. As gerações mais novas estão com taxas de participação significativamente maiores em relação às mais velhas e o efeito idade aparece mais forte e evidente nas taxas de participação do que na escolaridade. Em termos gerais, surpreende a quase perfeita linearidade dos efeitos idade e coorte tanto em escolaridade quanto em ocupação.

4.2 Os efeitos idade, coorte e ano sobre rendimentos no Brasil

Nesta subseção apresenta-se os resultados para a equação de rendimentos aumentada por *dummies* de idade, coorte e ano (período). O procedimento adotado para gerar as estimativas e os gráficos foi iniciar, com a estimação de um modelo mais simples, onde os efeitos idade-período-coorte para rendimentos são apenas condicionais a algumas características das pessoas (região, variável indicadora de pessoa autodeclarada branca), passando a modelos mais complexos, como a inclusão da própria escolaridade, em um modelo minceriano, de uma medida de experiência e da interação entre escolaridade e coorte.

Dessa forma iniciou-se, assim como na seção anterior, a análise a partir de uma aplicação direta da decomposição em idade-período-coorte sobre os salários (incluindo como controles apenas as características demográficas como cor e distribuição regional dos trabalhadores):

$$lnW_{it} = \beta_0 + P_{it}^{*}\delta + I_{it}\mu + D_{it}\gamma + Z_{it}\xi + u_{it}. \qquad (7)$$

Aqui os efeitos idade, período e coorte sobre os rendimentos incorporam o efeito do nível de escolaridade, pois esta não é variável de controle no modelo.

Os efeitos idade e coorte para este modelo (7) estão nos gráficos 18A e 18B, respectivamente. Nota-se que esse efeito idade é positivo e crescente até 30 anos e, a partir dessa idade, passa a declinar de modo acelerado após os 40 anos. Mesmo condicional à coorte, a idade mantém um efeito em formato de U invertido sobre os rendimentos como em equações mincerianas usuais.

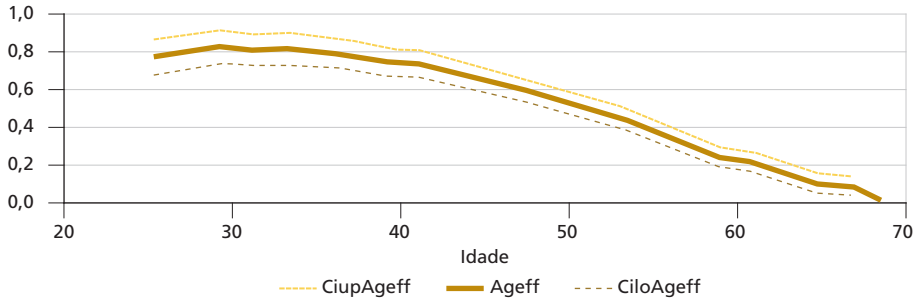
O efeito coorte sobre os salários pode ser visto no gráfico 18B. O comportamento desse efeito ao longo das coortes mostra dois segmentos. No primeiro, o efeito é quase constante, porém negativo numericamente, próximo do coorte de pessoas nascidas até 1950. Caso seja considerado o intervalo de confiança, vê-se que ele inclui o valor 0. Nesse sentido, estatisticamente esse efeito não é diferente de 0. No segundo segmento, para coortes posteriores a 1950, esse efeito passa a ser mais negativo e estatisticamente significativo, sugerindo que as coortes mais novas, mesmo descontando o efeito de sua pouca idade ao inserir-se no mercado de trabalho, estão com rendimentos médios mais baixos do que as gerações anteriores. Isto pode vir como uma surpresa, dada a maior escolaridade destas coortes, mas pode ser o efeito do aumento significativo da escolaridade média, reduzindo os retornos destes.

Já o efeito período é, também, como para a escolaridade e a ocupação, menor do que verificado para idade e coorte. Vê-se o maior efeito para o ano de 1993 e uma tendência de aumento a partir de 2003, ecoando a recuperação econômica após 2002.

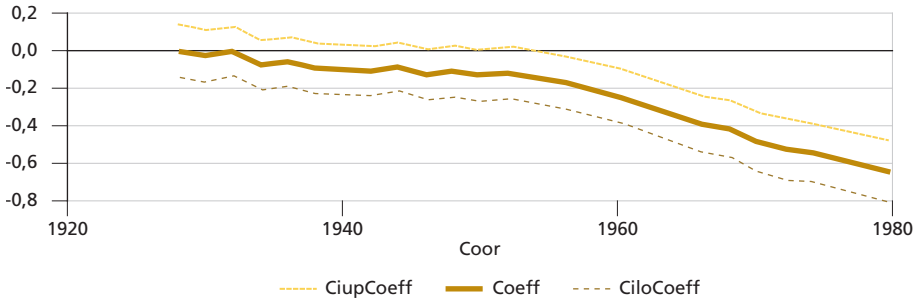
GRÁFICO 18

Efeito idade e coorte sobre salários: sem controle de escolaridade ou experiência

18A – Efeito idade sobre salários



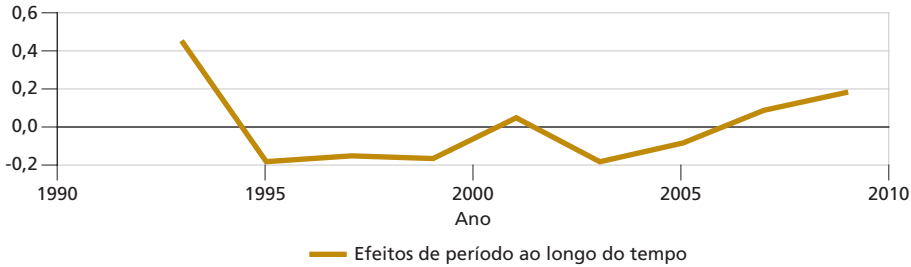
18B – Efeito coorte sobre salários



Elaboração dos autores.

Obs.: As linhas cheias indicam os efeitos de idade ou coorte ao longo das escalas de idade e coortes de nascimento, obtidas a partir dos coeficientes estimados para a equação (7). As linhas tracejadas indicam os intervalos de confiança de 95% obtidos para as estimativas.

GRÁFICO 19
Efeito ano sobre salários: sem controle de escolaridade ou experiência



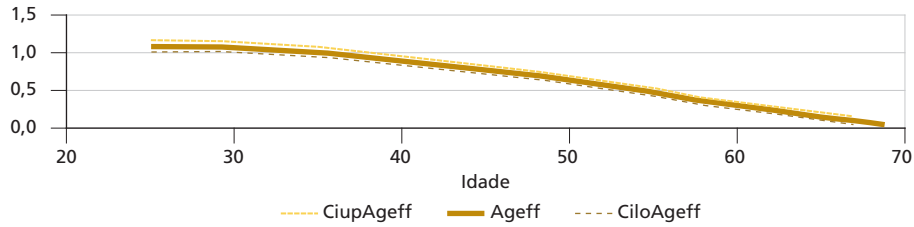
Elaboração dos autores.
Obs.: A linha cheia indica os efeitos de período ao longo do tempo, obtidos a partir dos coeficientes estimados para a equação (7).

Para tentar isolar o efeito do aumento de escolaridade das coortes mais novas, nos efeitos coortes dos rendimentos, repetiu-se o modelo (7) incluindo a escolaridade (S_{it}):

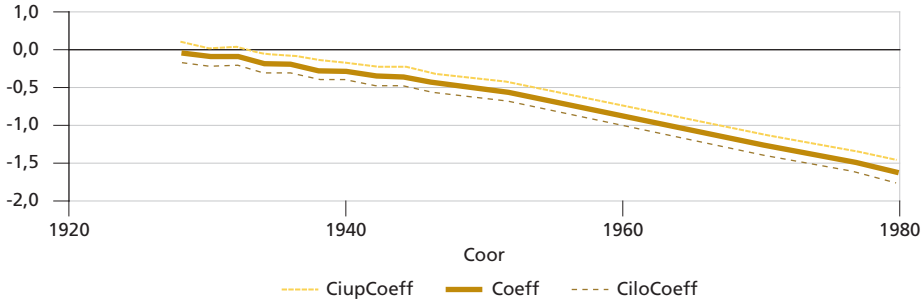
$$lnW_{it} = \beta_0 + \beta_0 S_{it} + P_{it}^{*}\delta + I_{it}\mu + D_{it}\gamma + Z_{it}\xi + u_{it}. \quad (8)$$

Comparando os gráficos 18 e 20, nota-se que controlar pela escolaridade não afeta o efeito idade em seu formato, apenas tornando-o mais marcante e mais preciso. O efeito idade passa a ser maior no início do intervalo de idades estudado (duplicando os salários daqueles entre 25 e 30 anos em relação aos de 69-70 anos). Já o efeito coorte passa a ser negativo em quase todas as gerações, agudizando o resultado de que as gerações mais novas estão, em qualquer nível de idade e para a mesma escolaridade, percebendo salários mais baixos. O efeito da escolaridade maior nas gerações mais novas faz o efeito coorte negativo ser menor e mais heterogêneo, como era de se esperar, diante do efeito positivo da escolaridade sobre os rendimentos.

GRÁFICO 20
Efeito idade e coorte sobre salários: sem interação coorte-escolaridade e sem experiência
20A – Efeito idade sobre salários

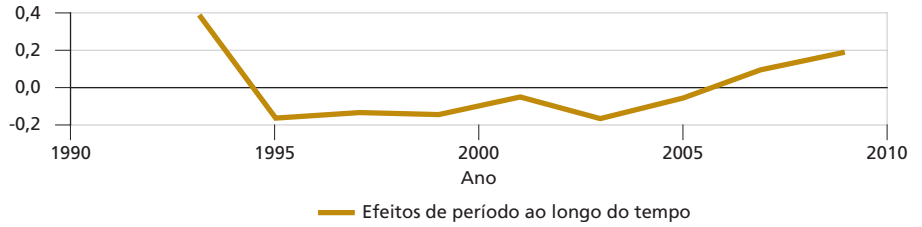


20B – Efeito coorte sobre salários



Elaboração dos autores.
Obs.: As linhas cheias indicam os efeitos de idade ou coorte ao longo das escalas de idade e coortes de nascimento, obtidas a partir dos coeficientes estimados para a equação (8). As linhas tracejadas indicam os intervalos de confiança de 95% obtidos para as estimativas.

GRÁFICO 21
Efeito ano sobre salários: sem interação coorte-escolaridade e sem experiência



Elaboração dos autores.
Obs.: A linha cheia indica os efeitos de período ao longo do tempo, obtidos a partir dos coeficientes estimados para a equação (8).

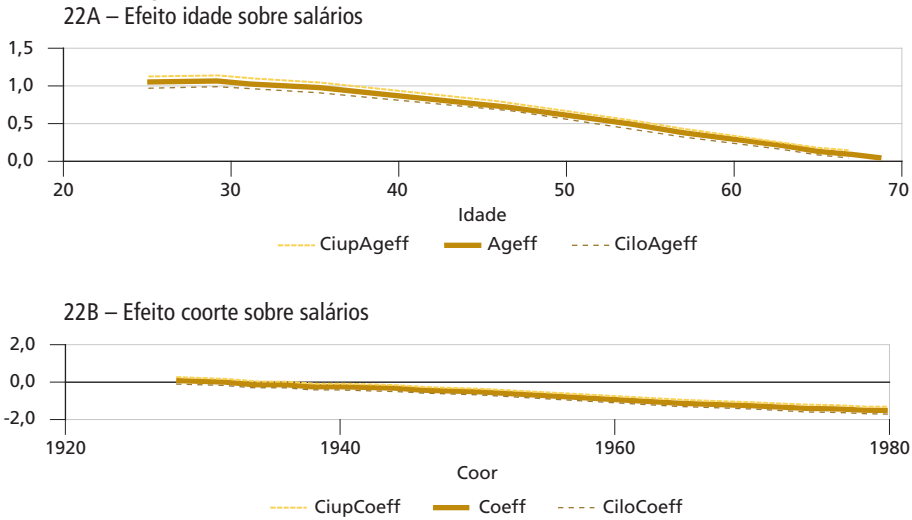
Tentando isolar o efeito coorte sobre os rendimentos do efeito dos retornos à escolaridade e da escolaridade em si, seguiu-se a sugestão de Boockmann e Steiner (2006) e explorou-se não só os efeitos de coorte, condicional à escolaridade, mas também os efeitos de coorte sobre os retornos à educação. O argumento é que diferentes gerações possuem escolaridades diferentes e a remuneração desta característica produtiva pode variar de acordo com o perfil de escolaridade e o tamanho da coorte, como sugerido inicialmente por Behrman e Birdsall (1988).

$$lnW_{it} = \beta_0 + \beta_1 S_{it} + \Sigma\eta_{kt} D_{ikt} S_i + P_{it}^{*}\delta + I_{it} + D_{it}\gamma + Z_{it}\xi + u_{it}. \qquad (9)$$

Os coeficientes dos efeitos coorte *(γ)* e idade *(μ)* aparecem no gráfico 22. Para os efeitos coorte vê-se uma figura muito similar ao gráfico 20, com um intervalo de confiança mais preciso, o que faz sentido, pois se está isolando parte do efeito coorte, excluídos os retornos à escolaridade *dentro da coorte*. Mas a mudança não é significativa do ponto de vista econômico para mudar a conclusão que coortes mais novas, em si, condicional às suas maiores escolaridades, estão com remuneração

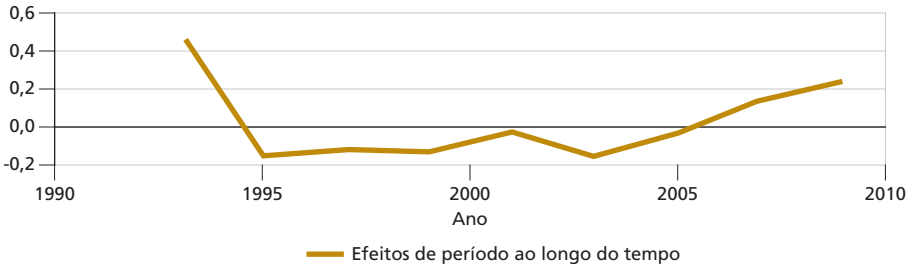
relativamente mais baixa do que as coortes mais velhas, em qualquer idade. Vale notar que o efeito período é muito similar entre os modelos (gráficos 19, 21 e 23).

GRÁFICO 22
Efeitos idade e coorte sobre salários, considerando a interação coorte-escolaridade e sem experiência



Elaboração dos autores.
Obs.: As linhas cheias indicam os efeitos de idade ou coorte ao longo das escalas de idade e coortes de nascimento, obtidas a partir dos coeficientes estimados para a equação (9). As linhas tracejadas indicam os intervalos de confiança de 95% obtidos para as estimativas.

GRÁFICO 23
Efeito ano sobre salários, considerando a interação coorte-escolaridade e sem experiência



Elaboração dos autores.
Obs.: A linha cheia indica os efeitos de período ao longo do tempo, obtidos a partir dos coeficientes estimados para a equação (9).

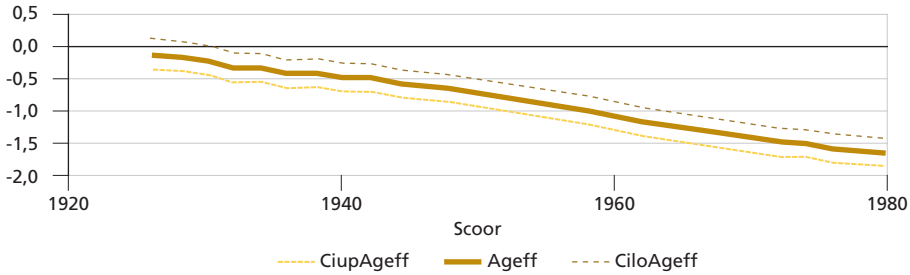
Tentando entender melhor o efeito coorte sobre os rendimentos, o gráfico 24 compara os efeitos coorte sobre os salários com efeitos coortes sobre retornos à escolaridade. O gráfico 24A dos efeitos coorte sobre os salários são comparáveis aos gráficos 20B e 22B. Iniciando pelo gráfico 24B, é possível ver que os efeitos

coorte sobre os retornos são muito imprecisos e quase sempre não significativos ao longo das coortes. Passam a ser significativos (estimados em -0,06) apenas para as coortes mais novas. A imprecisão ajuda a entender a irrelevância das mudanças dos retornos à escolaridade por coorte sobre os efeitos das coortes sobre os rendimentos e a similaridade dos gráficos 20B, 22B e 24A.

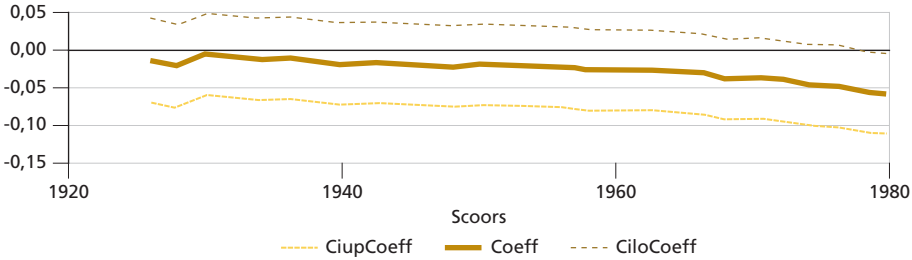
GRÁFICO 24

Efeito coorte sobre salários e efeitos coorte sobre os retornos à escolaridade

24A – Efeito coorte sobre salários



24B – Efeito coorte sobre salários: interação coorte-escolaridade



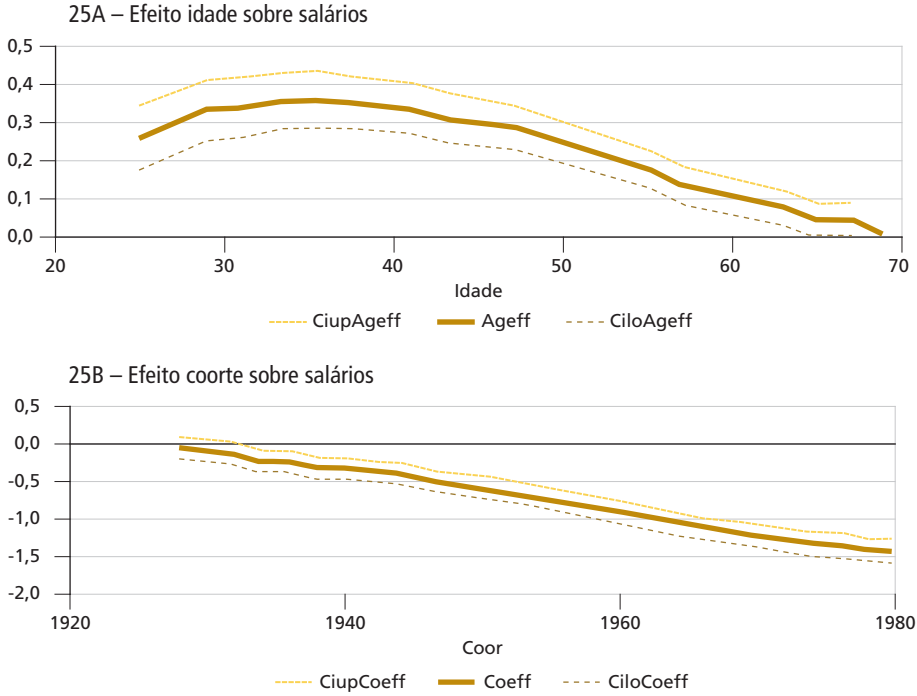
Elaboração dos autores.

Obs.: As linhas cheias indicam os efeitos coorte (coeficientes γ) e as mudanças dos retornos nos coortes (coeficientes η) ao longo das escalas de coortes de nascimento, obtidas a partir dos coeficientes estimados para a equação (9). As linhas tracejadas indicam os intervalos de confiança de 95% obtidos para as estimativas.

É importante notar a robustez do efeito coorte negativo sobre os rendimentos, que também foi verificado neste modelo, apesar de utilizar uma especificação econométrica bem mais flexível, fortalecendo esta evidência. Em outras palavras, têm-se um padrão em que os efeitos coorte sobre rendimentos são negativos para as gerações mais novas.

Para completar a análise, a título de robustez, estimou-se o modelo com flexibilidade na especificação de retornos e a hipótese identificadora de Deaton e Paxson, expandida para, no vetor Z, incluir também a variável experiência em forma quadrática (experiência e experiência ao quadrado). Esta variável experiência é medida como idade menos a idade em que o indivíduo começou a trabalhar. Ela não é colinear com a variável idade, pois diferentes indivíduos iniciam suas vidas no trabalho em datas diferentes.

GRÁFICO 25
Efeito idade e coorte sobre salários, considerando a escolaridade e a interação coorte-escolaridade

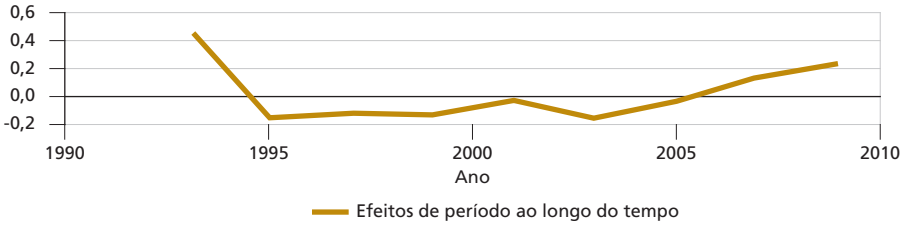


Elaboração dos autores.
Obs.: As linhas cheias indicam os efeitos de idade ou coorte ao longo das escalas de idade e coortes de nascimento, obtidas a partir dos coeficientes estimados pela equação (9). As linhas tracejadas indicam os intervalos de confiança de 95% obtidos para as estimativas.

Os resultados dessa equação de salários tradicional com a inclusão das *dummies* de idade, coorte e ano, além de uma variável para mensurar a interação entre coorte e escolaridade, pode ser visto no gráfico 25. O gráfico 25A mostra o efeito idade sobre salários. Observa-se que na medida em que a idade avança, esse efeito é menor sobre os salários a partir dos 40 anos, tendendo a zero quando se aproxima dos 70 anos. O efeito coorte pode ser visto no gráfico 25B. Mesmo com mais variáveis associadas à idade, os efeitos coortes são negativos e crescentes, em valor absoluto para as coortes mais novas, mantendo uma quase perfeita linearidade.

Em síntese, esses resultados mostram que a única mudança nesta especificação mais flexível é revelar um o efeito idade com formato quadrático, tendo efeitos positivos para os mais jovens e negativos para os mais velhos, não havendo mudanças na direção do efeito coorte.

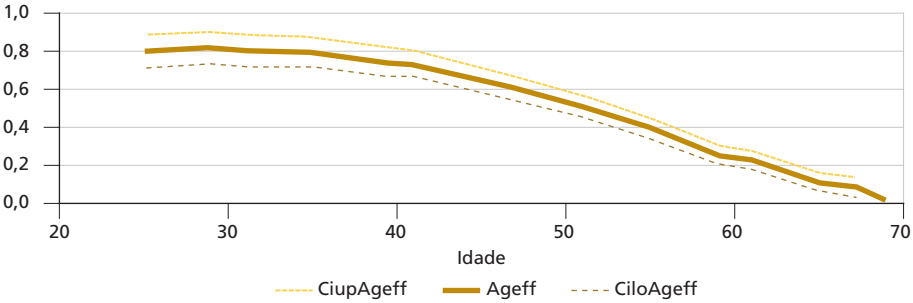
GRÁFICO 26
Efeito coorte sobre salários, considerando a escolaridade e a interação coorte-escolaridade



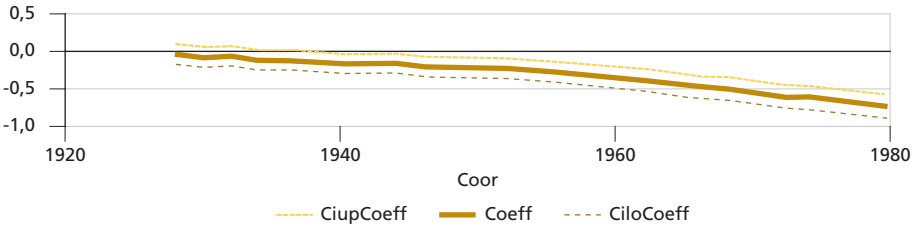
Elaboração dos autores.
Obs.: A linha cheia indica os efeitos de período ao longo do tempo, obtidos a partir dos coeficientes estimados na equação (9).

Uma última estimativa buscando avaliar a robustez dos efeitos foi realizada ao considerar apenas os universitários na decomposição idade-período-coorte, levando em consideração a matriz de variáveis de controle mais ampla. Como pode ser observado pelos gráficos 27 e 28, não houve mudanças significativas, exceto por uma maior imprecisão das estimativas do efeito coorte e talvez uma mudança da tendência linear a partir da coorte de 1950. Interessante notar que as coortes, a partir desta data, perceberam a primeira massificação do ensino superior, com os vestibulares unificados após a década de 1970.

GRÁFICO 27
Efeito idade e coorte sobre salários – para mais de 11 anos de estudo
27A – Efeito idade sobre salários

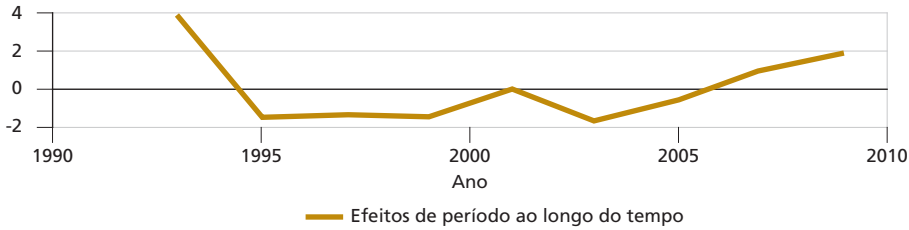


27B – Efeito coorte sobre salários



Elaboração dos autores.
Obs.: As linhas cheias indicam os efeitos de idade ou coorte ao longo das escalas de idade e coortes de nascimento, obtidas a partir dos coeficientes estimados para a equação (9) com dados para pessoas com mais de 11 anos de estudo. As linhas tracejadas indicam os intervalos de confiança de 95% obtidos para as estimativas.

GRÁFICO 28
Efeito ano sobre salários para mais de onze anos de estudo



Elaboração dos autores.
Obs.: A linha cheia indica os efeitos de período ao longo do tempo, obtidos a partir dos coeficientes estimados para a equação (9) com dados para pessoas com mais de 11 anos de estudo.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O Brasil está passando por um processo de transformação demográfica profunda, em direção oposta à verificada durante o período do milagre econômico (décadas de 1960 e 1970). O número de crianças nascendo é cada vez menor e a maior geração (em número de pessoas) já está inserida no mercado de trabalho. O aumento das taxas de dependência demográfica (maior número de idosos) que se verificará a partir de 2030 deverá refletir um fechamento de uma janela de oportunidades para a geração de renda e de crescimento.

Este estudo partiu da constatação de que as próximas gerações que entrarem no mercado de trabalho, a partir da década de 2010, serão menores que as anteriores. Por um lado, esta restrição da oferta potencial de emprego pode afetar o crescimento devido à falta de mão de obra. Por outro, essas menores gerações estão chegando ao mercado de trabalho com maior escolaridade e com maior capacidade produtiva, em um padrão tecnológico no qual a força física é menos relevante para o processo produtivo e a geração de valor. Esta maior escolaridade e maior capacidade produtiva podem compensar o menor número de trabalhadores mais jovens (com um aumento no uso de equipamentos complementares ao trabalho qualificado).

Ao mesmo tempo, e foco deste trabalho, não deve-se esquecer que as próximas gerações que entrarão na terceira idade vêm mantendo maiores taxas de participação e de ocupação e, em relação às gerações anteriores, também possuem mais educação, particularmente universitária (com a massificação do ensino universitário a partir dos anos 1970 e o aumento de renda a partir dos anos 2000, expandindo as matrículas na rede privada). Estas gerações mais velhas também podem compensar o relativo menor tamanho das gerações mais novas, com uma maior participação no mercado de trabalho e maior produtividade, minimizando possíveis restrições de mão de obra para o crescimento.

As estimativas das taxas de dependência efetiva mostram uma tendência diferente da taxa de dependência demográfica, indicando que o processo de envelhecimento da população não se reflete de modo similar no aumento de pessoas (aposentadas) que não trabalham. Ao mesmo tempo, na idade adulta as taxas de dependência efetiva e econômica estão caindo, refletindo a maior participação das gerações mais jovens no mercado de trabalho.[9]

Essas notícias são alvissareiras, particularmente quando considera-se os efeitos das gerações sobre as taxas de participação. Enquanto todas as faixas etárias acima de 65 anos (ou 60 anos) indicaram queda na participação, percebe-se que isto se dá pelo envelhecimento de gerações com menor participação relativa quando na idade adulta. Este efeito coorte parece relevante para evitar conclusões precipitadas sobre as consequências do aumento da taxa de dependência econômica e menor participação na força de trabalho entre os idosos, como visto na seção 2.

Respondendo diretamente ao questionamento do título do trabalho, a análise econométrica feita neste artigo, utilizando métodos específicos para identificação estatística dos efeitos coorte, separando-os dos efeitos idade e período, mostrou que: *i)* as gerações mais novas são mais escolarizadas e, com isto, mais produtivas; *ii)* as gerações mais novas estão com uma taxa de ocupação significativamente maior do que as mais velhas; *iii)* a maior escolaridade não está se traduzindo em maiores salários médios para as gerações mais jovens; e por fim, *iv)* não há diferenças não observadas do efeito da escolaridade de cada geração sobre os rendimentos do trabalho.

Os dois últimos pontos podem sugerir que os rendimentos, por terem um componente relativo entre os níveis de escolaridade, não estejam refletindo a produtividade dos trabalhadores ao longo do tempo em termos reais. Apesar da maior escolaridade e, com isto, maior produtividade, os rendimentos dos ocupados não estão aumentando diante da expansão da escolaridade, que comprime os salários mais altos dos mais jovens, aqueles que têm, relativamente, maior escolaridade. Dito de outra forma, os efeitos do aumento da oferta de trabalhadores com mais escolaridade foram tão fortes que reduziram, relativamente, os salários para as gerações mais novas.

Os resultados identificam os efeitos coorte pela imposição da hipótese de exclusão de efeitos de longo prazo nos efeitos período. Esta hipótese, popularizada por Deaton e Paxson (1994), em economia e razoável para análise de rendimento, não é a única possível ou a melhor. A partir da literatura em demografia poderia ser possível estender a análise para outros métodos de estimação dos efeitos coorte, avaliando diferentes métodos, que fica como clara sugestão para próximos estudos.

9. Com exceção da faixa etária de 15 a 19 anos, que teve queda na participação, possivelmente instigada pela possibilidade de se manter investindo em conhecimento, dada a expansão do ensino médio entre 1992 e 2009.

Em síntese, embora os resultados obtidos não permitam concluir que os rendimentos médios reais dos trabalhadores devido ao envelhecimento da população estejam aumentando, a restrição de oferta de trabalho para o crescimento econômico não parece ser algo de destaque atualmente, já que seja pelo padrão tecnológico, seja pela qualificação dos trabalhadores e por sua maior participação ao longo do tempo, os rendimentos dos trabalhadores das gerações mais jovens não apresentam uma tendência de aumento.

ABSTRACT

The aim of this study is to understand the movements and evolution of labor productivity and employment in Brazil over time in the face of restricted supply of labor due to population ageing. We isolate age effects from cohort effects, considering the evolution of average wages and the returns to schooling as a labor productivity measure using Pnad microdata from 1992 to 2009. The identification method used follows the popular method of Deaton and Paxson (1994) identifying cohort effects and separating them from the age and period effects on wages under a ciclical period hypothesis. The main results suggest that: *i)* younger generations are more educated and, thus, more productive; *ii)* younger generations tend to have higher employment rates, although youth labor share is smaller; and *iii)* higher education levels do not translate into higher average wages for younger cohorts, which may indicate skilled worker supply growth, overrepresented by younger generations, acted to compress the wages for the younger cohorts.

Keywords: labor earnings; population ageing; cohort effects.

REFERÊNCIAS

BANCO MUNDIAL. **Envelhecendo em um Brasil mais velho**. Washington: World Bank, 2011.

BEHRMAN, J. R.; BIRDSALL, N. The reward for good timing: cohort effects and earnings functions for Brazilian males. **The Review of Economics and Statistics**, v. 70, n. 1, p. 129-135, 1988.

BOOCKMANN, B.; STEINER, V. Cohort effects and the returns to education in West Germany. **Applied Economics**, v. 38, n.10, p. 1135-1152, 2006.

CAMARANO, A. A. **Envelhecimento da população brasileira**: uma contribuição demográfica. Rio de Janeiro: Ipea, 2002 (Texto para Discussão, n. 858).

CARVALHO FILHO, I. E. Old-age benefits and retirement decisions of rural elderly in Brazil. **Journal of Development Economics**, v. 86, n. 1, p. 129-146, 2008.

CLOGG, C. Cohort analysis of recent trends in labor force participation. **Demography**, v. 19, n. 4, p. 459-480, 1982.

DEATON, A. **The analysis of household survey**: a microeconometric approach to development policy. Washington; Baltimore: Worl Bank; John Hopkins Press, 1997.

DEATON, A.; PAXSON, C. Saving, growth and aging in Taiwan. *In*: WISE, D. (Ed.). **Studies in the economics of aging**. Chicago: University of Chicago Press, 1994.

FIRPO, P. S.; GONZAGA, G.; NARITA, R. Decomposição da evolução da desigualdade de renda no Brasil em efeitos idade, período e coorte. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Brasília, v. 33, n. 2, p. 211-252, 2003.

GEE, E. Population and politics: voodoo demography, population aging and Canadian social policy. *In*: GEE, E.; GUTMAN, G. (Eds.). **The overselling of population aging**: apocalyptic demography, interegenerational challenges and social policy. Don Mills: Oxford University Press, 2000.

HECKMAN, J.; ROBB, R. Using longitudinal data to estimate age, period and cohort effects in earnings equations. *In*: MASON, W.; FIENBERG, S. E. (Eds.). **Cohort analysis in social research**. New York: Springer Verlag, 1985.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Síntese de indicadores sociais 2005**. Rio de Janeiro: IBGE, 2006.

_____. **Projeções populacionais 2010-2050**. Rio de Janeiro: IBGE, 2008.

_____. **Pesquisa nacional por amostragem de domicílios (Pnad) 1992-2009**. Rio de Janeiro: IBGE, 1992-2009.

_____. **Projeção da população do Brasil por sexo e idade**: 2000-2060. [S.l.]: IBGE, [s.d.]. Disponível em: <http://goo.gl/xS6kgh>.

LAM, D.; LEVISON, D. O declínio na desigualdade da escolaridade no Brasil e seus efeitos na desigualdade de rendimentos. **Revista de Econometria**, v. 10, n. 2, p. 243-278, 1990. Disponível em: <http://goo.gl/iIPWTM>.

LEE, R. The demographic transition: three centuries of fundamental change. **The Journal of Economic Perspectives**, v. 17, n. 4, p. 167-190, 2003.

LEME, M. C.; WAJNMAN, S. Tendências de coorte nos diferenciais de rendimentos por sexo. *In*: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2000.

LIBERATO, V. C. **A oferta de trabalho masculina "pós-aposentadoria" Brasil urbano**: 1981/2001. 2003. Mestrado (Dissertação) – Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2003.

MENEZES-FILHO, N. A. Educação e desigualdade. *In*: LISBOA, M.; MENEZES-FILHO, N. (Orgs.). **Microeconomia e sociedade no Brasil**. Rio de Janeiro: FGV, 2001.

OLIVEIRA, F. *et al*. O idoso e a Previdência Social. *In*: CAMARANO, A. M. (Org.). **Os novos idosos brasileiros**: muito além dos 60. Rio de Janeiro: Ipea, 2004.

PAIVA, P. T. A.; WAJNMAN, S. Das causas às consequências econômicas da transição demográfica no Brasil. **Revista Brasileira de Estudos Populacionais**, v. 22, n. 2, p. 303-322, 2005.

QUEIROZ, V. S.; RAMALHO, H. M. B. A escolha ocupacional dos idosos no mercado de trabalho: evidências para o Brasil. **Revista Economia**, v. 10, n. 4, p. 817-848, 2009.

REIS, M.; GONZAGA, G. Desemprego e qualificação: uma análise dos efeitos idade, período e coorte. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Brasília, v. 36, n. 3, p. 367-412, 2006.

RIBEIRO, E. P. Produtividade e emprego na indústria do Rio Grande do Sul, de 1996 a 2000: especialização ou desempenho setorial? **Indicadores Econômicos**, v. 33, n. 2, p. 161-174, 2005.

SAAD, M. P. Demographic trends in Latin America and the Caribbean. *In*: COTLEAR, D. (Ed.). **Population aging**: is Latin America ready? Washington: World Bank, 2011. p. 43-77. Disponível em: <https://goo.gl/Wf2Eha>.

SKIRBEKK, V. **Population ageing negatively affects productivity**. Vienna: VID/OAW, 2005. p. 5-6. (Vienna Yearbook of Population Research). Disponível em: <http://goo.gl/pRk5Fa>.

SOARES, R. Aging, retirement, and labor market in Brazil. *In*: GRAGNOLATI, M. *et al*. **Becoming old in an older Brazil**: challenges and opportunities for economic growth, public finance and service delivery. Washington: The World Bank, 2010.

SOUZA, R. M.; MACHADO, A. F. Melhor idade: evidências sobre a participação do idoso no mercado de trabalho brasileiro (1994/2000). **Revista de Economia Aplicada**, v. 8, n. 3, p. 439-478, 2004.

WAJNMAN, S.; MENEZES-FILHO, N. Os efeitos da mudança demográfica sobre a desigualdade de rendimentos no Brasil. *In*: WAJNMAN, S.; MACHADO, A. F. (Orgs.). **Mercado de trabalho**: uma análise a partir das pesquisas domiciliares do Brasil. Belo Horizonte: Editora UFMG, 2003.

WAJNMAN, S.; OLIVEIRA, A. M.; OLIVEIRA, E. L. Os idosos no mercado de trabalho: tendências e consequências. *In*: CAMARANO, A. M. (Org.). **Os novos idosos brasileiros**: muito além dos 60. Rio de Janeiro: Ipea, 2004.

WILMOTH, J. Age-period-cohort models in demography. *In*: CASELLI, G.; VALLIN, J.; WUNSCH, G. (Eds.). **Démographie**: analyse et synthèse. Amsterdam: Elsevier, 1998. p. 187-204.

WONG, L. L. R.; CARVALHO, J. A. O rápido processo de envelhecimento populacional do Brasil: sérios desafios para as políticas públicas. **Revista Brasileira de Estudos Populacionais**, v. 23, n. 1, p. 5-26, 2006.

YANG, Y.; LAND, C. Age–period–cohort analysis of repeated cross-section surveys: fixed or random effects? **Sociological Methods & Research**, v. 36, n. 3, p. 297-326, 2008.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

BERGER, M.; MESSER-PELKOWSKI, J. Health and family labor force transitions. **Quarterly Journal of Business and Economics**, v. 43, n. 3-4, p. 113-138, 2004.

OLIVEIRA, F.; BELTRÃO, K. I.; FERREIRA, M. G. **Reforma da Previdência**. Rio de Janeiro: Ipea, 1997. (Texto para Discussão, n. 508).

RAMOS, L. A desigualdade de rendimentos do trabalho no período pós-Real: o papel da escolaridade e do desemprego. **Economia Aplicada**, v. 1, p. 282-301, 2007.

SKIRBEKK, V. **Age and individual productivity**: a literature survey. Vienna: VID/OAW, 2004. p. 133-153. (Vienna Yearbook of Population Research). Disponível em: <http://goo.gl/E2OmJW>.

WOLF, D. A., SOLDO, B. J. Married women's allocation of time to employment and care of elderly parents. **Journal of Human Resources**, v. 29, n. 4, p. 1259-1276, 1994.

(Originais submetidos em maio de 2013. Última versão recebida em dezembro de 2014. Aprovada em dezembro de 2014.)

DETERMINANTES DAS DESIGUALDADES NA UTILIZAÇÃO DE SERVIÇOS DE SAÚDE: ANÁLISE PARA O BRASIL E REGIÕES

Jacqueline Nogueira Cambota[1]
Fabiana Fontes Rocha[2]

O objetivo deste artigo é mensurar e explicar as desigualdades relacionadas à renda na utilização de serviços de saúde (consultas médicas e internações hospitalares) para determinar quais fatores contribuíram para aumentar ou diminuir a desigualdade no cuidado com a saúde, usando dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) 2008, divulgada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Inicialmente foram construídos índices de concentração, sem e com padronização, pelas variáveis de necessidades de saúde (índice de iniquidade horizontal) para o Brasil e suas regiões. Os resultados indicam iniquidade horizontal pró-rico no uso de consultas médicas e maior grau de iniquidade nas regiões Norte e Nordeste. Por outro lado, não são encontradas evidências de iniquidade no uso de internações hospitalares. A decomposição da desigualdade indica que as contribuições de determinantes de necessidade são principalmente pró-pobre, enquanto os determinantes sociais fornecem contribuições mais diversificadas. Renda, escolaridade e plano de saúde contribuem para aumentar a distribuição pró-rico no uso de consultas médicas e reduzir a distribuição pró-pobre no uso de internações hospitalares. A condição de atividade no mercado de trabalho fornece, principalmente, contribuições pró-pobre em razão do maior custo de oportunidade das pessoas economicamente ativas em procurar cuidados de saúde.

Palavras-chave: utilização de cuidados de saúde; iniquidade horizontal; decomposição.

JEL: I14; I15.

1 INTRODUÇÃO

Nos últimos anos, o país passou por mudanças profundas em sua estrutura social, com significativa redução na desigualdade de renda e na pobreza. A desigualdade de renda, medida pelo coeficiente de Gini, declinou 13,7% entre 1990 e 2012, passando de 0,61, em 1990, para 0,53, em 2012. No mesmo período, a taxa de pobreza alcançou patamares historicamente baixos. Em 1990, essa taxa, que era de 41,9%, passou para 15,9%, em 2012 (Ipea, 2013).

A despeito dos significativos avanços na redução da desigualdade de renda e da pobreza, desigualdades sociais na utilização de serviços de saúde são amplamente verificadas na literatura brasileira (Campino *et al.*,1999; Almeida *et al.*, 2000; Travassos *et al.*, 2000; Travassos, Oliveira e Viaca, 2006; Nunes *et al.*, 2001; Barros e Bertoldi, 2002; Neri e Soares, 2002; Diaz, 2003; Noronha e Andrade, 2001; Andrade *et al.*, 2011; Palermo, Portugal e Souza, 2005), despertando, assim, o interesse em conhecer seus determinantes.

---

1. Economista no Escritório Técnico de Estudos Econômicos do Nordeste (Etene) do Banco do Nordeste. *E-mail*: <jacquelinecambota@hotmail.com>.

2. Professora titular no Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo (FEA/USP). *E-mail*: <frocha@usp.br>.

De acordo com Andrade *et al.* (2013), apesar de o sistema de saúde brasileiro ter sido formulado para garantir acesso universal e igualitário para toda a população brasileira, seu desenho institucional misto, em que a saúde suplementar constitui uma parcela significativa da assistência à saúde, parece alimentar a desigualdade no acesso e na utilização de serviços de saúde. Assim, a presença de risco moral,[3] caracterizado pela sobreutilização de serviços de saúde entre os usuários de plano de saúde, apresenta-se como uma das faces pelas quais o próprio sistema de saúde brasileiro contribui para o surgimento das desigualdades sociais no cuidado.

A organização descentralizada dos serviços do Sistema Único de Saúde (SUS), dada pela participação compartilhada de cada esfera do governo (União, estados e municípios) na oferta e no financiamento de serviços de saúde, é outra característica do SUS que contribui para uma oferta desigual entre as Unidades da Federação (UFs), uma vez que localidades mais pobres enfrentam maiores dificuldades em cumprir com suas responsabilidades no financiamento e na oferta de serviços de saúde.

Além disso, a desigualdade na distribuição de renda regional representa uma dificuldade adicional para a população residente em áreas mais pobres, que conta com uma oferta insuficiente do SUS, e não pode pagar por planos nem por seguros de saúde suplementar. Desse modo, a desigualdade na distribuição de renda regional funciona como uma barreira para a aquisição de cuidados de saúde pela população mais pobre dessas regiões. Como destacado por Noronha e Andrade (2007), quanto maior a desigualdade na distribuição de renda, menor é a chance de a pessoa reportar bom estado de saúde no Brasil.

Nesse sentido, Almeida *et al.* (2000) argumentam que, a despeito das medidas regulatórias para aumento da eficiência e redução das desigualdades, a entrega de serviços de saúde permaneceu bastante desigual dentro do país, envolvendo, além da dimensão socioeconômica, uma dimensão geográfica.

Travassos, Oliveira e Viacava (2006) mostram que o acesso à saúde no Brasil é fortemente influenciado pela condição socioeconômica e pelo local de residência, uma vez que pessoas com melhor condição econômica e moradoras de regiões mais desenvolvidas possuem maiores chances de acesso a serviços de saúde do que aquelas que vivem em regiões menos desenvolvidas e com baixa condição socioeconômica.

As causas das desigualdades na utilização de serviços de saúde no Brasil, no entanto, não podem ser explicadas somente pelas características dos SUS apontadas acima, uma vez que também estão relacionadas aos determinantes da utilização desses serviços. Nesse sentido, dois trabalhos fornecem contribuições importantes para essa literatura: Mancinko e Lima-Costa (2012) e Almeida

3. Evidências de risco moral na utilização de serviços de saúde podem ser encontradas em Andrade e Maia (2009) e em Maia, Andrade e Oliveira (2004).

et al. (2013), os quais procuram identificar os principais fatores que afetaram a desigualdade na utilização de serviços de saúde nos três anos em que foi realizado o suplemento de saúde da Pnad. Em ambos os trabalhos mostra-se que, a despeito da redução da desigualdade na utilização de serviços de saúde relacionada à renda, fatores socioeconômicos continuam contribuindo para uma utilização desigual dos serviços de saúde no Brasil.

Este artigo avança em relação aos trabalhos de Mancinko e Lima-Costa (2012) e Almeida *et al*. (2013) em três aspectos: *i)* na estratégia empírica, que trata o processo de utilização de serviços de saúde em duas etapas distintas – contato inicial e contatos subsequentes –, o que permite analisar a contribuição dos determinantes em cada uma destas etapas; *ii)* na inferência estatística, que considera o desenho amostral complexo para o cálculo das estimativas dos desvios padrão; conforme Van Doorslaer, Koolman e Jones (2004), a desconsideração desse desenho sujeita as estimativas da variância a vieses; e *iii)* na análise regional, justificada tanto pela desigualdade na oferta de serviços de saúde quanto pela desigualdade na distribuição de renda.

Além desta introdução, este artigo está organizado em mais cinco seções. Na seção 2, discute-se as medidas para a obtenção das desigualdades em saúde e o método de decomposição do índice de concentração. Na seção 3, descreve-se a base de dados, definindo-se as variáveis de utilização, de necessidade e sociais. Na seção 4, discute-se a estratégia empírica e o procedimento para inferência estatística em amostras complexas, como a Pnad. A seção 5 apresenta a mensuração das desigualdades na utilização em uma perspectiva regional, e a contribuição dos determinantes da utilização para o surgimento dessas desigualdades. Por fim, na seção 6 são delineadas as considerações finais.

2 DESIGUALDADES EM SAÚDE E SEUS DETERMINANTES

As desigualdades em saúde são explicadas por meio da decomposição dos índices de concentração a partir dos determinantes da utilização de serviços de cuidados de saúde, conforme a metodologia proposta por Wagstaff, Van Doorslaer e Watanabe (2003).[4] Essa abordagem consiste, portanto, na estimação do índice de concentração e na decomposição dessa medida, o que permite avaliar a contribuição de cada determinante da utilização para a desigualdade. Nas subseções a seguir, discute-se, de forma mais detalhada, a metodologia para a explicação dos determinantes das desigualdades em saúde.

4. O enfoque de decomposição do índice de concentração em saúde foi anteriormente aplicado por Wagstaff, Van Doorslaer e Watanabe (2003) para analisar as causas na malnutrição no Vietnã. Em trabalho mais recente, Van Doorslaer, Koolman e Jones (2004) utilizam esse mesmo enfoque para explicar as desigualdades no uso de cuidados médicos na Europa.

2.1 Estimativa do índice de concentração e de iniquidade horizontal

Diversas medidas de desigualdade de renda são usadas para a obtenção de desigualdades em variáveis de saúde, mas somente o índice de inclinação (SII), o índice de desigualdade relativa (RII) e o índice de concentração (IC) atendem aos requerimentos mínimos necessários para a mensuração de desigualdades sociais em saúde, ao conseguirem: *i)* refletir a dimensão socioeconômica das desigualdades em saúde; *ii)* refletir as experiências da população inteira; e *iii)* ser sensível a mudanças na distribuição da população entre os grupos socioeconômicos. Quando o interesse, porém, está em comparações entre unidades geográficas ou ao longo do tempo, o IC possui uma vantagem adicional, dada por sua representação visual como desvios da perfeita igualdade (Wagstaff, Paci e Van Doorslaer, 1991).

Em virtude dessa vantagem e de ser facilmente calculado por uma "regressão conveniente", correspondente à transformação da variável saúde contra o *rank* fracionário[5] da variável classificadora da posição socioeconômica, o IC encontra-se mais frequentemente na literatura de desigualdades em saúde, calculado pela seguinte regressão conveniente:

$$\frac{2\sigma_r^2}{\bar{y}} y_i = \alpha_1 + \hat{\beta}_1 r_i + \varepsilon_i, \tag{1}$$

em que o coeficiente $\hat{\beta}_1$ representa o IC; y_i é a variável saúde de interesse; $\bar{y} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} y_i$ é a média dessa variável; r_i é o *rank* fracionário da variável classificadora da posição socioeconômica; e σ_r^2 é a variância da variável (r).

Se a variável de saúde é igualmente distribuída entre os grupos socioeconômicos, o IC será igual a 0. Se, no entanto, estiver concentrada nas mãos da pessoa em maior desvantagem socioeconômica, o IC assumirá seu valor mais baixo (-1). Por outro lado, se estiver concentrada nas mãos da pessoa em menor desvantagem socioeconômica, o IC assumirá seu valor mais alto (1).

O uso de serviços de saúde, entretanto, varia de acordo com as necessidades individuais determinadas por características demográficas e de morbidade. Dessa maneira, a desigualdade estimada com base na equação (1) pode não capturar as diferenças nessas variáveis, tornando necessária a padronização dos índices de concentração pelas necessidades de uso. Somente assim será possível obter uma medida de desigualdade que reflita apenas as desigualdades relacionadas

5. Antes da estimativa de $\hat{\beta}_1$ deve-se computar a variável *rank* fracionário, definida como $r_i = \sum_{j=0}^{i-1} \omega_j + \frac{\omega_i}{2}$.
O *rank* fracionário da posição na condição socioeconômica é definido pela equação acima, em que ω_i é definido como peso amostral dimensionado para somar 1, com as observações classificadas em ordem crescente da posição na condição socioeconômica, e $\omega_0 = 0$.

à condição socioeconômica. A padronização, em suma, resulta em uma medida de iniquidade que permite avaliar desigualdades no uso para pessoas com as mesmas necessidades de saúde.

O primeiro passo para construir essa medida consiste em estimar a demanda por serviços de saúde. Supondo um modelo de variável explicativa linear, tem-se:

$$y_i = \alpha_1 + \beta_1 lninc_i + \sum_j \delta_j x_{j,i} + \sum_k \gamma_k z_{k,i} + \varepsilon_i, \quad (2)$$

em que a variável dependente y_i é uma variável de utilização do cuidado com a saúde (número de consultas médicas e número de internações hospitalares, por exemplo); e as variáveis explicativas são divididas em três tipos: *i)* o logaritmo da renda familiar individual i $(lninc_i)$; *ii)* um conjunto de j variáveis de necessidade (x_j), de características demográficas e de morbidade; e *iii)* um conjunto de k variáveis (z_k), que representam os determinantes sociais da desigualdade na utilização, por estarem correlacionadas com o uso de cuidado com a saúde e com a variável *rank* da distribuição de renda.

O logaritmo da renda indica uma relação côncava entre renda e saúde, ou seja, a saúde tende a crescer com a renda, mas a taxas decrescentes. O vetor x_j contém as variáveis pelas quais se intenta padronizar, enquanto o vetor z_k reúne as variáveis pelas quais não se quer padronizar, mas que devem ser controladas a fim de evitar um possível viés nos coeficientes das variáveis de necessidades. α_1, β_1, δ_j e γ_k representam os parâmetros a serem estimados, enquanto ε_i corresponde ao termo do erro.

A equação (2) gera os valores previstos das necessidades, ou seja, o uso esperado do indivíduo i com base em suas características de necessidade. Combinando as estimativas dos coeficientes obtidos dessa equação com os valores observados de $x_{j,i}$ e com as médias amostrais de $lninc_i$ e de z_k, chega-se aos valores de utilização "x-esperado":

$$\hat{y}_i^X = \hat{\alpha}_1 + \hat{\beta}_1 lninc_i{}^m + \sum_j \hat{\delta}_j x_{j,i} + \sum_k \hat{\gamma}_k z_{k,i}{}^m. \quad (3)$$

Esse valor indica a quantidade de cuidado médico que a pessoa deveria receber se fosse tratada como as outras que, em média, possuem as mesmas características. A estimativa do uso padronizado pelas necessidades $\hat{y}_i^{IS}$, necessária para cálculo do índice de iniquidade, será obtida como a diferença entre a utilização efetiva e a utilização "x-esperada" mais a média do y_i observado:

$$\hat{y}_i^{IS} = y_i - \hat{y}_i^X + \bar{y}. \quad (4)$$

O valor previsto para o uso padronizado nas necessidades $(\hat{y}_i^{IS})$ é, então, usado para obter o índice de iniquidade horizontal (IHwv) de Wagstaff e Van Doorslaer (2000). Essa medida é calculada da mesma forma que o índice de concentração (IC) e possui interpretação similar: um valor positivo indica iniquidade horizontal no uso a favor dos mais ricos; um valor negativo representa iniquidade no uso a favor dos mais pobres; e um valor nulo ou não significante sinaliza a ausência de iniquidade; ou seja, o uso e as necessidades são proporcionalmente distribuídos na distribuição de renda.

2.2 Estimativa dos determinantes das desigualdades em saúde com base na decomposição do IC

Wagstaff, Van Doorslaer e Watanabe (2003) demonstram que o IC pode ser decomposto em contribuições das elasticidades e dos índices de concentração das variáveis que determinam a utilização.[6] Assim, supondo que o uso de cuidado com a saúde siga um modelo linear como o descrito em (2), o IC pode ser decomposto em:

$$IC = \eta_r IC_{lninc} + \sum_j \eta_j IC_{x,j} + \sum_k \eta_k IC_{zk} + IC_\epsilon / \bar{y}, \tag{5}$$

em que IC_{lninc} é o índice de concentração para a renda; $IC_{x,j}$ é o índice de concentração definido para x_j; IC_{zk} é o índice de concentração definido para $z_{k,i}$; e IC_ϵ é um índice de concentração generalizado para o termo de erro ε. Esses índices são computados seguindo a equação (1).

A equação (5) mostra que o IC em saúde é composto de: *i)* componente determinístico dado pela média ponderada dos ICs dos k regressores (renda, variáveis de necessidade e demais variáveis socioeconômicas), sendo o peso determinado pela elasticidade de cada regressor, definida como $\eta_j = \delta_j \, x_j^m / y^m$, em que δ_j é o coeficiente da regressão linear; y^m é a média ponderada de y e x_j^m é a média ponderada de x_j;[7] e *ii)* um componente residual que reflete a desigualdade em saúde que não pode ser explicada por variações sistemáticas nas variáveis explicativas entre grupos de renda. O método de decomposição proposto por Wagstaff, Van Doorslaer e Watanabe (2003) combina, portanto, análise de regressão e distribuição de dados.

Um problema da aplicação do enfoque linear proposto na equação (5) para a decomposição da desigualdade em cuidados de saúde surge do fato de as medidas de uso normalmente assumirem valores inteiros e não negativos. São assim, por exemplo, a quantidade de consultas médicas e de internações hospitalares, o que torna mais apropriado o uso de modelos não lineares em vez do modelo linear descrito pela equação (5). Uma forma geral para esses modelos pode ser escrita como:

6. A prova utiliza o teorema de Rao (1969) da literatura de desigualdade de renda, como feito por Podder (1993).
7. Essas elasticidades denotam a mudança percentual em y resultante de uma mudança percentual em x_j.

$$y_i = G\left(\beta_1 lninc_i + \sum_j \delta_j x_{j,i} + \sum_k \gamma_k z_{k,i}\right) + \varepsilon_i \,. \tag{6}$$

Apesar de a decomposição não ser diretamente aplicada à equação (6), a representação por aproximação linear permite restaurar o arcabouço de decomposição definido na equação (5) pela representação de efeitos marginais avaliados na média. Para tanto, é definida uma aproximação de um modelo linear de utilização, como:

$$y_i = \beta_1^m lninc_i + \sum_j \delta_j^m x_{j,i} + \sum_k \gamma_k^m z_{k,i} + \varepsilon_i, \tag{7}$$

em que β_1^m é o efeito parcial para a renda; e δ_j^m e γ_k^m são os efeitos parciais para os fatores de necessidade e de não necessidade, respectivamente.

3 BASE DE DADOS E DEFINIÇÃO DAS VARIÁVEIS

A Pnad tem como objetivo o levantamento de características socioeconômicas da população brasileira, realizando anualmente[8] o levantamento de informações populacionais em todas as UFs. Alguns temas são pesquisados permanentemente e outros são levantados de acordo com as necessidades de informação, possuindo levantamento variável e sendo abordadas em suplementos, como as questões referentes ao acesso e à utilização de serviços de saúde e ao estado de saúde, coletadas em parceria com o Ministério da Saúde (MS) e com periodicidade quinquenal, desde 1998.

A utilização dos serviços de consultas médicas é retratada pelas questões "nos doze últimos meses, consultou médico?" e "quantas vezes consultou médico nos últimos doze meses?". A primeira questão informa a probabilidade de contato inicial para cuidado médico, enquanto a segunda fornece a frequência do cuidado médico. A soma destas questões fornece uma medida da utilização total, incluindo as pessoas que não tiveram nenhum tipo de cuidado com a saúde. A utilização de internações é mensurada de forma semelhante: "nos doze últimos meses, esteve internado?" e "nos doze últimos meses, quantas vezes esteve internado?".

A condição socioeconômica é dada pelo rendimento mensal familiar *per capita* (rendimento mensal familiar/número de componentes da família). Será utilizada uma variável *rank* do rendimento, com base no ordenamento das pessoas de acordo com a posição no rendimento familiar *per capita*. Não fizeram parte da amostra os indivíduos sem declaração de rendimento.

Para identificação dos determinantes da desigualdade, as variáveis explicativas da utilização foram classificadas em decorrência do tipo de contribuição para a desigualdade como determinantes de necessidade ou determinantes sociais (ou de não necessidade).

8. Com exceção dos anos de realização do censo populacional.

No grupo de variáveis de necessidade, estão as variáveis demográficas e de morbidade. As primeiras são representadas por doze *dummies* específicas sexo-idade. As segundas são avaliadas por três questões: *i)* de um modo geral, considera seu estado de saúde como muito bom, bom, regular, ruim ou muito ruim, que resultou em quatro *dummies* para a percepção do estado de saúde individual; *ii)* nas duas últimas semanas, deixou de realizar quaisquer de suas atividades habituais por motivo de saúde, que resultou em uma *dummy* para a presença de limitação das atividades habituais ; e *iii)* questões referentes às doze doenças crônicas abordadas nos questionários, que resultou em uma uma *dummy* para a presença de uma das doze doenças crônicas referidas na Pnad.[9]

O grupo de variáveis sociais (ou de não necessidade) envolve a dimensão social da utilização, em que são consideradas variáveis que afetam a utilização diretamente pela relação com a variável *rank* (calculada com base no rendimento familiar *per capita*) e com as variáveis de necessidade. Foram considerados como determinantes sociais o logaritmo do rendimento familiar *per capita*, os anos de estudo, a condição de atividade no mercado de trabalho,[10] a posse de plano de saúde e o local de residência. Assim, foram criadas quatro *dummies* para a escolaridade, nove para a situação no mercado de trabalho, uma para a posse de plano de saúde e cinco *dummies* regionais.[11]

QUADRO 1
Definição das variáveis de utilização

Variáveis de utilização de cuidado médico	
consulta	Nos últimos doze meses, consultou médico?
nconsulta	Quantas vezes consultou médico, nos últimos doze meses?
tconsulta	Soma das duas questões referentes à consulta médica (utilização total).
internacao	Nos últimos doze meses, esteve internado?
ninternacao	Quantas vezes esteve internado, nos últimos doze meses?
tinternacao	Soma das duas questões referentes à internação hospitalar (utilização total).

(Continua)

9. As doze doenças crônicas abordadas nos questionários são: doença de coluna ou costas; artrite ou reumatismo; câncer; diabetes; bronquite ou asma; hipertensão; doença do coração; insuficiência renal crônica; depressão; tuberculose; tendinite ou tenossinovite; e cirrose.

10. As informações sobre condição de atividade (economicamente ativa ou economicamente inativa), ocupação (ocupados ou desocupados) e posição na ocupação se referem à semana de referência.

11. Foram tomadas como referências as seguintes categorias: m10_17 (homem com idade entre 10 e 17 anos); estado de saúde muito bom; sem instrução ou menos de um ano de estudo; economicamente inativo; e residente na região Nordeste.

(Continuação)

Variáveis de necessidade	
m18_29	1 se homem entre 18 e 29 anos, 0 caso contrário.
m30_44	1 se homem entre 30 e 44 anos, 0 caso contrário.
m45_59	1 se homem entre 45 e 59 anos, 0 caso contrário.
m60_69	1 se homem entre 60 e 69 anos, 0 caso contrário.
m70+	1 se homem com 70 anos ou mais, 0 caso contrário.
f10_17	1 se mulher entre 10 e 17 anos, 0 caso contrário.
f18_29	1 se mulher entre 18 e 29 anos, 0 caso contrário.
f30_44	1 se mulher entre 30 e 44 anos, 0 caso contrário.
f45_59	1 se mulher entre 45 e 59 anos, 0 caso contrário.
f60_69	1 se mulher entre 60 e 69 anos, 0 caso contrário.
f70+	1 se mulher com 70 anos ou mais, 0 caso contrário.
bom	1 se estado de saúde bom, 0 caso contrário.
regular	1 se estado de saúde regular, 0 caso contrário.
ruim	1 se estado de saúde ruim, 0 caso contrário.
mruim	1 se estado de saúde muito ruim, 0 caso contrário.
limitacao	1 para limitação de atividade diária, 0 caso contrário.
cronica	1 para presença de alguma doença crônica, 0 caso contrário.
Variáveis sociais	
lrendapc	Logaritmo da renda *per capita.*
fundamental	1 se concluiu de dois a oito anos, 0 caso contrário.
medio	1 se concluiu de nove a onze anos, 0 caso contrário.
superior	1 se concluiu em doze ou mais anos, 0 caso contrário.
desocupado	1 se desocupado, 0 caso contrário.
ccarteira	1 se empregado com carteira, 0 caso contrário.
fpublico	1 se funcionário público ou militar, 0 caso contrário.
domestico	1 se doméstico com ou sem carteira, 0 caso contrário.
scarteira	1 se empregado sem carteira, 0 caso contrário.
cpropria	1 se trabalhador por conta própria, 0 caso contrário.
empregador	1 se empregador, 0 caso contrário.
outra	1 se produção ou construção para consumo ou não remunerado, 0 caso contrário.
plano	1 para posse de plano de saúde, 0 caso contrário.
norte	1 se UF da região Norte, 0 caso contrário.
sudeste	1 se UF da região Sudeste, 0 caso contrário.
sul	1 se UF da região Sul, 0 caso contrário.
centro-oeste	1 se UF da região Centro-Oeste, 0 caso contrário.

Elaboração das autoras com base nos dados da Pnad 2008.

4 ESTRATÉGIA EMPÍRICA E INFERÊNCIA ESTATÍSTICA

A estratégia de estimação mais simples é dada pela representação dos dados como um processo de Poisson, entretanto, como a distribuição de Poisson assume a propriedade de equidispersão, ou seja, $E[y_i/X_i] = V[y_i/X_i] = \lambda_i$, hipótese rejeitada após a aplicação do teste de *overdispersion*, conforme sugerido em Cameron e Trivedi (2005),[12] optou-se por uma forma de distribuição binomial, correspondente ao modelo binomial negativo (Negbin II), descrito em Cameron e Trivedi (1986).[13]

Na presença de *overdispersion*, o modelo binomial negativo produz estimativas consistentes e eficientes, sendo extensivamente adotado na literatura (Gerdtham, 1997; Pohlmeier e Ulrich, 1995; Cameron *et al.*, 1988; Cameron e Trivedi, 1986). Mullahy (1997), no entanto, identificou, empregando a mesma base de dados que Cameron e Trivedi (1986), que o excesso de zeros em modelos de contagem pode, na verdade, ser uma implicação estrita da heterogeneidade não observada, a qual ele atribui ao tipo de cuidado e às razões para a não utilização. Diante dessa deficiência do modelo binomial negativo, Mullahy (1997) recomenda que seja adotado como alternativa um modelo *hurdle*, em que se relaxa a suposição de que o excesso de zeros e os resultados positivos possuem o mesmo processo gerador de dados.

A utilização de serviços de saúde foi, portanto, estimada por essas duas formas de especificação: um modelo binomial negativo para identificar a desigualdade na utilização total de cuidados de saúde (número de consultas médicas e número de internações hospitalares), e um modelo do tipo *hurdle* para identificar a desigualdade em cada uma das etapas do processo de decisão (contato inicial e contatos subsequentes).

Com relação à inferência estatística, conforme recomendam Van Doorslaer, Koolman e Jones (2004), realizou-se o procedimento de *bootstrap* para obtenção das estimativas dos erros-padrão dos ICs e dos coeficientes dos termos de contribuição.

Para incorporar o desenho amostral complexo da Pnad às estimativas dos erros-padrão, foram levantadas informações sobre o estrato e a unidade primária de amostragem (PSU), além da identificação dos municípios em autorrepresentativos e não representativos. Um problema da aplicação de *bootstrap* aos dados da Pnad são os estratos com PSU único presentes nas UFs que originaram dois estratos.[14] A resolução para esse problema seguiu a orientação de Silva, Pessoa e Lila (2002), que mostram que os estratos com PSUs únicos, depois de identificados, podem ser agrupados em um novo estrato na mesma UF. Finalmente, a estimativa dos

12. Os resultados não são apresentados , mas podem ser obtidos diretamente com os autores.

13. No Negbin II, a variância é uma função quadrática da média $\lambda_i(1 + (1/\alpha)\lambda_i^2$, enquanto no Negbin I, a variância é proporcional à média $\lambda_i(1 + (1/\alpha)\lambda_i$.

14. Para mais detalhes sobre o plano amostral da Pnad, ver Silva, Pessoa e Lila (2002) e, acerca do procedimento de cálculo dos desvios-padrão por *boostrap* em amostras complexas no Stata, consultar Neder (2010).

erros-padrão envolveu a criação de cem variáveis-peso., aplicados na estimação da equação de uso ponderada pelos pesos replicados e dos ICs e de iniquidade (IHwv), que também foram ponderados por esses pesos.

5 RESULTADOS EMPÍRICOS

5.1 Mensuração das desigualdades na utilização de cuidado com a saúde

As desigualdade no uso de cuidados de saúde, utilização de consultas médicas e internações hospitalares foram aferidas por ICs e de IHwv e estão apresentadas na tabela 1.

A utilização de consultas médicas mostrou-se fortemente concentrada nos grupos de renda mais alta. Apenas Roraima e Santa Catarina apresentaram índices de desigualdade favoráveis ao uso pelos mais pobres, mas estes não foram significantes. Entre as regiões geográficas, o grau de concentração no uso de consultas médicas é mais heterogêneo, mas, entre as UFs da mesma região, a concentração é mais homogênea. A região Nordeste abriga as UFs com a maior concentração no consumo de consultas médicas, enquanto nas regiões Sul e Sudeste estão as UFs com menor desigualdade no uso de consultas relacionada à renda.

O IC para internações hospitalares mostra que, quanto melhor a posição no rendimento familiar *per capita*, menor o consumo de internações hospitalares no Brasil. Poucos estados tiveram ICs significantes, sugerindo ausência de iniquidade na utilização de internações hospitalares. Apenas nos estados do Ceará, Paraíba, Rio Grande do Norte, Minas Gerais e Paraná, os ICs foram estaticamente significantes.

O grau de desigualdade, entretanto, estimado por essa medida pode estar subestimado, uma vez que, como pessoas mais pobres normalmente possuem mais necessidades de cuidado, estas também tendem a utilizar mais os serviços de cuidado do que pessoas em melhor condição econômica. Para capturar apenas as desigualdades sociais em saúde, foram calculados os IHwv que mensuram a desigualdade entre pessoas com as mesmas necessidades de uso.

Para a utilização de consultas médicas, os índices de iniquidade horizontal mostram que a desigualdade relacionada à renda aumenta quando são consideradas pessoas com as mesmas necessidades de uso; portanto, pessoas mais ricas usam mais do que o que seria esperado com base em suas necessidades. Esse resultado foi verificado em todas as regiões. As internações hospitalares, entretanto, tiveram comportamento oposto, pois pessoas mais pobres consomem mais internação hospitalar do que o que seria esperado com base em suas necessidades.

Mancinko e Lima-Costa (2012) também encontram evidência de utilização de consultas médicas ligeiramente pró-rico e de utilização de internações hospitalares

pró-pobre. A análise da estrutura de consumo entre grupos de renda também mostra evidências nesse sentido, em que os grupos de renda mais alta consomem mais serviços ambulatoriais, enquanto o consumo de serviços hospitalares é maior entre os grupos de renda mais baixa (Travassos *et al.*, 2000; Travassos, Oliveira e Viacava, 2006; Noronha e Andrade, 2001; Palermo, Portugal e Souza, 2005). Tal fato é sugestivo de que pessoas mais ricas utilizam mais cuidados preventivos, enquanto as mais pobres recorrem mais a cuidados intensivos.

É importante chamar atenção para o fato de que os elevados índices de iniquidade horizontal negativos obtidos para a utilização de cuidados hospitalares também são acompanhados de altos desvios padrão, fazendo com que a maioria se mostrasse não estatisticamente significante. De acordo com Van Doorslaer *et al.* (2000), a ausência de precisão nas estimativas dos índices de iniquidade horizontal para o uso de internação pode ser resultado da insuficiente capacidade dos indicadores de necessidade de capturarem as necessidades de internação, normalmente concentrada em menos de 10% da amostra total.[15] Outra explicação possível pode ser o fato de que os determinantes da utilização de internação estão mais relacionados às características dos prestadores de serviços, tais como características demográficas do profissional de saúde, experiência profissional e forma de pagamento do serviço,[16] variáveis não levantadas pelos suplementos de saúde da Pnad.

TABELA 1
Brasil, regiões e UFs: índices de desigualdade na utilização total de consultas médicas e internações hospitalares (2008)

Brasil, regiões e UFs	Consultas médicas		Internações hospitalares	
	IC	IHwv	IC	IHwv
Brasil	*0,0738****	*0,0797****	*-0,0256****	*-0,00355*
	(0,00271)	*(0,00254)*	*(0,00726)*	*(0,00730)*
Norte	0,0659***	0,0587***	-0,0399**	-0,0212
	(0,00674)	(0,00610)	(0,0200)	(0,0181)
Rondônia	0,0508***	0,0706***	-0,0638	-0,0299
	(0,0160)	(0,0150)	(0,0411)	(0,0387)
Acre	0,0755***	0,0676***	0,00915	0,0538
	(0,0249)	(0,0230)	(0,0557)	(0,0529)
Amazonas	0,0549***	0,0486***	-0,0146	-0,0155
	(0,0153)	(0,0136)	(0,0659)	(0,0622)
Roraima	-0,000584	-0,00932	-0,0110	0,00373
	(0,0207)	(0,0162)	(0,0527)	(0,0515)

(Continua)

15. As pessoas que estiveram ao menos um dia internada representam apenas 7,2% da amostra total (Pnad 2008).
16. Usuários de planos de saúde possuem, em média, menor número de dias de internação do que os usuários do SUS, o que, normalmente, é atribuído às políticas dos planos de saúde.

(Continuação)

Brasil, regiões e UFs	Consultas médicas		Internações hospitalares	
	IC	IHwv	IC	IHwv
Pará	0,0883***	0,0738***	-0,0383	-0,0241
	(0,0114)	(0,0100)	(0,0236)	(0,0206)
Amapá	0,0790***	0,0943***	-0,0251	0,00105
	(0,0242)	(0,0204)	(0,166)	(0,162)
Tocantins	0,0209	0,0113	-0,0799*	-0,0654
	(0,0138)	(0,0137)	(0,0411)	(0,0415)
Nordeste	0,0933***	0,0705***	-0,0104	-0,0180
	(0,00453)	(0,00477)	(0,0117)	(0,0112)
Maranhão	0,0265	0,0236	-0,0650*	-0,0366
	(0,0192)	(0,0209)	(0,0373)	(0,0370)
Piauí	0,0907***	0,0530***	0,0102	-0,0248
	(0,0110)	(0,0120)	(0,0256)	(0,0250)
Ceará	0,117***	0,0772***	0,0502***	0,0136
	(0,00799)	(0,00834)	(0,0193)	(0,0190)
Rio Grande do Norte	0,135***	0,120***	-0,0606*	-0,122***
	(0,0191)	(0,0184)	(0,0361)	(0,0366)
Paraíba	0,0845***	0,0425***	0,0700**	0,0407
	(0,0108)	(0,0119)	(0,0356)	(0,0340)
Pernambuco	0,0851***	0,0608***	-0,0458	-0,0332
	(0,00852)	(0,00798)	(0,0423)	(0,0407)
Alagoas	0,0631***	0,0456***	-0,0517	-0,0647
	(0,0172)	(0,0165)	(0,0594)	(0,0653)
Sergipe	0,0573***	0,0383***	-0,0159	-0,00921
	(0,0149)	(0,0130)	(0,0429)	(0,0385)
Bahia	0,0979***	0,0839***	-0,00992	-0,00942
	(0,00988)	(0,00999)	(0,0227)	(0,0209)
Sudeste	0,0440***	0,0596***	-0,0285**	-0,00211
	(0,00411)	(0,00354)	(0,0113)	(0,0108)
Minas Gerais	0,0532***	0,0655***	-0,0424**	-0,0262
	(0,00733)	(0,00706)	(0,0173)	(0,0159)
Espírito Santo	0,0651***	0,0790***	-0,00142	0,0300
	(0,0173)	(0,0151)	(0,0503)	(0,0479)
Rio de Janeiro	0,0839***	0,0856***	0,0269	0,0370
	(0,00673)	(0,00626)	(0,0239)	(0,0231)
São Paulo	0,0120*	0,0320***	-0,0120	0,0197
	(0,00672)	(0,00604)	(0,0187)	(0,0176)

(Continua)

(Continuação)

Brasil, regiões e UFs	Consultas médicas		Internações hospitalares	
	IC	IHwv	IC	IHwv
Sul	0,0321***	0,0585***	-0,0409**	0,00377
	(0,00557)	(0,00571)	(0,0175)	(0,0177)
Paraná	0,0270***	0,0625***	-0,0786***	-0,0254
	(0,00879)	(0,00878)	(0,0236)	(0,0238)
Santa Catarina	-0,000658	0,0252*	0,00877	0,0501**
	(0,0145)	(0,0147)	(0,0280)	(0,0248)
Rio Grande do Sul	0,0557***	0,0783***	-0,0132	0,0261
	(0,00933)	(0,00730)	(0,0288)	(0,0287)
Centro-Oeste	0,0628***	0,0836***	-0,0444***	-0,00631
	(0,00735)	(0,00660)	(0,0151)	(0,0148)
Mato Grosso do Sul	0,0278*	0,0383***	0,0100	0,0348
	(0,0154)	(0,0146)	(0,0226)	(0,0217)
Mato Grosso	0,0296**	0,0520***	-0,0440	0,0143
	(0,0144)	(0,0132)	(0,0327)	(0,0363)
Goiás	0,0434***	0,0633***	-0,0348	-0,00741
	(0,00999)	(0,00926)	(0,0223)	(0,0219)
Distrito Federal	0,148***	0,165***	-0,0401	-0,0130
	(0,0108)	(0,0100)	(0,0287)	(0,0274)

Elaboração das autoras.
Notas: * p<0,1.
** p<0,05.
*** p<0,01.
Obs.: 1. Erros-padrão entre parênteses.
2. Para calcular o uso padronizado pelas necessidades, foi estimado um modelo binomial negativo.

5.2 Determinantes da desigualdade no cuidado com a saúde

A análise exploratória da concentração no uso do cuidado com a saúde relacionada à renda permitiu identificar o padrão de desigualdade na utilização de consultas médicas e internações hospitalares relacionado à renda, mas não estabelece o que determina essas desigualdades, o que será realizado por meio da decomposição da desigualdade em contribuições dos determinantes da utilização. Essas podem ser positivas - favorecem o uso pelos mais ricos (e uma desigualdade pró-rico) ou negativas - favorecem o uso pelos mais pobres (e uma desigualdade pró-pobre).

As *dummies* sexo-idade mostraram contribuições heterogêneas, mas, de um modo geral, o que se observou foram contribuições das *dummies* do sexo masculino menos favoráveis ao uso pelos mais pobres do que as do sexo feminino.

O impacto positivo das variáveis de morbidade sobre o uso (dado pela elasticidade) e a relação inversa entre elas e a variável *rank* (dada pelo IC) resultaram em contribuições negativas para a desigualdade, que ocorrem no sentido de reduzir as

desigualdades pró-rico e aumentar as desigualdades pró-pobre. A principal exceção foi para a presença de doença crônica, em que se observou um valor positivo para o IC. Uma possível explicação para esse resultado pode estar no maior acesso a diagnóstico dos indivíduos de renda mais elevada.

A renda contribuiu para uma distribuição pró-rico do uso total de consultas médicas e uma distribuição pró-pobre do uso total de internações hospitalares. Esse resultado, entretanto, não necessariamente significa uma melhor utilização das internações pelos mais pobres. Pode, entretanto, ser um indicativo de que estes só conseguem usufruir de cuidados quando precisam de tratamento intensivo.

Outro ponto que chama atenção é o fato de que a contribuição da renda nos contatos subsequentes é consideravelmente menor do que no contanto inicial (etapa) de acesso, fato sugestivo de que a renda é um limitante mais de acesso do que da quantidade de cuidado.

Uma contribuição da renda menor do que o valor do IHwv indica que outras variáveis socioeconômicas contribuem para a desigualdade no uso, o que pode ser verificado nas contribuições significantes da escolaridade, da situação no mercado de trabalho, da posse de plano de saúde e da região de residência.

Pessoas mais escolarizadas possuem maior conhecimento médico, o que resulta em uma maior procura por serviços de saúde em relação a pessoas menos escolarizadas. Além disso, maior escolaridade está associada a maiores rendimentos, resultando em uma contribuição positiva para a desigualdade. Esse resultado foi, especialmente, evidente para pessoas com escolaridade de nível superior. Nem sempre, contudo, a escolaridade aparece como determinante importante da desigualdade no uso, uma vez que ela também reflete as preferências ou os gostos individuais.

Apesar de não haver uma relação direta entre a situação no mercado de trabalho e o cuidado com a saúde, normalmente se encontra uma contribuição significante da situação no mercado de trabalho para a desigualdade na utilização. O sinal depende da relação entre a situação ocupacional e a renda, assim como do custo de oportunidade em procurar serviços de saúde.

As ocupações com maiores rendimentos (empregado com carteira, funcionário público, conta-própria e empregadores) apresentaram relação positiva com a renda,[17] mas o custo de oportunidade nessas ocupações pode ser maior do que aquele de ocupações com menor remuneração. Além disso, pessoas em pior condição de saúde demandam mais serviços de saúde e encontram dificuldades em adquirir melhores empregos. Desse modo, a contribuição da ocupação para a desigualdade no uso deve ser interpretada com cuidado, uma vez que não é inteiramente exógena ao modelo.

17. Os resultados podem ser obtidos diretamente com as autoras.

TABELA 2
Brasil: contribuição dos determinantes da utilização para a desigualdade no cuidado com a saúde (2008)

Variáveis	Consultas médicas			Internações hospitalares		
	Binomial negativo	Hurdle binomial negativo		Binomial negativo	Hurdle Poisson	
		Logit	Negbin truncado		Logit	Poisson truncado
m18_29	0,0000	-0,0001***	0,0000*	0,0004***	0,0005***	-0,0001
m30_44	0,0000*	0,0000***	0,0000***	0,0002***	0,0002***	0,0000
m45_59	0,0013***	-0,0004***	0,0011***	0,0045***	0,0053***	-0,0056
m60_69	0,0028***	0,0006***	0,0017***	0,0066***	0,0083***	-0,0005
m70	0,0004***	0,0003***	0,0002**	0,0012***	0,0011***	0,0003
f10_17	-0,0047***	-0,0020***	-0,0024***	-0,0041***	-0,0032***	-0,0019
f18_29	-0,0069***	-0,0020***	-0,0041***	-0,0126***	-0,0141***	0,0005
f30_44	-0,0032***	-0,0013***	-0,0016***	-0,0038***	-0,0045***	0,0004
f45_59	0,0078***	0,0035***	0,0039***	0,0057***	0,0068***	-0,0007
f60_69	0,0084***	0,0038***	0,0043***	0,0044***	0,0065***	-0,0017
f70	-0,0002	0,0000	-0,0001	0,0026***	0,0025***	0,0007
bom	-0,0010***	-0,0005***	-0,0006***	-0,0011***	-0,0011***	-0,0004
regular	-0,0100***	-0,0035***	-0,0065***	-0,0117***	-0,0104***	-0,0042***
ruim	-0,0064***	-0,0012***	-0,0045***	-0,0091***	-0,0067***	-0,0028***
mruim	-0,0015***	-0,0002***	-0,0012***	-0,0023***	-0,0016***	-0,0007***
limitacao	-0,0018***	-0,0010***	-0,0011***	-0,0039***	-0,0038***	-0,0007***
cronica	0,0125***	0,0069***	0,0072***	0,0104***	0,0090***	0,0050***
lrendapc	0,0237***	0,0202***	0,0082***	-0,0256***	-0,0288***	-0,0046
fundamental	-0,0016**	-0,0054***	0,0012*	0,0000	-0,0018	0,0010
medio	0,0024***	0,0032***	0,0002	-0,0010	-0,0011	0,0010
superior	0,0062***	0,0078***	0,0014*	0,0009	0,0004	0,0021
desocupado	0,0011***	0,0003***	0,0009***	0,0027***	0,0038***	-0,0003
ccarteira	-0,0028***	0,0021***	-0,0044***	-0,0100***	-0,0102***	-0,0064***
fpublico	-0,0007***	0,0012***	-0,0012***	-0,0019***	-0,0016***	-0,0014**
domestico	0,0008***	0,0002***	0,0007***	0,0019***	0,0021***	0,0007***
scarteira	0,0008***	0,0002***	0,0006***	0,0007***	0,0008***	0,0003*
cpropria	-0,0004***	-0,0002***	-0,0003***	-0,0005***	-0,0006***	-0,0002**
empregador	-0,0022***	-0,0004***	-0,0019***	-0,0014***	-0,0013***	-0,0013**
outra	0,0025***	0,0011***	0,0018***	0,0018***	0,0023***	0,0004
plano	0,0364***	0,0233***	0,0193***	0,0287***	0,0371***	-0,0031
norte	0,0011***	0,0008***	0,0006**	-0,0022***	-0,0020***	-0,0010

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Consultas médicas			Internações hospitalares		
	Binomial negativo	Hurdle binomial negativo		Binomial negativo	Hurdle Poisson	
		Logit	Negbin truncado		Logit	Poisson truncado
sudeste	0,0052***	0,0012***	0,0043***	-0,0002	0,0010	-0,0004
sul	0,0006	-0,0004	0,0008*	0,0025***	0,0033***	0,0007
centro-oeste	-0,0001	-0,0001***	-0,0011	0,0015***	0,0016***	0,0005**
GC_{ε}	0,0035	-0,0039	-0,0079	-0,0109	-0,0174	0,0168
IC	0,0739***	0,0542***	0,0198***	-0,0257***	-0,0176***	-0,00776**
IHwv	0,0797***	0,0507***	0,0405***	-0,0034	-0,0056	-0,0097**
Observações	319.288	319.288	212.937	319.288	319.288	22.989

Elaboração das autoras.
Notas: * p<0,1.
** p<0,05.
*** p<0,01.
Obs.: Os contatos subsequentes de consultas médicas foram estimados por um modelo binomial negativo truncado, e para os contatos subsequentes de internação hospitalar adotou-se um modelo Poisson truncado, devido à ausência de convergência nas interações do binomial negativo truncado para internações hospitalares.

A posse de plano de saúde foi o determinante social que mais contribuiu para uma desigualdade favorável àqueles em melhor condição econômica. Como, porém, a decisão de possuir um plano de saúde recebe influência da condição de saúde, também pode encobrir algum aspecto da morbidade.

O uso de serviços de saúde também é afetado pelas desigualdades regionais de renda, uma vez que regiões mais pobres são dotadas de menor oferta de serviços médicos, o que, por sua vez, restringe o uso de pessoas residentes nessas regiões. O sinal da contribuição regional dependerá, pois, da distribuição de renda e da oferta de serviços de saúde no que concerne à região de referência.

Por fim, as contribuições remanescentes decorrem de fatores não incorporados ao modelo, agregadas em um termo residual, representado por GC_{ε}, que fornece a medida do uso não explicado pelos fatores de necessidade e de não necessidade. Um valor próximo a 0 desse termo significa um bom ajuste do modelo.

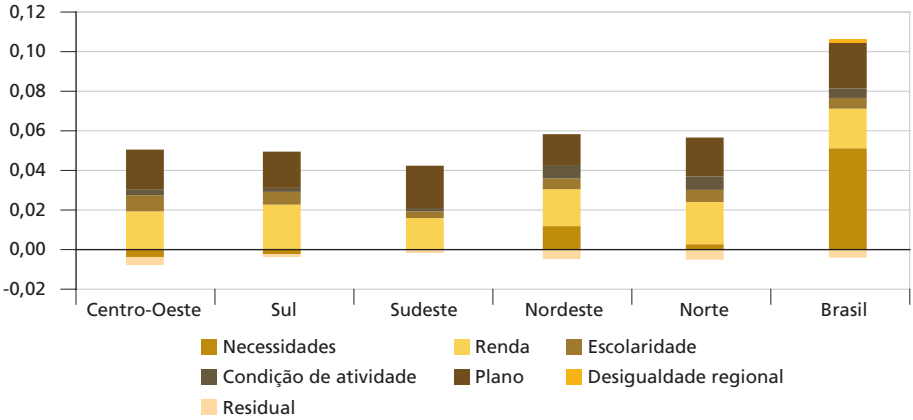
Essas contribuições podem variar em relação à etapa de cuidado e entre regiões, o que foi ilustrado pela comparação regional dos determinantes no contato inicial (acesso) e nos contatos subsequentes (quantidade de contatos).

Os determinantes de necessidade (as variáveis demográficas e de morbidade) contribuíram com mais da metade da desigualdade na probabilidade de consultar um médico no Brasil. Portanto, a desigualdade no uso favorável aos mais ricos decorre, em grande parte, da maior necessidade de cuidado desse grupo.

Esse resultado controverso pode ser compreendido quando as características de necessidade são examinadas de forma desagregada. A contribuição das doenças crônicas (0,0069) aparece ao lado da posse de plano de saúde (0,0233) e da renda (0,0202) como os principais determinantes da desigualdade pró-rico na probabilidade de consultar um médico (tabela 2), o que reforça o argumento de que a maior utilização pelos grupos de renda mais alta está associada a algum tipo de acompanhamento médico para tratamento de doenças crônicas.[18]

Quando se examina a desigualdade em âmbito regional, as características de necessidade reduzem suas contribuições para a desigualdade de contato, aparecendo a renda e a posse de plano de saúde como os principais determinantes da desigualdade na probabilidade de contatar um médico (gráfico 1).

GRÁFICO 1
Brasil e regiões: decomposição da desigualdade na probabilidade de contatar consultas médicas (2008)

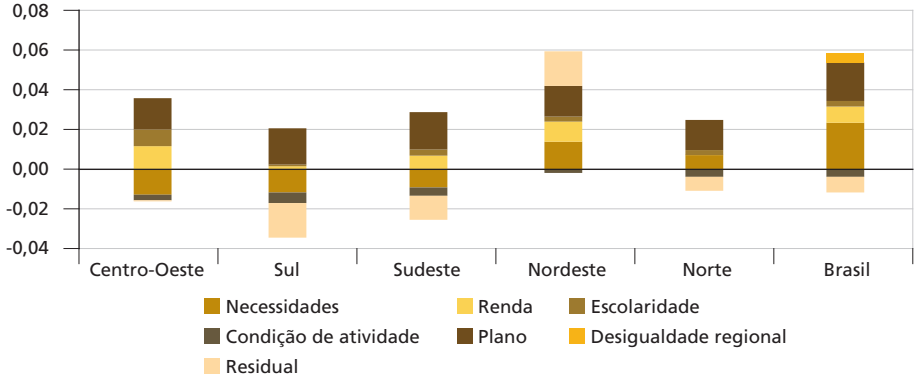


Elaboração das autoras.
Obs.: Decomposição obtida pelo efeito marginal do modelo *logit*.

Relativamente à desigualdade na frequência de consultas médicas, visualizam-se: contribuição pró-pobre da condição de atividade, provavelmente oriunda do maior custo de oportunidade das pessoas ativas em relação às inativas em manter a frequência no tratamento de saúde; e a manutenção da renda como fonte relevante da desigualdade pró-rico, porém com uma contribuição menor do que a da posse de plano de saúde.

18. Como comentado anteriormente, os grupos de renda mais alta possuem mais acesso a diagnósticos, o que também explica o peso desse determinante como variável explicativa do uso de consultas. Esse resultado, contudo, provavelmente representa apenas mais acesso ao diagnóstico pelos mais ricos, e não menos incidência de doenças crônicas nos mais pobres.

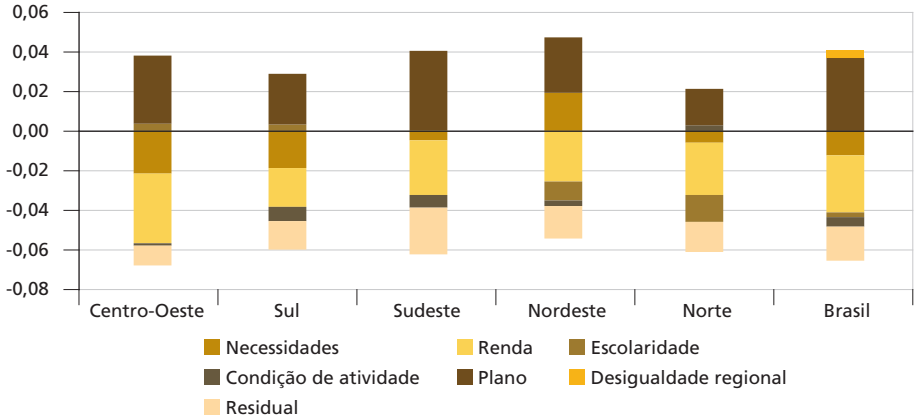
GRÁFICO 2
Brasil e regiões: decomposição da desigualdade na frequência de consultas médicas (2008)



Elaboração das autoras.
Obs.: Decomposição obtida pelo efeito marginal do modelo binomial negativo truncado.

A probabilidade de internação hospitalar expressa desigualdade favorável aos mais pobres, sendo negativa a contribuição da maioria dos determinantes, ou seja, favorecem o uso pelos mais pobres. A principal exceção foi dada pela contribuição do plano de saúde, que ajudou a reduzir o grau da desigualdade pró-pobre na probabilidade de internação hospitalar.

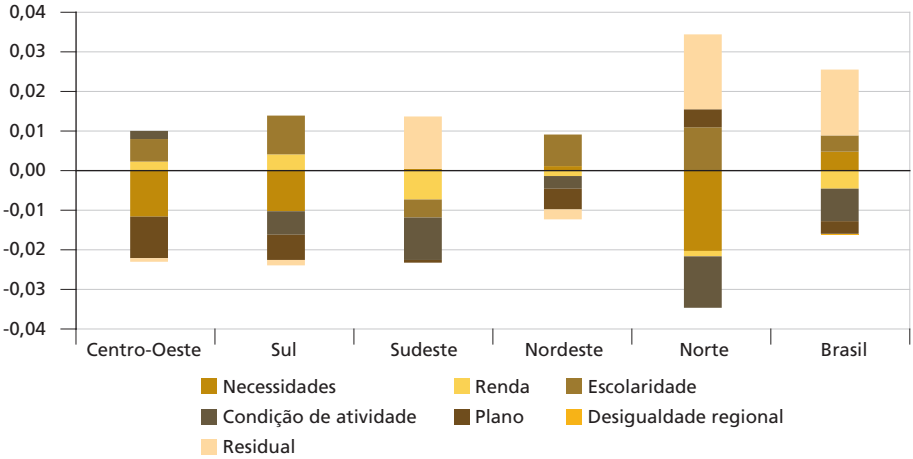
GRÁFICO 3
Brasil e regiões: decomposição da desigualdade na probabilidade de contatar internações hospitalares (2008)



Elaboração das autoras.
Obs.: Decomposição obtida pelo efeito marginal do modelo *logit*.

A frequência de internações hospitalares também se mostrou favorável aos mais pobres, sendo os fatores de necessidade e de condição de atividade os que mais contribuíram para uma desigualdade pró-pobre.

GRÁFICO 4
Brasil e regiões: decomposição da desigualdade na frequência de internações hospitalares (2008)



Elaboração das autoras.
Obs.: Decomposição obtida pelo efeito marginal do modelo Poisson truncado.

É importante ressaltar, ainda, que, com exceção da desigualdade na probabilidade de consulta médicas, o termo residual teve contribuição relevante para a desigualdade no cuidado. Uma parte desta contribuição pode ser atribuída às características responsáveis pela decisão do profissional de saúde que, por não constarem na base de dados, não puderam ser incorporadas às estimativas.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste artigo foi mensurar a equidade na utilização de serviços de saúde (consultas médicas e internação hospitalar) e determinar quais fatores contribuíram para aumentar ou diminuir a desigualdade usando dados da Pnad de 2008.

Inicialmente foram calculados ICs da distribuição não padronizada do número de consultas médicas e do número de internações hospitalares e índices de iniquidade horizontal, que nada mais são do que ICs da distribuição padronizada das variáveis de utilização. Os índices de iniquidade horizontal mensuram as desigualdades levando em conta fatores demográficos (idade e gênero) e características de morbidade. Medem, assim, as desigualdades consideradas injustas, como as decorrentes da renda. Dada a diferença regional na distribuição da oferta de recursos, os índices foram construídos também para cada região e UF.

De acordo a desigualdade estimada pelos índices de iniquidade, não se observa equidade horizontal na utilização de consultas médicas na maioria dos estados, havendo, na verdade, um padrão de iniquidade em favor dos em melhor condição socioeconômica.

Os resultados desses indicadores parecem mostrar, ainda, ausência de iniquidade na utilização de internações hospitalares na maioria dos estados, uma vez que poucos apresentaram índices de iniquidade estatisticamente significantes. O elevado valor negativo dos índices de iniquidade horizontal, entretanto, sugere um padrão de desigualdade no uso de internações favorável aos mais pobres, fato sugestivo de que os mais pobres só conseguem receber cuidado de saúde quando necessitam de tratamentos intensivos.

A comparação regional do grau de iniquidade mostra que a magnitude desta no uso de consultas varia entre as regiões, ainda que haja pouca variação entre estados da mesma região. Na região Nordeste estão situados os estados com os maiores índices de iniquidade horizontal no uso de consultas médicas, enquanto o oposto ocorre nas regiões Sul e Sudeste. Essas diferenças podem estar associadas tanto à maior concentração de renda nas regiões mais pobres, quanto à menor oferta do SUS nas regiões menos desenvolvidas. A iniquidade no uso de internações hospitalares, por sua vez, é mais homogênea entre regiões, com a região Centro-Oeste apresentando o grau mais elevado de desigualdade relacionada à renda.

Em seguida foi feita uma análise de decomposição dos ICs para avaliar a contribuição de variáveis de necessidade e sociais (de não necessidade) para a desigualdade observada na utilização de cuidados com a saúde.

Os determinantes de necessidade, em geral, contribuíram para um uso favorável aos mais pobres, dado que indivíduos mais pobres necessitam de maiores cuidados de saúde.

Os determinantes sociais apresentaram contribuições mais heterogêneas. Se, por um lado, a renda torna a distribuição de consultas médicas mais pró-rico, por outro, deixa a distribuição do uso de internação menos pró-pobre. Isso significa que quanto maior a renda, maior o uso de consultas médicas e menor a utilização de internações hospitalares. Esse resultado reforça o argumento de que pessoas mais pobres utilizam mais os cuidados intensivos do que os cuidados preventivos com a saúde.

Além da renda, a escolaridade, a condição de atividade no mercado de trabalho, a posse de plano de saúde e o local de residência forneceram contribuições sociais para a desigualdade no uso do cuidado relacionado à renda.

A escolaridade exerceu uma contribuição para a desigualdade muito similar à da renda. Níveis de escolaridade maiores contribuíram para acentuar o grau de desigualdade pró-rico e pró-pobre no uso de consultas e de internações hospitalares,

respectivamente. O maior número de utilização dos serviços de consulta médica pelas pessoas com maior escolaridade pode ser atribuído a um maior conhecimento da importância de cuidados médicos, o que induz a um aumento da procura para o cuidado preventivo com a saúde.

Por sua vez, a condição de atividade, em geral, contribuiu para uma distribuição mais pró-pobre, o que significa que o fato de ser economicamente ativo pode resultar em um custo de oportunidade maior para os indivíduos com melhor condição socioeconômica.

As contribuições da posse de plano de saúde e do local de residência,[19] contudo, são as que despertam mais interesse dos elaboradores de políticas públicas por serem alvo direto de atuações na área de saúde. Nesse sentido, contribuições para uma utilização pró-rico da posse de plano de saúde e do local de residência poderiam ser reduzidas, por exemplo, por uma cobertura de saúde com foco em pessoas de baixa renda e pela ampliação de recursos físicos e humanos em áreas com escassez de oferta de serviços de saúde.

ABSTRACT

The aim of this paper is to measure and explain income-related inequalities in health care utilization (doctor visits and hospitalization) and establish which factors contributed to increase or decrease inequality in health care using data from Pnad 2008. Initially no-standardized and need-standardized concentration indices (horizontal inequity index) were built for Brazil and its regions. The results indicate pro-rich inequity in the utilization of doctor visits and a greater degree of inequity in the North and Northeast regions. On the other hand, there is no evidence of inequity in hospital care utilization. The decomposition analysis shows that the contributions of need determinants are mostly pro-poor, while the contributions of social determinants are more diversified. Income, education, and health insurance contribute to increase the pro-rich distribution of doctor visits and reduce the distribution of pro-poor hospital care. The work activity status contributions are mostly pro-poor since the opportunity cost of seeking healthcare is higher among the economically active.

Keywords: healthcare utilization; horizontal inequity; decomposition.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, C. M. *et al*. Health sector reform in Brazil: a case study of inequity. **International Journal of Health Services**, v. 30, n. 1, p. 129-162, 2000.

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, n. 2, p. 90-97, 2013.

19. Macinko e Lima-Costa (2012) e Almeida *et al*. (2013) também encontram evidência de que as maiores contribuições para o viés pró-rico na utilização de cuidados de saúde são a renda, a presença de plano de saúde e a localização geográfica.

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, n. 4, pp. 623-645, 2013.

ANDRADE, M. V; MAIA, A. C. Diferenciais de utilização do cuidado de saúde no sistema suplementar brasileiro. **Estudos Econômicos**, v. 39, n.1, p. 7-38, 2009.

BARROS, A. J. D.; BERTOLDI, A. D. Desigualdades na utilização e no acesso a serviços odontológicos. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 7, n. 4, p. 709-712, 2002.

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.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. Econometric models based on count data: comparisons and applications of some estimators and tests. **Journal of Applied Econometrics**, v. 1, n. 1, p. 29-53, 1986.

_____. **Microeconometrics**: methods and applications. Londres: Cambridge University Press, 2005.

CAMPINO, A. C. C. *et al*. Equity in health in LAC – Brazil. *In*: **EquiLAC project and poverty and equity in health in Latin American and Caribbean**: results of country-case studies from Brazil, Ecuador, Guatemala, Jamaica, Mexico and Peru. Washington: World Bank, 1999. World Health Organization (WHO) e Pan American Health Organization (PAHO).

DIAZ, M. D. M. Desigualdades socioeconômicas na saúde. **Revista Brasileira de Economia**, v. 57, n. 1, p. 7-25, 2003.

GERDTHAM, U. G. Equity in health care utilization: further tests based on hurdle models and Swedish micro data. **Health Economics**, v. 6, n. 3, p. 303-319, 1997.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílio 2008 (Microdados)**. Rio de Janeiro: IBGE**,** [s.d.]. Disponível em: <http://goo.gl/CnZEoS>. Acesso em: 1 dez. 2010.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Pobreza**: taxa de pobreza (%). [S.l.]: Ipeadata, 2015a. (Nota Técnica). Disponível em: <www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: 22 maio 2015.

_____. **Renda**: desigualdade – coeficiente de Gini. [S.l.]: Ipeadata, 2015b. (Nota Técnica). Disponível em: <www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: 22 maio 2015.

MAIA, A. C; ANDRADE, M. V; OLIVEIRA, A. M. H. O risco moral no sistema de saúde suplementar brasileiro. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32., 2004, João Pessoa. **Anais...** João Pessoa: Anpec, 2004. Disponível em: <http://goo.gl/kbwCNF>. Acesso em: 22 fev. 2013.

MANCINKO, J.; LIMA-COSTA, M. F. Horizontal equity in health care utilization in Brazil: 1998-2008. **International Journal for Equity in Health**, v. 11, n. 33, p. 1-8, 2012.

MULLAHY, J. Heterogeneity, excess zeros, and the structure of count data models. **Journal of Applied Econometric**. v. 12, n. 3, p. 337-350, 1997.

NEDER, H. D. **Análise de indicadores sociais utilizando o Stata**. Uberlândia: UFU, 2010. Disponível em: <http://goo.gl/G2BpQF>. Acesso em: 11 nov. 2010.

NERI, M.; SOARES, W. Desigualdade social e saúde no Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 18, p. 77-87, 2002. Suplemento.

NORONHA, K. V. M. S.; ANDRADE, M. V. Desigualdades sociais em saúde: evidências empíricas sobre o caso brasileiro. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 32, p. 877-897, 2001. Número especial.

_____. O efeito da distribuição de renda sobre o estado de saúde individual no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Brasília, v. 37, n. 3, p. 521-556, 2007.

NUNES, A. *et al*. **Medindo as desigualdades em saúde no Brasil**: uma proposta de monitoramento. Brasília: Opas; OMS; Ipea, 2001.

PALERMO, P. U.; PORTUGAL, M. S.; SOUZA, F. H. Um estudo sobre desigualdade no acesso à saúde na região Sul. *In*: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 10., 2005, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: BNB, 2005. Disponível em: <http://goo.gl/b3UEgj>. Acesso em: 22 maio 2012.

PODDER, N. The disaggregation of the Gini coefficient by factor components and its applications to Australia. **Review of Income and Wealth**, v. 39, n. 1, p. 51-61, 1993.

POHLMEIER, W.; ULRICH, V. An econometric model of the two-part decision making process in the demand for health care. **The Journal of Human Resources**, v. 30, n. 2, p. 339-361, 1995.

RAO, V. M. Two decompositions of concentration ratio. **Journal of Royal Statistical Society Series,** v. 132, n. 3, p. 418-425, 1969.

SILVA, P. L. N.; PESSOA, D. G. C.; LILA, M. F. Análise estatística de dados da Pnad: incorporando a estrutura do plano amostral. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 7, n. 4, p. 659-670, 2002.

TRAVASSOS, C. *et al*. Desigualdades geográficas e sociais na utilização de serviços de saúde no Brasil. **Ciência & Saúde Coletiva,** v. 5, n. 1, p. 133-149, 2000.

TRAVASSOS, C.; OLIVEIRA, E. X. G.; VIACAVA, F. Desigualdades geográficas e sociais no acesso aos serviços de saúde no Brasil: 1998 e 2003. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 11, n. 4, p. 975-986, 2006.

VAN DOORSLAER, E. *et al*. Equity in delivery of health care in Europe and US. **Journal of Health Economics**, v. 19, n. 5, p. 553-583, 2000.

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

WAGSTAFF, A.; PACI, P.; VAN DOORSLAER, E. On the measurement of inequalities in health. **Social Science Medicine**, v. 33, n. 5, p. 545-557, 1991.

WAGSTAFF, A.; VAN DOORSLAER, E. Measuring and testing for inequality 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.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

NORONHA, K. V. M. S.; ANDRADE, M. V. Desigualdade social no acesso aos serviços de saúde na região Sudeste do Brasil. *In*: SEMINÁRIO DE ECONOMIA MINEIRA, 10., 2002, Diamantina. **Anais...** Diamantina: Cedeplar, 2002. Disponível em: <http://goo.gl/0joh9B>. Acesso em: 5 out. 2010.

PAIM, J. *et al*. The Brazilian health system: history, advances and challenges. **The Lancet**, v. 377, p. 1778-1797, 2011.

(Originais submetidos em julho de 2013. Última versão recebida em outubro de 2014. Aprovada em outubro de 2014.)

TABAGISMO NO BRASIL: ESTIMAÇÃO DAS ELASTICIDADES PREÇO E RENDA NA PARTICIPAÇÃO E NA DEMANDA POR CIGARROS INDUSTRIALIZADOS[1]

Sarah Lampreia[2]
Roberta Costa[3]
Aline Biz[4]
Vera Luiza da Costa e Silva[5]
Valeska Carvalho Figueiredo[6]
Roberto Iglesias[7]
Danielle Carusi Machado[8]
Fábio Waltenberg[9]

O objetivo deste artigo é estimar as elasticidades preço e renda da participação e da demanda por cigarro industrializado no Brasil. Políticas de controle do tabagismo se tornaram mais importantes a partir de 2005, quando o país ratificou sua participação na Convenção-Quadro para o Controle do Tabaco (CQCT), se comprometendo no fortalecimento do tema. O estudo das elasticidades pode fornecer importantes contribuições para as políticas públicas. Para estimação das elasticidades se utilizou a Pesquisa Especial do Tabagismo (PETab) de 2008, divulgada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). As elasticidades preço e renda da participação foram calculadas com o modelo *probit*, enquanto o modelo *tobit* foi usado para estimação das elasticidades da demanda, por considerar a censura da amostra. Encontrou-se correlação negativa em relação ao preço e à renda, indicando que políticas de elevação do preço podem ser eficazes para a redução do tabagismo, seja de forma isolada, seja associada a outras políticas.

Palavras-chave: tabagismo; políticas públicas; elasticidade-renda; elasticidade-preço.

JEL: I18; D12.

---

1. Sarah Lampreia e Roberta Costa contribuíram igualmente para este trabalho e são suas primeiras autoras. Os demais autores aparecem em ordem alfabética, sem relação com sua contribuição relativa.

2. Bacharel em Ciências Econômicas pela Universidade Federal Fluminense (UFF). *E-mail*: <sarahlampreia@id.uff.br>.

3. Bacharel em Ciências Econômicas pela Universidade Federal Fluminense (UFF). *E-mail*: <rmendes@id.uff.br>. Pelo apoio financeiro recebido a partir de agosto de 2013, que permitiu sua dedicação a este trabalho, a autora é grata ao Programa Institucional de Bolsas de Iniciação Científica (Pibic), financiado pelo Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e pela UFF.

4. Mestre em Saúde Coletiva pela Universidade do Estado do Rio de Janeiro (UERJ). *E-mail*: <alinebiz@gmail.com>.

5. Pesquisadora visitante no Centro de Estudos sobre Tabaco e Saúde da Escola Nacional de Saúde Pública da Fundação Oswaldo Cruz (Ensp/Fiocruz). *E-mail:* <veradacostaesilva1@gmail.com>.

6. Pesquisadora no Centro de Estudos sobre Tabaco e Saúde da Escola Nacional de Saúde Pública da Fundação Oswaldo Cruz (Ensp/Fiocruz). *E-mail:* <valeskacf@ensp.fiocruz.br>.

7. Diretor do Centro de Estudos de Integração e Desenvolvimento (Cindes). *E-mail*: <riglesias8@cindesbrasil.org>.

8. Professora na Faculdade de Economia da Universidade Federal Fluminense (UFF) e membro do Centro de Estudo sobre Desigualdade e Desenvolvimento (Cede) da mesma universidade. *E-mail*: <dani_carusi@hotmail.com>.

9. Professor na Faculdade de Economia da Universidade Federal Fluminense (UFF) e membro do Núcleo de Estudos em Educação do Centro de Estudo sobre Desigualdade e Desenvolvimento (NEE/Cede) da mesma universidade. *E-mail*: <waltenberg@economia.uff.br>.

1 INTRODUÇÃO

Responsável por mais de 13 mil mortes por dia em todo o mundo, o tabagismo é a principal causa de morte evitável, segundo a Organização Mundial de Saúde (OMS, 2009). No Brasil, a PETab, realizada em 2008 pelo IBGE, aponta que 18,2% dos entrevistados declararam ser usuários correntes[10] de algum produto do tabaco – fumado ou não (IBGE, 2008). Pinto e Pichon-Riviere (2012) estimam que, a cada ano, 130 mil brasileiros morram precocemente devido a doenças provocadas pelo tabagismo. Além disso, segundo o Instituto Nacional de Câncer José Alencar Gomes da Silva (Inca), de cada cem pacientes que desenvolvem câncer, trinta são fumantes.[11] Além das neoplasias, associa-se o uso do tabaco à ocorrência de outros tipos de doenças cujos tratamentos são custosos, como: cerebrovasculares (acidente vascular cerebral e aneurismas); cardiovasculares (infarto e hipertensão arterial); pulmonares (infecções respiratórias); úlcera do aparelho digestivo; trombose vascular; osteoporose; catarata; impotência sexual no homem e infertilidade na mulher; menopausa precoce; e complicações na gravidez, entre outras.

Além de representar perigo para a saúde pública, o tabagismo traz grandes custos para a sociedade, tanto custos tangíveis (assistência à saúde, perda de produção causada por morte ou adoecimento, entre outros), quanto intangíveis (decorrentes da morte de fumantes e de não fumantes, e do sofrimento dos próprios fumantes e familiares). Pinto e Pichon-Riviere (2012) tratam da carga econômica gerada pelo tabagismo para a economia do Brasil, ou seja, a magnitude econômica da epidemia. Em suas estimações, os autores apontaram que os custos do tabagismo para o setor de saúde foram de aproximadamente R$ 20,68 bilhões, representando cerca de 0,5% do produto interno bruto (PIB) do Brasil em 2011. Os resultados da PETab mostram que 96,2% dos entrevistados acreditam que o tabaco causa doenças graves. Porém, mesmo com esse elevado nível de conhecimento sobre os malefícios associados ao tabagismo, cerca de 25 milhões de brasileiros consomem algum produto do tabaco, dos quais 58,90% declaram que nunca tentaram parar. Por outro lado, 41,07% declaram que já tentaram cessar, mas não conseguiram. Portanto, mais do que um problema de informação insuficiente, parece haver dificuldade de absorção da informação disponível ou de implementação da decisão de parar de fumar, ambas decorrências da dependência provocada pela nicotina.

Diante desse contexto, torna-se essencial a intervenção do Estado na forma de políticas públicas que busquem diminuir o número de fumantes e o nível de consumo, assim como estimulem a cessação. Para promover essas políticas de Estado em nível mundial, a OMS desencadeou o processo de negociação da CQCT, que consiste no primeiro tratado internacional de saúde pública. Tendo entrado

10. O IBGE classifica como fumantes correntes os fumantes diários e os fumantes ocasionais. Será usada essa definição no restante deste artigo.

11. Disponível em: <http://www.actbr.org.br/tabagismo/numeros>. Acesso em: 4 jul. 2013.

em vigor em 2005 e contando atualmente com 178 Estados-partes, a CQCT é composta por um conjunto abrangente de medidas voltadas à redução da demanda e da oferta de tabaco e cuja efetividade se apoia em uma extensa literatura científica. Entre as principais medidas de controle propostas incluem-se o banimento da propaganda, da promoção e do patrocínio de produtos do tabaco; a proibição de fumar em ambientes públicos fechados; e o aumento dos preços e dos impostos dos cigarros. Neste tratado, os Estados-partes promovem o fortalecimento do controle do tabagismo, pois se comprometem com o desenvolvimento de estratégias que levem em consideração as características do país, como o perfil da população e o ambiente sociopolítico. O tratado enseja a cooperação científica e técnica entre os países participantes na troca de informações.

Entre os diversos tipos de políticas que podem ser utilizadas para o combate do tabagismo, a OMS (2009) considera as políticas de preços e impostos como as intervenções mais eficazes para redução do consumo do tabaco. Entretanto, a economia do tabaco e o impacto e a eficácia dessas políticas ainda é um tema pouco explorado, principalmente nos países em desenvolvimento. Entre as publicações acadêmicas brasileiras voltadas para esse tipo de análise destacam-se as pesquisas de Carvalho e Lobão (1998), Iglesias (2006) e Iglesias *et al.* (2007). Enquanto esses três artigos estimam a elasticidade-preço do consumo utilizando dados agregados, este trabalho contribui para a literatura ao estimar tanto a elasticidade-preço da participação quanto do consumo utilizando microdados.

Outra questão relacionada ao tabagismo, passível de análise econômica e importante para as políticas públicas, é o perfil socioeconômico do consumidor de produtos derivados do tabaco. A relação entre pobreza e desigualdade na área da saúde, como a maior presença de morte prematura e debilidade em classes mais pobres, é amplamente verificada na literatura da economia da saúde (World Bank, 1993; 1997), sendo o tabagismo um possível contribuinte. Bobak *et al.* (2000) estudam a relação da mortalidade precoce e o tabagismo em quatro países desenvolvidos (Inglaterra e País de Gales, Estados Unidos, Polônia e Canadá), verificando que o fumo é responsável por grande parte da disparidade no risco de morte prematura para homens entre 35 e 69 anos de diferentes grupos socioeconômicos. Esse mesmo artigo aponta para a existência de uma correlação negativa entre prevalência do tabagismo e classe socioeconômica, fenômeno conhecido como "gradiente social da demanda por tabaco".

Os dados da PETab mostram que, no Brasil, 57,2% dos fumantes correntes de cigarro industrializado possuíam, em 2008, uma renda domiciliar *per capita* de até 1 salário mínimo (SM),[12] 54,6% possuíam até sete anos de escolaridade e 36,2% tinham entre 8 e 11 anos, sugerindo a existência do gradiente na realidade brasileira (IBGE, 2008).

12. Calculado com o valor em vigor no mês de referência desta pesquisa (setembro de 2008): R$ 415,00.

Nesse contexto, a estimação da elasticidade-preço da participação (isto é, da decisão do indivíduo de fumar ou não) e do consumo de cigarros pode ser uma importante ferramenta para possíveis direcionamentos de políticas públicas de controle do tabaco, por estimar o impacto na demanda, provocado por alterações marginais deste condicionante. Além disso, a estimação da elasticidade-renda fornece um perfil do consumidor, podendo guiar outros tipos de política. Essas elasticidades foram estimadas por meio do banco de dados da PETab, equivalente nacional da *global adult tobacco survey* (Gats),[13] que foi incorporada à Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 2008. A fim de atingir os objetivos propostos neste artigo, recorre-se a duas técnicas econométricas distintas. As elasticidades preço e renda da participação são estimadas utilizando um modelo de probabilidade não linear (*probit).* As estimações das elasticidades do consumo com relação ao preço e à renda foram realizadas por meio de um modelo *tobit*, que considera a censura nos dados e possibilita que os estimadores sejam não viesados e consistentes. Para efeito de comparação com os resultados estimados no modelo *tobit*, estimou-se uma regressão linear múltipla por mínimos quadrados ordinários (MQO) sem considerar a existência de censura nos dados.

As estimativas encontradas foram condizentes com o esperado com base na literatura em termos qualitativos, embora de magnitudes inferiores às costumeiras. Conclui-se que as variações no preço impactam a participação e o consumo, ou seja, políticas de elevação do preço do cigarro podem ser eficazes na redução do tabagismo. A relação negativa entre renda e participação, assim como aquela entre renda e consumo, é um indicativo da presença do gradiente social na realidade brasileira.

Este artigo contém cinco seções, além desta introdução. A seção 2 expõe uma breve investigação sobre alguns estudos empíricos nacionais e internacionais e seus resultados, seguida por uma análise descritiva da base de dados utilizada na seção 3. Em seguida, na seção 4, apresenta-se a metodologia econométrica. A seção 5 apresenta e discute os resultados. Por fim, na seção 6 analisam-se algumas implicações dos resultados encontrados.

2 BREVE REVISÃO DA LITERATURA ECONÔMICA SOBRE TABAGISMO

O consumo de bens de vício, como o tabaco, ao ser incorporado na abordagem econômica, colocava em xeque um dos principais pressupostos do comportamento do consumidor: a racionalidade. Como explicar que o consumidor racional compromete seu principal objetivo, a maximização de seu bem-estar, ao consumir um bem de vício? Stigler e Becker (1977) argumentam que bens de vício são compatíveis

13. Pesquisa conduzida em quatorze países pela OMS e pelos Centros de Controle e Prevenção de Doenças (na sigla em inglês *centers for disease control and prevention* – CDC). Essa pesquisa tem por objetivo auxiliar os países a cumprir suas obrigações da CQCT da OMS por meio da expansão dos insumos para implementar e avaliar programas de controle de tabaco.

com a ideia de preferências estáveis. Um bem, para ser considerado viciante, não requer alteração nas preferências dos indivíduos. A condição realmente necessária é que o consumo passado deste bem afete o consumo presente, ou seja, que exista complementaridade entre seu consumo em dois períodos no tempo. Esse consumo passado acumulado se torna o *capital pessoal*, que é incluído na função de utilidade a ser maximizada.

Becker e Murphy (1988) apresentam uma modelagem compatível com a teoria microeconômica convencional, argumentando que o indivíduo, ao maximizar sua utilidade instantânea, considera outros momentos no tempo (descontados a uma taxa constante), concluindo que os benefícios de consumir os bens de vício são maiores do que os malefícios. Becker (1996) inclui na função utilidade novos conceitos como cultura, valores simbólicos, ética, moral e comportamentos alheios agrupados em uma outra forma de estoque, o *capital social.*

Dessa forma, tanto o capital pessoal quanto o capital social são entendidos como uma espécie de "estoque" capaz de afetar a utilidade presente e futura, envolvendo uma escolha intertemporal.[14] Assim, combater o consumo de bens de vício significa alterar o comportamento do consumidor, de forma a modificar seu nível de capital pessoal e o comportamento dos indivíduos ao seu redor, que influenciam seu capital social, atingindo suas escolhas intertemporais de consumo, deteriorando a relação custo-benefício de fumar.

Carvalho e Lobão (1998) utilizaram três modelos para estimar a demanda por cigarros no Brasil no período 1983-1994. O primeiro é baseado na concepção do modelo adaptativo, em que o consumidor, ao decidir sobre o consumo do bem de vício, leva em conta um estoque desejado de consumo e ajusta o estoque atual ao estoque desejado por meio de um processo adaptativo. Os autores encontraram correlação negativa entre preço e consumo, e positiva entre renda e consumo. Os outros dois modelos estimados são baseados no conceito de racionalidade introduzido por Becker e Murphy (1988). No primeiro, o consumidor é racional, enquanto no segundo ele apresenta uma visão "míope".[15] Para o modelo adaptativo, os autores estimaram uma regressão linear usando MQO. Os modelos racionais foram estimados em dois estágios, utilizando o método de variáveis instrumentais (tratando o consumo futuro como variável endógena). Em ambos os modelos citados, a correlação entre preço e consumo estimada foi negativa, e aquela entre renda e consumo positiva.

14. O capital pessoal abrange consumo e experiências passadas, e o capital social as ações de outras pessoas. Neste sentido, atitudes como fumar são vistas como uma espécie de "investimento" no capital pessoal à medida que aumentam o "estoque" no período seguinte. O capital social pode ser afetado positivamente e negativamente por atitudes alheias, e o indivíduo, por não produzi-lo, tem pouca influência sobre ele. Desta forma, a convivência com fumantes, por exemplo, tem efeitos diretos sobre o nível de capital social.

15. Não considera as consequências futuras do vício.

Ao analisar o consumo de cigarros no Brasil no período 1991-2003, Iglesias (2006) constatou queda significativa do consumo legal acompanhada por aumento no consumo proveniente do comércio ilegal e informal de cigarros. O autor destacou como principal fraqueza das políticas brasileiras de controle do tabaco a falta de medidas efetivas de controle do mercado ilegal. Ele também tratou da atividade econômica relacionada ao tabaco e ao seu comércio, que muitas vezes é usada como entrave para efetivação de políticas para o seu controle, pois os representantes legais dos produtores de fumo e de cigarros[16] alegam que estas gerariam perdas importantes de postos de trabalho. Neste aspecto, os dados oficiais revelaram que a ocupação na lavoura do fumo é menor do que publicam os produtores; o emprego na agricultura e a manufatura tem pequena participação no emprego total no campo; e os dados de emprego associados à produção do fumo parecem superestimados.

Para as estimações das elasticidades preço e renda o autor utilizou como *proxy* para o consumo o que denomina "consumo aparente", obtido pela soma da produção nacional e da importação, subtraída da exportação. A disposição de dados de séries temporais possibilitou a introdução de uma defasagem no consumo, importante para captar efeitos intertemporais. Além disso, em sua estimação também incorporou uma variável que representava a taxa de câmbio, com o intuito de testar se a apreciação cambial[17] poderia estimular a demanda por produtos contrabandeados. Utilizando o método de regressão linear por MQO, ele encontrou correlação positiva entre renda e consumo, porém não significativa. A elasticidade-preço de curto prazo estimada foi de -0,25, e a de longo prazo de -0,42, demonstrando que políticas de preço teriam mais efeito no longo prazo. A variável defasada de consumo apresentou correlação positiva e significativa com o consumo presente, corroborando a característica viciante do cigarro.

Com dados mais atualizados, abrangendo até o ano de 2005, o mesmo autor, agora com coautores (Iglesias *et al.*, 2007), refaz sua pesquisa, encontrando pequenas alterações. A elasticidade-preço de curto prazo estimada foi de -0,27, e a de longo prazo de -0,48, assim como a elasticidade-renda mantém-se positiva, porém não significativa. Os autores destacaram três mudanças fundamentais no mercado de cigarros no período estudado (1991-2005), a saber: *i)* forte aumento dos preços do cigarro legal até 1998; após este ano o preço cai em termos reais, pois os reajustes do imposto sobre produtos industrializados (IPI) eram esporádicos e não recompunham a inflação; *ii)* expansão do contrabando; e *iii)* aprovação de restrições mais abrangentes e mais informações à população sobre os impactos do consumo de cigarro na saúde.

16. Associação de Fumicultores do Brasil (Afubra), Sindicato do Fumo (Sindifumo) e Associação Brasileira de Fumo (Abifumo).
17. A apreciação cambial reduz o preço dos produtos importados *vis-à-vis* os produtos domésticos.

Chaloupka e Warner (2000) apresentam uma extensiva revisão bibliográfica da economia do tabagismo. Os autores discutem brevemente a relação entre renda e consumo, apontando que estudos iniciais encontraram uma relação positiva, concluindo que o cigarro industrializado era um bem normal. No entanto, estudos mais recentes encontraram uma relação negativa, apontando uma característica de bem inferior. É discutida, ainda, uma variada gama de artigos que estimam a elasticidade-preço da demanda. Eles discutem tanto dados agregados quanto microdados (artigos que usam esta estrutura também estimam as elasticidades para a participação), apresentando os benefícios e as limitações de cada tipo de estrutura. No geral, as elasticidades podem ser comparadas, apresentando magnitudes similares. As elasticidades-preço da demanda variam entre -0,14 e -1,23, mas sua maioria se encontra no intervalo entre -0,3 e -0,5. Todas as elasticidades apresentadas são negativas para cigarro industrializado, indicando que ele é um bem comum. Nos estudos que estimam a participação, sua elasticidade-preço também é negativa, embora haja exceções.

A literatura internacional identifica uma correlação negativa entre prevalência de tabagismo e classe socioeconômica, fenômeno que se costuma denominar "gradiente social da demanda por tabaco". Bobak *et al.* (2000) investigam dados de diferentes países analisando a prevalência do tabagismo em diferentes conjunturas socioeconômicas, buscando compreender as consequências do tabaco para as classes sociais mais baixas (tanto absoluta quanto relativamente). Os autores reportam que, em 1995, a prevalência de tabagismo (fumantes diários) entre homens era mais elevada nos países de baixa e de média rendas (49%) do que em países de renda alta (38%). Para mulheres a situação era contrária, sendo sua incidência de 10% e de 22%, respectivamente. Eles também realizam comparações internacionais do gradiente social por meio de 74 estudos de 41 países com perfis socioeconômicos distintos, concluindo que a diferença na prevalência do tabagismo entre classes de baixo e de alto poder aquisitivo é maior em países de baixa renda.

Análises de tendência no tempo só foram feitas em países de alta renda, dada a disponibilidade de dados. Na maioria deles, o gradiente social tem aumentado ao longo do tempo. As classes mais altas, que foram as primeiras a aderir ao tabagismo, estão interrompendo o uso do tabaco (o mesmo parece estar acontecendo mais entre homens quando comparado às mulheres). Bobak *et al.* (2000) argumentam que isto é um indicativo de que as políticas governamentais contra o tabagismo não estão atingindo igualmente todas as classes. Esse tipo de mudança pode indicar que existe uma tendência na epidemia do tabaco de se desenrolar em estágios. Inicialmente é mais prevalente em grupos mais ricos, situação que se altera ao longo do tempo, tornando-se mais presente em grupos mais pobres. É possível que os países de baixa e de média rendas estejam passando por essa transição (Thun *et al.*, 2012). Além disso, essa tendência na epidemia do tabaco pode ser uma possível explicação

para as diferentes elasticidades-renda da demanda encontradas ao longo dos anos. Esse tipo de investigação exige um corte temporal maior, para o qual não existem dados apropriados no Brasil.

No caso brasileiro, existem evidências que apontam para este mesmo fenômeno. Comparando dados da Pesquisa Nacional sobre Saúde e Nutrição (PNSN) de 1989, com os da PETab de 2008, na população de 15 anos ou mais de idade, Szklo *et al.* (2012) mostraram que o percentual de fumantes entre pessoas de zero a oito anos de escolaridade diminuiu de 34,5% para 22,0%, e entre pessoas de nove anos ou mais de escolaridade passou de 24,5% para 12,9%. Os autores destacaram que, apesar de o declínio, em termos de números absolutos, ter sido semelhante para os dois subgrupos, a redução relativa foi 13,6%, maior entre pessoas de escolaridade mais elevada (50,4%) do que entre as de escolaridade mais baixa (36,8%).

Jiménez-Ruiz e Miera-Juárez (2008) estimam as elasticidades preço e renda da participação e do consumo de tabaco no México utilizando dados em painel com uma base nacional de gastos e de rendas domiciliares. Além disso, trazem simulações do impacto do aumento na tributação, e, consequentemente, nos preços dos cigarros, sobre a decisão de fumar dos moradores do domicílio, o número de cigarros consumidos e a renda governamental auferida por meio dos impostos. Os autores utilizam um modelo *probit* para estimar as elasticidades preço e renda da participação, e regressão linear múltipla *log-log* para estimar as elasticidades para o consumo.[18] As elasticidades encontradas na primeira regressão foram -0,06 para o preço e 0,25 para a renda; as elasticidades em relação ao consumo foram -0,45 e 0,24, respectivamente. Considerando o sinal positivo da elasticidade-renda para as duas regressões, os autores concluem que o gradiente social do consumo por tabaco não está presente no México, ao contrário do que se verifica na maior parte dos países.

Com as simulações, Jiménez-Ruiz e Miera-Juárez (2008) depreendem que ambas as elasticidades são estatisticamente significantes, tanto para a decisão de fumar, quanto para a quantidade de cigarros consumidos. Além disso, como a elasticidade-preço da segunda equação é menor que 1, a elevação dos impostos nos cigarros (10,0%, por exemplo) acarretaria em um aumento dos preços (12,4%), diminuiria o consumo (6,4%) e aumentaria a renda governamental (15,7%). Por isso, os autores concluem que políticas de controle do tabaco via aumento dos impostos seriam eficientes para o México, tanto pela diminuição do consumo quanto pelo aumento da renda governamental.

18. O artigo estima a demanda condicional por cigarro, pois só considera a demanda daqueles que participam do tabagismo.

3 METODOLOGIA

3.1 Dados

A base de dados utilizada neste artigo é a PETab, realizada em 2008 pelo IBGE, junto à coleta da Pnad. A realização da PETab contou com parceria da Secretaria de Vigilância em Saúde do Ministério da Saúde (SVS/MS), por meio do Inca e da Agência Nacional de Vigilância Sanitária (Anvisa), além da orientação do Comitê Técnico Internacional do Gats. A PETab foi aplicada a uma subamostra aleatória de um terço dos domicílios da Pnad, contendo, pelo menos, um morador maior de 15 anos por domicílio, totalizando 39.425 entrevistas. A grande vantagem vda aplicação da PETab junto à Pnad foi a de possibilitar o uso das informações do corpo básico da Pnad, sendo possível, por exemplo, relacionar o consumo de tabaco com variáveis socioeconômicas e demográficas.

Para este artigo escolheu-se analisar o consumo de cigarros industrializados por ser predominante na amostra – 81,3% dos consumidores de algum produto do tabaco (fumado e não fumado) consomem cigarro industrializado – e no qual uma política de preços pode ser mais impactante. Foram considerados participantes no tabagismo aqueles indivíduos que reportaram o consumo diário ou semanal, totalizando 5.026 fumantes diários e 808 fumantes ocasionais de cigarro industrializado.

3.2 Modelos

Com o objetivo de entender os efeitos que as variações de preço e de renda geram, trabalhou-se com duas estratégias empíricas. Inicialmente, o interesse recai sobre a participação no tabagismo. Logo, a variável dependente deste artigo é discreta, sendo definida como igual a 1 (y_i = 1) se o indivíduo *i* participa do consumo de tabaco e, 0 caso contrário (y_i = 0). Ou seja, não participa do consumo de tabaco. Estimou-se as elasticidades preço e renda sobre a participação no tabagismo, controlando para diversos fatores que também afetam esta decisão, tais como as características individuais relativas ao nível socioeconômico. Este modelo pode ser escrito conforme equação (1).

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 \ln(preço)_i + \beta_2 \ln(renda)_i + \beta_3 X_i + u_i, \qquad (1)$$

onde X_i contém vários fatores individuais que afetam a participação no tabagismo, que serão detalhados na próxima seção.

Como a variável *y* é binária, optou-se por estimar a equação (1) usando o modelo *probit*. Foram estimados dois modelos *probit*, o primeiro contendo somente as variáveis de interesse, e adicionou-se os controles no segundo. Em (2) está o modelo com controles estimado.

$$\begin{aligned}\Pr(y=1|x) = \ & \Phi(\beta_0 + \beta_1 lnrenda + \beta_2 lnpreco + \beta_3 educ + \beta_4 idade \\ & + \beta_5 idade^2 + \beta_6 mulher + \beta_7 negro + \beta_8 norte \\ & + \beta_9 nordeste + \beta_{10} centro\text{–}oeste + \beta_{11} sul + \beta_{12} rural \\ & + \beta_{13} semtrabalho),\end{aligned} \tag{2}$$

onde Φ é a função de distribuição cumulativa de uma variável aleatória normal padrão.

Para auferir as elasticidades preço e renda do consumo de cigarro industrializado foi utilizado o modelo de regressão *tobit*, considerado mais apropriado por levar em consideração a censura nos dados, já que na amostra utilizada a variável dependente não é observada para grande parte dos indivíduos que a compõem (somente 14,8% da amostra é consumidora de cigarro industrializado). Ou seja, considera como censura os indivíduos que não consomem nenhuma unidade de cigarro.

O gráfico 1 apresenta a distribuição da frequência da variável em questão, e é possível verificar que na maioria das observações o consumo corrente é nulo. O modelo *tobit*, aqui privilegiado, incorpora na estimação a razão inversa de Mills com intuito de corrigir o viés de seleção (Heckman, 1979). Não considerar a censura dos dados pode gerar resultados viesados. Estimou-se uma regressão linear múltipla por MQO para fins de comparação. Foi estimada a mesma especificação descrita na equação (1), contudo, a variável dependente aqui não é mais binária, e sim o número de cigarros industrializados fumados diariamente.[19]

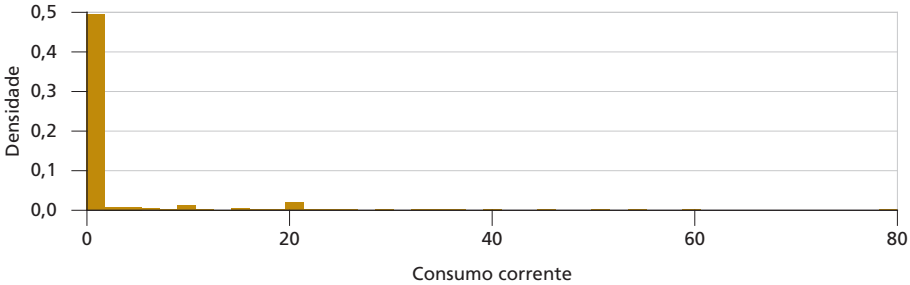
Como a variável de consumo neste artigo não é observada para quem não fuma, estimou-se considerando essa censura em um modelo *tobit*. Cria-se uma variável latente y_i^* (não observada) que capta este comportamento discreto do consumo de cigarros, conforme descrito na equação (3).

$$\left.\begin{aligned} y_i = y_i^* \ se \ y_i^* > 0 \\ y_i = 0 \ se \ y_i^* \leq 0 \end{aligned}\right\}. \tag{3}$$

Quando a variável latente $y_i^* > 0$, o indivíduo consome uma quantidade positiva de cigarros e, quando menor ou igual a 0, a quantidade de cigarros consumida é nula.

19. A construção dessa variável será detalhada na próxima seção.

GRÁFICO 1
Distribuição da frequência da variável consumo corrente
(Em %)



Fonte: Pnad e PETab de 2008/IBGE.
Elaboração dos autores.

Em virtude da natureza do modelo *tobit* estimado, foram calculados três efeitos marginais e elasticidades diferentes para o consumo. Estes efeitos e elasticidades são feitos para:

- a probabilidade não censurada $P(y>0|x)$, isto é, considera o consumo nulo – de um indivíduo consumir ou não unidades positivas de cigarro industrializado;
- o valor predito do consumo de cigarros sem censura, ou seja, considerando todos níveis de consumo: $E(y|x)$;
- o valor predito do consumo de cigarros condicionado àqueles que têm consumo positivo: $E(y|x,y>0)$.

Para o cálculo dos efeitos marginais, optou-se por fazer o efeito parcial médio, ou seja, computa-se o efeito marginal para observação na amostra e, em seguida, retira-se a média destes efeitos individuais.

3.3 Variáveis

As variáveis independentes escolhidas são as comumente utilizadas na literatura de consumo de tabaco que foca em estimar os determinantes da demanda.[20] Da mesma forma, nas variáveis de interesse, preço e renda, aplicou-se logaritmo, técnica bastante utilizada para aproximar suas distribuições da distribuição normal e para facilitar a interpretação dos coeficientes estimados. Buscou-se controlar para variáveis que descrevessem o perfil socioeconômico dos indivíduos, e capturar as diferenças entre localização de residência, incluindo as cinco macrorregiões brasileiras e a área rural/urbana. Visando verificar se a atividade laboral impacta no tabagismo, a variável sem trabalho

20. Gallet e List (2003) realizam uma meta-análise com 86 estudos. Em sua maioria, os estudos utilizam, entre outras, essas variáveis.

refere-se aos indivíduos da amostra que não trabalhavam na semana de referência da pesquisa (Jiménez-Ruiz *et al.*, 2008).[21] Estas variáveis atuam com a renda para determinar um perfil socioeconômico do consumidor, podendo guiar políticas que não sejam relacionadas com o preço, como programas de cessação ou políticas de prevenção com enfoque nas iniquidades socioeconômicas. As variáveis utilizadas estão dispostas no quadro 1.

QUADRO 1
Descrição das variáveis utilizadas nas estimações

Variáveis dependentes	
Consumo corrente	Consumo unitário de cigarros industrializados por dia.
Fumantes correntes	Variável binária que assume valor 1 quando o indivíduo fuma, isto é, participa do consumo de cigarros industrializados.
Variáveis independentes	
Renda	*Log* do rendimento mensal domiciliar *per capita*.
Preço	*Log* do preço predito do maço de cigarros para fumantes e não fumantes.
Educação	Anos de estudo do respondente.
Idade	Idade do respondente.
Mulher	*Dummy* que assume valor 1 quando o indivíduo é mulher, e 0 quando é homem.
Negro	*Dummy* que assume valor 1 quando o indivíduo se declarou preto ou pardo, e 0 caso contrário.
Norte	*Dummies* das macrorregiões brasileiras, considerando como referência a região Sudeste.
Nordeste	
Centro-Oeste	
Sul	
Rural	*Dummy* que assume valor 1 quando o indivíduo reside em uma área rural, e 0 caso contrário.
Sem trabalho	*Dummy* que assume valor 1 quando o indivíduo não está trabalhando, e 0 caso contrário.

Elaboração dos autores.

Na estimação do consumo corrente, duas dificuldades foram encontradas: a falta de resposta exata para fumantes diários que fumavam menos de um cigarro por dia e fumantes ocasionais que fumavam menos de um cigarro por semana. Para não desconsiderar esses indivíduos da amostra, optou-se por atribuir o valor de meio cigarro para os fumantes que declaram fumar menos de um cigarro por dia e aproximadamente 0,07 (obtido por meio da divisão de meio cigarro por sete dias) para os que declararam fumar menos de um cigarro por semana, transformando a variável consumo em consumo diário.

Porém, de todas as variáveis utilizadas, a que demanda mais atenção é o preço por apresentar dois problemas.

21. Incluem pessoas que poderiam estar procurando um trabalho ou inativas.

1) Falta de informação para a maioria dos indivíduos da amostra, pois somente 81,6% dos consumidores de cigarro industrializados responderam à questão sobre preço, e não há informação de preços com os quais os não fumantes se confrontariam se cogitassem fumar.

2) Considerando que o preço pago pelo consumidor reflete parte de suas preferências, a variável é potencialmente endógena.

Iglesias (2006) contorna esse problema utilizando um preço médio nacional de uma cesta de cinco cigarros. Embora tenha um alto nível de agregação, esta medida foi possível, pois se tratava de dados de séries temporais. Carvalho e Lobão (1988) consideraram o preço das três principais marcas de cigarro consumidas a fim de captar possíveis distorções causadas pelo efeito substituição.

Jiménez-Ruiz e Miera-Juárez (2008) comentam que alguns artigos utilizam a técnica de variáveis instrumentais (alíquota de tributação de cigarro, por exemplo) para corrigir o primeiro problema. Em seus estudos, os autores não possuíam uma variável que pudesse funcionar como instrumento e optaram por outro método. Eles calcularam preços médios para grupos de domicílios que compartilham certas características (estado, *status* socioeconômico e área de residência), designando esses preços para todos os domicílios com estas particularidades – mesmo os domicílios não fumantes. Desta forma, o problema de falta de informação do preço é contornado. Os autores também afirmam que assim se resolve parcialmente a potencial endogeneidade. Porém, isso é discutível; dado que se usam variáveis do próprio banco, é possível argumentar que a endogeneidade permaneça, só que de uma forma diferente. Além disso, a variabilidade do preço fica limitada. Apesar desses problemas, a técnica aplicada é uma boa saída para a falta de informação.

Na base trabalhada também não foi identificado um possível instrumento. No Brasil, existe uma homogeneidade nas alíquotas de tributação de cigarro por meio dos estados e das macrorregiões (Silva *et al.*, 2013), por isso este não seria um bom instrumento. Desta forma, foi aplicado um procedimento similar ao discutido acima, sabendo-se das dificuldades relacionadas a este método. Seguindo a recomendação de Wilkins e Yürekli (2004), foi estimado um preço para todos os indivíduos na amostra, fumantes e não fumantes, por meio de uma regressão linear múltipla por MQO utilizando como variáveis independentes as mesmas utilizadas nos dois modelos estimados (*probit* e *tobit*). A escolha das variáveis independentes se baseia na suposição de que pessoas com o mesmo perfil socioeconômico se defrontariam com o mesmo preço. A variável dependente do modelo foi uma variável original do banco de dados que informava o preço pago por cigarros industrializados na última compra realizada.[22]

22. Trata-se de um motivo adicional para se estimar a demanda somente de cigarro industrializado, pois a estimação do consumo de todos os tipos de cigarros utilizando o preço informado poderia se basear em informações não comparáveis. A pesquisa define cigarro contendo os seguintes produtos do tabaco: cigarro industrializado, de palha ou enrolados a mão, de cravo (ou *kretec* ou de bali) e *bidou* (cigarro indiano).

A regressão para estimação do preço predito foi significativa. Além disso, para os fumantes que possuem informação de preço na variável original do banco, os preços preditos apresentaram pequena diferença dos preços observados, indicando que sua utilização seria uma boa *proxy* para a falta de informação dos não fumantes. Diante da boa aproximação da regressão decidiu-se por aplicar os preços preditos para todas as observações da amostra, ou seja, fumantes e não fumantes. Para evitar a perda de variabilidade do preço foi adicionado um componente aleatório gerado por meio de uma distribuição normal, conforme descrito em Silva *et al.* (2013). Logo, foram imputados os preços preditos desta estimação, somados a um componente aleatório, tanto para não fumantes quanto para fumantes.

4 ANÁLISE DESCRITIVA

Os resultados da PETab indicaram que 18,2% dos entrevistados declararam ser usuários correntes de algum produto do tabaco (fumado ou não), sendo 14,8% consumidores de cigarros industrializados. Na tabela 2 estão expostos os percentuais de indicadores socioeconômicos entre fumantes e não fumantes. Conforme ilustrado, homens têm maior proporção de fumantes de cigarros industrializados do que as mulheres (18,3% e 11,9%, respectivamente). A incidência de fumantes foi maior entre os residentes em áreas urbanas em comparação com os residentes das áreas rurais. Destaca-se, também, um maior percentual de fumantes negros em comparação com os não negros. Na comparação entre os indivíduos com e sem trabalho, a diferença do percentual de fumantes é de aproximadamente 4,7 pontos percentuais (p.p). Outros indicadores importantes são a educação média e a média do rendimento domiciliar *per capita*, que sugerem a existência de gradiente social do consumo por tabaco. A distribuição entre as faixas de renda por situação do fumante (tabela 3) indica que a incidência de fumantes é maior nos que se declararam sem rendimentos e nas faixas com rendas mais baixas. Entretanto, a partir de 1 SM, a prevalência do número de fumantes passa a diminuir, atingindo o menor percentual na maior faixa salarial.

TABELA 1
Resumo estatístico

	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
Fumantes correntes[1]	0,148	0,355	0	1
Consumo corrente	1,720	5,755	0	80
Renda	6,010	1,012	1,386	10,513
Preço	0,885	0,410	-0,893	2,599
Educação	7,372	4,513	0	15
Idade	40,839	17,284	15	103

(Continua)

(Continuação)

	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
Mulher	0,542	0,498	0	1
Negro	0,527	0,499	0	1
Norte	0,117	0,321	0	1
Nordeste	0,303	0,460	0	1
Centro-Oeste	0,114	0,317	0	1
Sul	0,161	0,368	0	1
Sudeste	0,305	0,460	0	1
Rural	0,146	0,353	0	1
Sem trabalho	0,387	0,487	0	1

Fonte: Pnad e PETab de 2008/IBGE.
Elaboração dos autores.
Nota: [1] Os fumantes representados nesta tabela, e nas subsequentes deste artigo, são somente os de cigarros industrializados.
Obs.: Esta tabela refere-se à amostra completa da PETab.

TABELA 2
Características socioeconômicas por situação do fumante
(Em %)

	Fumantes correntes	Não fumantes
Mulher	11,9	88,1
Homem	18,3	81,7
Negro	15,4	84,6
Não negro	14,1	85,9
Rural	12,9	87,7
Urbano	15,1	84,9
Sem trabalho	11,9	88,1
Com trabalho	16,6	83,4
Norte	13,7	86,3
Nordeste	13,0	87,0
Centro-Oeste	14,3	85,7
Sul	18,2	81,8
Sudeste	15,4	84,6
	Fumantes correntes (média)	Não fumantes (média)
Renda (R$)	641,33	719,09
Idade	41,9	40,7
Educação	6,6	7,5

Fonte: Pnad e PETab de 2008/IBGE.
Elaboração dos autores.

TABELA 3
Distribuição de faixa de renda por situação do fumante
(Em %)

	Fumantes correntes	Não fumante
Sem rendimento	24,1	75,9
Até 1/4 SM	16,6	83,4
Mais de 1/4 até 1/2 SM	15,5	84,5
Mais de 1/2 até 1 SM	15,0	85,0
Mais de 1 até 2 SM	14,9	85,1
Mais de 2 até 3 SM	14,9	85,9
Mais de 3 até 5 SM	12,1	88,0
Mais de 5 SM	10,8	89,2

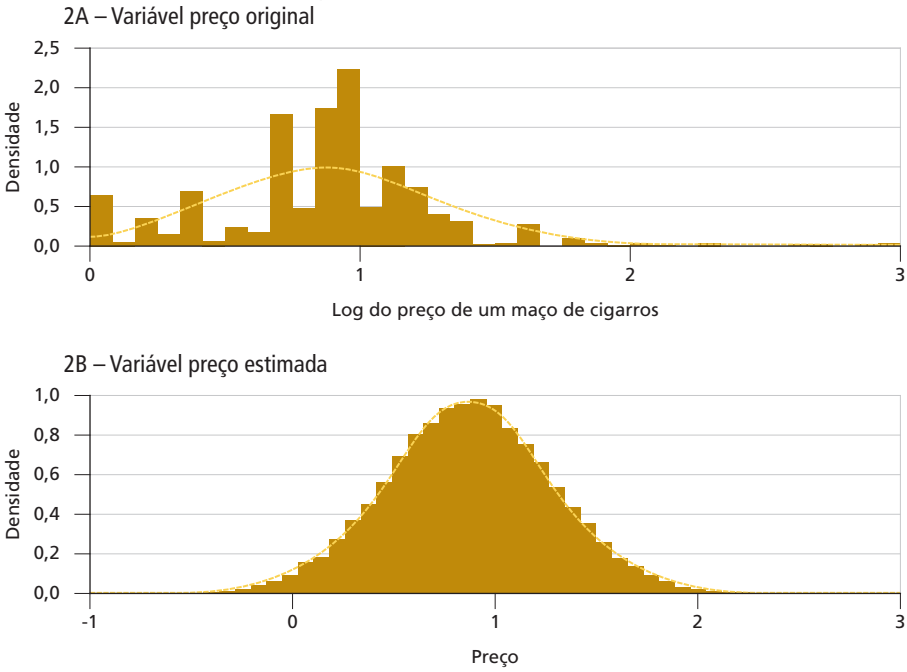
Fonte: Pnad e PETab de 2008/IBGE.
Elaboração dos autores.
Obs.: SM = salário mínimo.

Conforme já mencionado, Bobak *et al.* (2000) destacavam que em países de média e de baixa rendas a prevalência de fumantes diários entre os homens é maior do que entre as mulheres, sendo o mesmo encontrado para os dados aqui analisados. Essa tendência passa a ser contrária nos países de renda alta, em que a prevalência do fumo tem diminuído entre os homens e aumentado entre as mulheres. Nesses países, o tabagismo também é prevalente entre os desempregados em comparação aos empregados. Para países de baixa e de média rendas, o consumo também é maior em áreas urbanas, parcialmente devido ao nível mais elevado de renda e promoção de tabaco.

Bobak *et al.* (2000) informam que a média de consumo em países de média e de baixa rendas é de treze cigarros por dia, enquanto em países de alta renda esta média sobe para vinte/dia. A média de cigarros industrializados consumidos diariamente na amostra utilizada neste artigo foi de 11,6/dia, um pouco abaixo do limite inferior reportado (considerando somente consumo positivo; considerando o consumo nulo a média passa a ser 1,7/dia).

O gráfico 2 mostra a distribuição da variável original do banco de dados e a variável estimada. É possível observar que, com o tratamento que lhe foi dado, a variável se aproxima de uma distribuição normal, tornando-se mais apropriada para inferências. Além disso, ao diminuir o valor máximo assumido pela variável, também foi possível amenizar prováveis distorções causadas pela presença de o*utliers.*

GRÁFICO 2
Variável original e variável estimada (*log* do preço predito do maço de cigarros para fumantes e não fumantes)



Fonte: Pnad e PETab de 2008/IBGE.
Elaboração dos autores.

5 RESULTADOS

As estimativas encontradas foram condizentes com a literatura e estão apresentadas nas tabelas 4 e 5. As elasticidades preço e renda da participação foram estimadas por meio de um modelo *probit*, conforme pode ser visto na tabela 4. Foram feitas duas especificações, a primeira contendo somente as variáveis de interesse (preço e renda), e a segunda incluindo controles individuais adicionais, de forma a verificar se os efeitos são mantidos. Não houve alteração na direção dos efeitos, porém o preço não permaneceu significativo, sendo a única variável não significativa a 10%. Apesar disso, seu *p*-valor foi relativamente baixo (0,132). A porcentagem corretamente predita do *probit* foi alta (85,31%), sendo um indicativo de uma boa especificação do modelo. Ambas as variáveis de interesse apresentaram sinal negativo, implicando que a probabilidade de o indivíduo participar no tabagismo declina com o aumento da renda e com os aumentos no preço do maço de cigarros industrializados.

Na estimação do modelo *tobit,* foram encontrados resultados estatisticamente significativos para um dos componentes da razão inversa de Mills (σ), sendo um indicativo de que para este caso a estimação, utilizando este modelo, apresenta coeficientes não viesados e consistentes. A variável preço também não foi significativa a 10%, porém apresentou um *p*-valor baixo (0,127). As variáveis renda e preço também apresentaram sinal negativo; portanto, o número de cigarros consumidos diariamente também declina com o aumento da renda e com os aumentos no preço do maço de cigarros industrializados.

No restante das variáveis, a direção foi igual nos dois modelos, por isso analisou-se conjuntamente. Além disso, eles corroboram as análises descritivas da amostra – exceto pelo sinal positivo da região Sul em relação ao Sudeste (suprimido na regressão). O sinal negativo da variável educação indica que quanto maior o nível educacional do indivíduo, menor é a sua probabilidade de fumar e de consumir cigarros industrializados. Idade possui sinal positivo, o que implica na elevação da probabilidade de participação e do consumo a cada ano adicional de vida. Entretanto, essa relação não é linear nem para a participação nem para o consumo, conforme pode ser verificado pelo sinal negativo da variável idade ao quadrado.

Negros, quando comparados aos não negros, possuem uma maior probabilidade de fumar e um maior nível de consumo. Já as mulheres apresentam uma menor probabilidade de participação no tabagismo e um consumo menor, quando comparadas aos homens. Comparou-se as quatro macrorregiões incluídas na regressão com a região Sudeste. A região Sul tem uma maior probabilidade de participação e nível de consumo.[23] Os sinais negativos das três outras macrorregiões apontam que suas probabilidades de participação e nível de consumo são menores. O mesmo ocorre com a variável rural, após a inclusão de controles. O sinal negativo da última variável significa que um indivíduo que não está trabalhando possui chances menores de participar do tabagismo, além de consumir menos.

TABELA 4
Modelo *probit* para participação no consumo de cigarro industrializado (variável dependente, fumantes correntes, assume probabilidade 1 se o indivíduo participa do tabagismo, e 0 caso contrário)

Variáveis explicativas	Modelo 1		Modelo 2	
	Coeficientes	Efeitos marginais	Coeficientes	Efeitos marginais
Renda	-0,0461***	-0,0106***	-0,0392***	-0,00851***
	(0,00809)	(0,00186)	(0,0108)	(0,00229)

(Continua)

23. Não foi realizada uma investigação aprofundada desse resultado, porém, acredita-se que isso possa estar relacionado ao fato de a região ser a maior produtora de tabaco no Brasil, ou então com clima e características da origem europeia da população.

(Continuação)

Variáveis explicativas	Modelo 1		Modelo 2	
	Coeficientes	Efeitos marginais	Coeficientes	Efeitos marginais
Preço	-0,112***	-0,0258***	-0,0317	-0,00688
	(0,0198)	(0,00459)	(0,0210)	(0,00462)
Educação	-	-	-0,0327***	-0,00709***
	-	-	(0,00241)	(0,000516)
Idade	-	-	0,0595***	0,0129***
	-	-	(0,00278)	(0,000591)
Idade²	-	-	-0,000670***	-0,000145***
	-	-	(3,16 e -05)	(6,63 e -06)
Mulher	-	-	-0,266***	-0,0586***
	-	-	(0,0171)	(0,00380)
Negro	-	-	0,0658***	0,0142***
	-	-	(0,0182)	(0,00390)
Norte	-	-	-0,118***	-0,0244***
	-	-	(0,0290)	(0,00572)
Nordeste	-	-	-0,169***	-0,0353***
	-	-	(0,0222)	(0,00449)
Centro-Oeste	-	-	-0,0856***	-0,0179***
	-	-	(0,0286)	(0,00576)
Sul	-	-	0,133***	0,0303***
	-	-	(0,0248)	(0,00589)
Rural	-	-	-0,229***	-0,0454***
	-	-	(0,0253)	(0,00447)
Sem trabalho	-	-	-0,0890***	-0,0191***
	-	-	(0,0200)	(0,00419)
Constante	-0.676***	-	-1,481***	-
	(0.0482)	-	(0,0871)	-
Observações	37.510	37.510	37.510	37.510

Fonte: Pnad e PETab de 2008/IBGE.
Elaboração dos autores.
Notas: * p<0,1.
** p<0,05.
*** p<0,01.
Obs.: Erros-padrão robustos entre parênteses.

Ao se comparar os resultados do modelo *tobit* (coluna b da tabela 5) com os resultados do modelo MQO (coluna a da tabela 5), as diferenças mostram-se relevantes. Conforme discutido anteriormente, o modelo MQO não considera a censura existente nos dados, presente devido à grande frequência de não consumidores de cigarro industrializado na amostra. Ao fazer isso, desconsidera-se o viés de seleção,

gerando estimadores enviesados para baixo, enquanto o *tobit* contempla a razão inversa de Mills, permitindo corrigir este viés. Comparando os coeficientes e os sinais, pode-se ver que a estimativa da variável renda do MQO foi positiva, ocorrendo o contrário com o estimado pelo método *tobit*. Os coeficientes das variáveis renda, preço, negro e sem trabalho não foram estatisticamente significativos para MQO, contrariamente ao encontrado nos resultados estimados com o modelo *tobit*. Além disso, para os outros coeficientes as estimações seguiram nas mesmas direções, reforçando somente as diferenças nas magnitudes de acordo com a interpretação escolhida. Ressalte-se que a relação inversa entre participação e consumo com renda, preço, educação e ser mulher e a relação direta com ser negro e com o aumento da idade estão em consonância com grande parte da literatura nacional e internacional.

TABELA 5
MQO e *tobit* para consumo de cigarros industrializados (variável dependente, consumo corrente)

Variáveis explicativas	MQO (a)	*Tobit* (b)	Efeitos marginais		
			$P(y>0\|x)$	$E(y\|x,y>0)$	$E(y\|x)$
Renda	0,0333	-0,480**	-0,00478**	-0,0898**	-0,0644**
	(0,0398)	(0,228)	(0,00220)	(0,0414)	(0,0296)
Preço	-0,0907	-0,673	-0,0067	-0,126	-0,0901
	(0,0746)	(0,441)	(0,00444)	(0,0834)	(0,0598)
Educação	-0,0875***	-0,667***	-0,00664***	-0,125***	-0,0894***
	(0,00904)	(0,0507)	(0,000495)	(0,00935)	(0,00671)
Idade	0,177***	1,380***	0,0137***	0,258***	0,185***
	(0,00728)	(0,0615)	(0,000576)	(0,0110)	(0,00783)
Idade²	-0,00193***	-0,0154***	-0,000153***	-0,00288***	-0,00206***
	(7,70 e -05)	(0,000695)	(6,46 e -06)	(0,000124)	(8,78 e -05)
Mulher	-0,999***	-6,215***	-0,0628***	-1,172***	-0,854***
	(0,0627)	(0,366)	(0,00367)	(0,0686)	(0,0511)
Negro	0,0868	1,127***	0,0112***	0,211***	0,151***
	(0,0645)	(0,379)	(0,00375)	(0,0706)	(0,0505)
Norte	-0,816***	-3,645***	-0,0337***	-0,657***	-0,441***
	(0,0905)	(0,596)	(0,00530)	(0,107)	(0,0672)
Nordeste	-0,654***	-4,013***	-0,0384***	-0,735***	-0,509***
	(0,0766)	(0,466)	(0,00429)	(0,0840)	(0,0562)
Centro-Oeste	-0,296***	-1,861***	-0,0179***	-0,341***	-0,236***
	(0,105)	(0,604)	(0,00552)	(0,108)	(0,0719)
Sul	0,552***	3,064***	0,0321***	0,589***	0,444***
	(0,105)	(0,524)	(0,00564)	(0,101)	(0,0800)

(Continua)

(Continuação)

Variáveis explicativas	MQO (a)	*Tobit* (b)	Efeitos marginais		
			$P(y>0\|x)$	$E(y\|x,y>0)$	$E(y\|x)$
Rural	-0,752***	-5,079***	-0,0460***	-0,906***	-0,597***
	(0,0828)	(0,532)	(0,00431)	(0,0898)	(0,0541)
Sem trabalho	-0,0948	-1,444***	-0,0143***	-0,269***	-0,191***
	(0,0673)	(0,422)	(0,00406)	(0,0769)	(0,0543)
Constante	-0,351	-36,29***			
	(0,276)	(1,943)			
Sigma		21,70***			
		(0,258)			
Observações	37.510	37.510	37.510	37.510	37.510
R^2 / *Log* da verossimilhança	0,032	-33.841,949			

Fonte: Pnad e PETab de 2008/IBGE.
Elaboração dos autores.
Notas: * p<0,1.
** p<0,05.
*** p<0,01.
Obs.: Erros-padrão robustos entre parênteses.

As elasticidades estão dispostas na tabela 6. A elasticidade-renda do modelo *probit* com os controles implica que um aumento de 10% no rendimento mensal domiciliar *per capita* reduz em 0,63% a probabilidade de participação dos indivíduos no tabagismo. A elasticidade-preço indica que o aumento de 10% do preço do maço de cigarros industrializados resulta em uma diminuição de 0,51% da probabilidade dos indivíduos em participar desse tipo de demanda. A elasticidade-preço da participação é próxima à encontrada por Jiménez-Ruiz e Miera-Juárez (2008), enquanto a elasticidade-renda apresenta direção contrária e de magnitude menor.

Conforme já descrito na seção 3, foram calculados três efeitos marginais e elasticidades diferentes para o consumo usando a modelagem *tobit*. Na segunda linha da tabela 6, apresenta-se as elasticidades referentes a $P(y>0|x)$. Um aumento de 10,00% no preço conduz a uma redução de 0,50% na probabilidade de se consumir cigarros, enquanto o mesmo aumento na renda resulta em uma queda de 0,36%.

Na terceira linha tem-se as elasticidades condicionadas ao consumo maior que 0, ou seja, para aqueles que consomem um número positivo de cigarros, um aumento de 10,00% no preço acarretaria em uma diminuição de 0,11% do consumo; e um aumento de 10,00% na renda causaria uma queda de 0,08% no consumo. Estas elasticidades podem ser comparadas às estimadas por Jiménez-Ruiz e Miera-Juárez (2008). A elasticidade-preço do consumo possui a mesma direção, porém com magnitude menor, e a elasticidade-renda do consumo também tem direção contrária (especificidade mexicana) e magnitude menor. Comparando com Chaloupka e Warner (2000), as elasticidades encontradas são menores em magnitudes do que as usualmente encontradas.

Na última linha da tabela 6, considerando o consumo nulo, tem-se que um aumento de 10,00% no preço reduz o consumo em 0,61%; já o mesmo aumento na renda diminuiu em 0,44% o consumo.

TABELA 6
Elasticidades preço e renda da participação e consumo de cigarros industrializados

	Preço	Renda
Elasticidade da participação	-0,051	-0,063
Elasticidade do consumo		
$P(y>0\|x)$	-0,050	-0,036
$E(y\|x,y>0)$	-0,011	-0,008
$E(y\|x)$	-0,061	-0,044

Fonte: Pnad e PETab de 2008/IBGE.
Elaboração dos autores.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo tem por objetivo estimar as elasticidades preço e renda da participação no tabagismo e no consumo de cigarros industrializados. O conhecimento das elasticidades destes importantes condicionantes no consumo de tabaco aponta as características específicas deste mercado e conduzem a instrumentos mais eficazes para seu combate. Para tanto, foi estimado um *probit* para participação e um modelo *tobit* para o consumo, considerados mais apropriados para atingir tais objetivos. As estimativas encontradas foram condizentes com o esperado com base na literatura. Embora a variável preço não tenha sido significativa a 10%, seu *p*-valor é baixo nos dois modelos, sendo 0,132 no *probit* e 0,127 no *tobit*. As variáveis de controle fornecem um perfil dos subgrupos socioeconômico de maior consumo de cigarros industrializados que pode ser útil para guiar políticas focalizadas.

As baixas elasticidades-preço encontradas neste estudo, quando comparadas com estimações de outros trabalhos já discutidas, certamente podem ser parcialmente justificadas pela fragilidade da variável preço, de modo que novos estudos, preferencialmente com painéis de dados, precisam ser realizados. Contudo, as baixas elasticidades identificadas aqui – pendentes de confirmação por novas investigações – poderiam ser interpretadas com base na evolução dos preços de cigarros praticados no Brasil, os quais, segundo estudo realizado por Iglesias (2008) para a Aliança de Controle do Tabagismo (ACT)[24] somente começaram a subir a partir de 2007; ou seja, o preço do cigarro ainda era muito baixo no Brasil no

24. A ACT é uma organização não governamental com objetivo de promoção de ações para a diminuição do impacto sanitário, social, ambiental e econômico gerado pela produção, pelo consumo e pela exposição à fumaça do tabaco. É composta por organizações da sociedade civil, associações médicas, comunidades científicas, ativistas e pessoas comprometidas com a redução da epidemia tabagista.

período analisado quando comparado com os outros países, tornando a demanda pouco sensível a suas variações. Sendo excessivamente barato, oscilações marginais no seu preço podem não produzir grandes variações na demanda; fossem os preços mais elevados, os efeitos poderiam ser mais substanciais.

Foi encontrada uma relação negativa entre as variáveis dependentes e as variáveis de interesse, identificando a presença de gradiente social do consumo por tabaco e possibilidade de redução do tabagismo por meio de políticas de elevação do preço, tanto na diminuição do número de cigarros consumidos quanto na probabilidade dos não fumantes de ingressarem no tabagismo ou dos fumantes de abandonarem o tabagismo. Estes resultados apontam para duas implicações imediatas, já evidenciadas em estudos prévios realizados em outros países. Dado que as variações no preço impactam na participação e no consumo, políticas que visem aumentar o preço do cigarro são potencialmente eficazes no controle do tabagismo.

Outra implicação interessante da baixa elasticidade-preço é proporcionar uma evidência contrária a um alegado efeito colateral de um eventual aumento de impostos sobre o cigarro: a inevitável queda brutal de receita proveniente de tributos incidentes sobre o cigarro. Evidentemente, se houver deslocamento de consumo de produtos legais para ilegais, haverá queda de arrecadação.

Entretanto, ao analisar as diferentes elasticidades do consumo, é possível verificar que a elasticidade-preço do consumo só para fumantes possui magnitude menor quando comparada à elasticidade-preço para todos os níveis de consumo, ou seja, incluindo os não fumantes. Isto significa que o preço parece ser bastante eficaz na prevenção do tabagismo, e moderadamente eficaz na sua diminuição. Para atingir um impacto considerável, por meio do preço, na demanda entre os já fumantes a variação deve ser relativamente alta. Os resultados sugerem que afetar a demanda daqueles que já são consumidores neste mercado requer uma política tributária mais agressiva. Estes resultados fazem sentido quando se considera que o cigarro é classificado como um bem de vício. Para indivíduos que já são consumidores, é possível que outras políticas abordem a dependência de maneira mais direta, o que possivelmente teria efeito cumulativo com as políticas fiscais. Este resultado reforça a importância da associação de políticas não ligadas aos preços como ferramentas importantes para controle do tabagismo, como programas de cessação, políticas de provisão de informação e demais políticas mencionadas na introdução.

Por fim, em relação à elasticidade-renda, aumentos no rendimento mensal domiciliar *per capita* têm maior impacto na diminuição da participação do que no consumo. Este resultado abre espaço para uma discussão existente na literatura internacional possivelmente ainda não abordada na literatura brasileira: se o tabagismo tem maior prevalência entre os indivíduos de classes sociais mais

baixas, é possível que impostos sobre cigarros sejam regressivos.[25] Diversos autores argumentaram a favor dessa posição, porém estudos mais recentes incluem em suas análises a inconsistência intertemporal do consumidor, considerando que o preço maior incentivaria os indivíduos a um maior autocontrole e, consequentemente, a uma escolha melhor do que seria feito sem a existência do imposto.[26] Trata-se de importante tema de pesquisa futura, uma vez que, conforme mencionado neste artigo, mais de 40% dos fumantes brasileiros declararam, em 2008, ter tentado parar de fumar, sem sucesso, em uma evidente demonstração de dificuldade ou inconsistência decisória.

ABSTRACT

The purpose of this article is to estimate price- and income-elasticities of participation and demand for industrialized cigarettes in Brazil. Public policies aiming at reducing the demand for tobacco have become more important since 2005, when Brazil ratified the WHO Framework Convention on Tobacco Control (FCTC), pledging to strengthen tobacco control. Calculating elasticities is useful for public policy design. We employed Global Adult Tobacco Survey (Gats) from 2008. To estimate price and income elasticities of participation *probit* models have been employed, while a *tobit* model were preferred for estimating elasticities of demand, which account for censored sample. Results indicate that both price and income are negatively correlated with participation and demand, suggesting that policies based on price raises can be effective in reducing smoking whether associated to other tobacco control policies or not.

Keywords: smoking; public policies; income elasticity; price elasticity.

REFERÊNCIAS

BECKER, G. **Accounting for tastes**. Cambridge: Harvard University Press, 1996.

BECKER, G.; MURPHY, K. A theory of rational addiction. **Journal of Political Economy**, v. 96, n. 4, p. 675-700, 1988.

BOBAK, M. *et al.* **Poverty and smoking**: tobacco control in developing countries. Oxford: Oxford University Press, 2000.

CARVALHO, J.; LOBÃO, W. Vício privado e políticas públicas: a demanda por cigarros no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de janeiro, v. 52, p. 67-104, 1998. Edição especial. Disponível em: <http://goo.gl/vvYAh3>.

CHALOUPKA, F.; WARNER, K. The economics of smoking. *In*: CULYER, A.; NEWHOUSE, J. (Eds.). **Handbook of health economics**. New York: Elsevier, 2000. v. 1B, p. 1536-1627.

25. Uma análise mais detalhada da regressividade requer estimações por níveis socioeconômicos, o que está fora do escopo deste artigo, e merece mais pesquisas no futuro.

26. Sobre esse assunto ver Lewit (1989) e Gruber e Koszegi (2008).

GALLET, C.; LIST, J. Cigarette demand: a meta-analysis of elasticities. **Health Economics**, v. 12, n. 10, p. 821-835, 2003.

GRUBER, J.; KOSZEGI, B. **A modern economic view of tobacco taxation**. Paris: International Union Against Tuberculosis and Lung Disease, 2008.

HECKMAN, J. J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, v. 45, n. 1, p. 153-161, Jan. 1979.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Especial de Tabagismo**. Rio de Janeiro: IBGE, 2008. Disponível em: <http://goo.gl/FWUnOC>. Acesso em: 7 jul. 2015.

IGLESIAS, R. **A economia do controle do tabaco nos países do Mercosul e associados**: Brasil. Washington: Opas, 2006.

_____. **Análise da situação atual em matéria de preços e impostos de cigarros**. [S.l.]: ACT, 2008. Disponível em: <http://goo.gl/HLsX8C>. Acesso em: 11 jul. 2015.

IGLESIAS, R. *et al*. **Tobacco control in Brazil**. Washington: The World Bank, 2007.

JIMÉNEZ-RUIZ, J. A.; MIERA-JUÁREZ, B. S.; REYNALES-SHIGEMATSU, L. M. The impact of taxation on tobacco consumption in Mexico. **Tobacco Control**, v. 17, p. 105-110, 2008. Disponível em: <http://goo.gl/COZlCt> Acesso em: 28 out. 2013.

LEWIT, E. U.S. Tobacco taxes: behavioural effects and policy implications. **British Journal of Addiction**, v. 84, n. 10, p. 1217-1235, 1989.

OMS – ORGANIZACIÓN MUNDIAL DE LA SALUD. **Informe OMS sobre la epidemia mundial de tabaquismo**: consecución de ambientes libres de humo de tabaco. Geneva: OMS, 2009. Disponível em: <http://goo.gl/4N6GI1>. Acesso em: 7 set. 2014.

PINTO, M. T.; PICHON-RIVIERE, A. **Carga das doenças tabaco relacionadas para o Brasil**. Rio de Janeiro: ACT, 2012. Relatório final. Disponível em: <http://goo.gl/P9kORO>. Acesso em: 22 nov. 2013.

SILVA, V. L. C. *et al*. **Tobacco taxes and tobacco control policies in Brazil, Mexico and Uruguay**. Rio de Janeiro, 2013. Research project – final report. Mimeografado.

STIGLER, G. J.; BECKER, G. S. De gustibus non est disputandum. **American Economic Review**, Nashville, v. 67, n. 2, p. 76-90, Mar. 1977. Disponível em <http://goo.gl/vRrfFJ> Acesso em: 26 out. 2013.

SZKLO, A. S. *et al*. A snapshot of the striking decrease in cigarette smoking prevalence in Brazil between 1989 and 2008. **Preventive Medicine**, v. 54, p. 162-167, 2012.

THUN, M. *et al*. Stages of the cigarette epidemic on entering its second century. **Tobacco Control**, v. 21, p. 96-101, 2012. Disponível em: <http://goo.gl/VxA3LB>. Acesso em: 26 jun. 2014.

WILKINS, N.; YÜREKLI, A.; HU, T-W. **Análisis económico de la demanda de tabaco**. Washington: World Bank, 2004. (Serie de Herramientas sobre Economía del Tabaco). Disponível em: <http://goo.gl/Phx2c3>. Acesso em: 27 nov. 2013.

WORLD BANK. **Investing in health**. New York: Oxford University Press, 1993. World Development Report.

_____. **Sector strategy**: health, nutrition, and population. Washington: The World Bank Group, 1997.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

MIERA-JUÁREZ, B. S.; IGLESIAS, R. Impuestos para el control del tabaquismo: las experiencias de Brasil y México. **Salud Pública de México**, v. 52, supl. 2, p. S172-S185, 2010.

WOOLDRIDGE, J. **Introdução à econometria**: uma abordagem moderna. São Paulo: Cengage Learning, 2013.

(Originais submetidos em maio de 2014. Última versão recebida em setembro de 2014. Aprovada em dezembro de 2014.)

TRANSMISSÃO INTERGERACIONAL DO TRABALHO INFANTIL NO BRASIL

Gustavo Carvalho Moreira[1]
Evandro Camargos Teixeira[2]

Este estudo tem como objetivo analisar a existência de transmissão intergeracional do trabalho infantil no Brasil e nas regiões geográficas do país, utilizando como referencial analítico o modelo *logit multinomial*. Os resultados evidenciaram a transmissão intergeracional do trabalho infantil, com destaque para o seu maior impacto sobre a ociosidade das crianças. Ademais, a região geográfica brasileira em que se observou o maior impacto intergeracional foi a região Nordeste. Ressalta-se também o importante papel assumido pela educação da pessoa de referência do domicílio para explicar a incidência do trabalho infantil. Dessa forma, acredita-se que tais resultados podem auxiliar a formulação de políticas públicas, no intuito de reduzir a incidência de trabalho infantil no Brasil.

Palavras-chave: trabalho infantil; transmissão intergeracional; capital humano.

JEL: J12; J13; J22.

1 INTRODUÇÃO

A exploração do trabalho infantil é um tema relevante, dadas as suas consequências negativas sobre o indivíduo tanto na infância quanto na fase adulta. Considera-se o trabalho infantil como sendo toda atividade exercida por crianças e adolescentes contrárias à constituição vigente de cada país. No Brasil vigora a Emenda Constitucional nº 20 de 1998, em que o trabalho infantil possui as seguintes restrições: a idade mínima para trabalho é de 16 anos, exceto para a condição de aprendiz entre 14 e 16 anos de idade. Ainda há a restrição de no mínimo 18 anos de idade para aqueles envolvidos em trabalhos que possam causar danos à saúde e de 21 anos para trabalhos em minas, estivagem ou qualquer outro trabalho subterrâneo (OIT, 2001, p. 13).

Apesar destas restrições, de acordo com OIT (2001, p. 9), existem cerca de 250 milhões de crianças trabalhando em todo o mundo. No Brasil, dados da Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílio (Pnad) (IBGE, 2008, p. 135) contidos na síntese de indicadores sociais revelam que apesar do número de crianças trabalhando ilegalmente no país ter diminuído ao longo dos anos, em 2007 ainda existiam 2,5 milhões de crianças entre 5 e 15 anos de idade exercendo atividades laborais.

1. Doutorando em Economia Aplicada pela Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz da Universidade de São Paulo (Esalq/USP). *E-mail*: <gustavocmoreira@usp.br>.

2. Professor Adjunto II do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (UFV). *E-mail*: <evandro.teixeira@ufv.br>.

A relevância de tal fenômeno e a necessidade de se adotar medidas efetivas para eliminar as piores formas de trabalho infantil são retratadas como sendo um dos objetivos do milênio com ênfase na redução da pobreza e na educação universal (Ipea; IBGE, 2004, p. 17).

Na literatura sobre o tema, muitos são os estudos que analisam o trabalho infantil por meio de diferentes perspectivas. Destaca-se inicialmente os trabalhos que analisam os determinantes do trabalho infantil.

Kassouf (2005, p. 22) enfatiza dois aspectos básicos que afetam a oferta de trabalho infantil: a renda familiar e o tamanho da família. Pais e responsáveis que não possuem capacidade para arcar com as mínimas despesas familiares, seja pela baixa renda ou pelo alto número de integrantes, são obrigados a inserir seus filhos no mercado de trabalho como forma de garantir ou complementar a renda familiar.

Além de tais fatores, Araújo (2010, p. 391) analisa a dicotomia rural-urbana e conclui que crianças residentes no meio rural tendem a apresentar maior probabilidade de trabalhar; e Cacciamali e Tatei (2008, p. 286), por meio de uma análise com ênfase no *status* ocupacional dos pais, conclui que a maior ocorrência de trabalho infantil está nos domicílios em que as pessoas de referência são trabalhadores por conta própria. Outra razão bastante considerada na literatura refere-se ao efeito negativo da escolaridade dos pais sobre o trabalho das crianças (Kassouf, 2002, p. 60; Corseuil, Santos e Foguel, 2001, p. 29) e a importância da variável sexo do chefe de família, uma vez que famílias chefiadas por mulheres tendem a apresentar uma maior probabilidade para a criança trabalhar (Tomás, 2006, p. 13).

Outra abordagem refere-se aos efeitos do trabalho infantil sobre o indivíduo quando este já encontra-se na idade adulta. Emerson e Souza (2003) concluem que a prática do trabalho infantil está diretamente relacionada com baixos salários na fase adulta, uma vez que tais indivíduos privaram-se dos estudos ao exercerem atividades laborais durante a infância, gerando uma baixa aquisição de capital humano. Outra consequência seria a deterioração do estado de saúde na fase adulta da vida, ocasionada pela entrada precoce no mercado de trabalho (Kassouf, Mckee e Mossialos, 2001, p. 25).

Por fim, entre os temas mais abordados está o efeito de políticas públicas sobre a oferta de trabalho infantil. Como cita-se o trabalho de Ferro (2003, p. 77) que, ao analisar o impacto do Bolsa Escola, conclui que tal benefício concedido às famílias está sendo eficiente em reduzir o número de horas trabalhadas pelas crianças.

Dada a relevância do tema e suas negativas consequências, este trabalho procura responder ao seguinte problema de pesquisa: o fato dos pais terem trabalhado na infância possui impacto sobre a probabilidade de seus filhos realizarem trabalho infantil? Em outras palavras, há a transmissão intergeracional do trabalho infantil?

A hipótese básica que norteia este estudo é que o fato de os pais terem realizado trabalho infantil eleva a probabilidade de que seus filhos trabalhem durante a infância. Dessa forma, o objetivo desse trabalho é verificar a transmissão intergeracional do trabalho infantil.

Entre os estudos que analisaram tal fenômeno, o trabalho de Emerson e Souza (2003), ao analisar o Brasil, utilizando dados Pnad de 1996 e com a utilização do modelo *probit*, encontra uma relação direta e significativa entre o fato de os pais terem sido trabalhadores infantis e a incidência do trabalho infantil dos filhos. Aquino *et al*. (2010, p. 13), utilizando os dados da Pnad de 1992 e 2004, e com método semelhante, encontra evidências de que o fato de os pais serem trabalhadores infantis tem um efeito positivo e significante sobre a probabilidade de seus filhos trabalharem, sendo tal efeito mais acentuado na zona rural.

Emerson e Souza (2003) sugerem a importância da utilização de modelos que possam dar mais informações ao tema da transmissão intergeracional do trabalho infantil. Dessa forma, este estudo utilizará como ferramental analítico o modelo *logit multinomial*, pretendendo captar as particularidades das decisões dos adultos em alocar seus filhos entre estudo e trabalho.

Cabe salientar que os trabalhos de Aquino *et al*. (2010, p. 6) e Emerson e Souza (2003) têm analisado o tema em âmbito nacional. Nesse sentido, existe uma lacuna para uma discussão sobre o fenômeno em termos regionais para captar as particularidades de cada região geográfica brasileira. Ademais, tais trabalhos utilizam modelos *probit* univariados em que a variável dependente capta apenas se a criança exerce atividades laborais ou não. O presente trabalho propõe-se em obter uma maior especificidade sobre o tema no que tange a alocação das crianças entre estudo e/ou trabalho por meio da utilização do modelo *logit multinomial*. Além disso, cabe destacar que apesar da relevância do tema, a literatura a respeito do trabalho infantil tem dado pouca atenção ao estudo da transmissão intergeracional, sendo tal análise ainda incipiente. Prova disso são os poucos trabalhos realizados no Brasil.

Este trabalho está organizado em cinco seções, sendo a introdução corrente, o referencial teórico, que auxiliará na análise empírica, metodologia, com apresentação do modelo analítico e fonte de dados, resultados e discussões e, por fim, as considerações finais.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

O modelo teórico que embasou este trabalho foi o descrito por Emerson e Souza (2003) e será discutido nesta seção de forma sucinta. Trata-se de um modelo utilizado para explicar a transmissão intergeracional do trabalho infantil. A utilização deste referencial teórico será fundamental para facilitar a interpretação dos resultados obtidos.

No modelo, considera-se de maneira simplificada que as famílias são compostas por um adulto e uma criança, em cada período de tempo. Dessa forma, um indivíduo que é criança em dado período de tempo, no próximo será um adulto, e necessariamente terá um filho sob sua tutela.

Nesse sentido, o chefe de família (adulto) opta por alocar seu filho no mercado de trabalho, desde que o salário da criança supere os benefícios que a família poderia obter caso o filho continue estudando.

Antes de apresentar a parte algébrica do modelo, cabe destacar alguns pressupostos adotados por Emerson e Souza (2003). A taxa de salário dos adultos é exclusivamente determinada pelo nível de aquisição de capital humano, quando este ainda era criança. A aquisição de capital humano é uma função que depende apenas do nível de escolaridade. Além disso, há um *trade-off* entre o trabalho infantil e a aquisição de capital humano pela criança e, por fim, o mercado de capitais é imperfeito, de forma que as famílias não são capazes de adquirir recursos para financiar o estudo dos seus filhos.

Realizadas tais considerações, a função de utilidade do adulto (U_t) é dada por:

$$U_t = U(c_t, h_{t+1}), \tag{1}$$

em que c_t representa o consumo presente da família e h_{t+1} o nível de capital humano que seu filho poderá acumular.

A restrição orçamentária da família é dada pela igualdade entre o consumo presente (c_t) e o total de recursos disponíveis (W_t):

$$c_t = W_t. \tag{2}$$

Além disso, o total de recursos disponíveis pela família é dado pela soma dos recursos auferidos pela criança (w_t^c) e pelo adulto (w_t^a).

$$W_t = w_t^c + w_t^a. \tag{3}$$

O rendimento do adulto deriva do total de capital humano acumulado pelo mesmo quando criança (h_t), e o rendimento da criança deriva da remuneração do mercado de trabalho (e_t) menos a fração do seu tempo dedicado ao estudo (e_t), considerando-se que :

$$w_t^a = h_t \tag{4}$$

$$w_t^c = e_r - e_t \,. \tag{5}$$

Dessa forma, partindo do pressuposto assumido que o nível de capital humano depende exclusivamente do grau de escolaridade, tem-se a seguinte igualdade:

$$h_{t+1} = f(e_t), \tag{6}$$

indicando que o nível de capital humano que a criança poderá adquirir é uma função da quantidade de tempo dispendido em horas de estudo.

Ao resolver o problema do agente adulto no modelo, ou seja, maximizar sua utilidade (1) sujeita às restrições dadas pelas equações de (2) a (6), a escolha ótima do tempo da criança dedicado ao estudo (e_t) é dada por:

$$e^* = g(h_t). \tag{7}$$

De acordo com (7), observa-se que o tempo ótimo que a criança dedica-se aos estudos é uma função da quantidade de capital humano adquirido pelo adulto na família.

Ao substituir (7) em (6), obtém-se:

$$h_{t+1} = f[g(h_t)] \equiv \gamma(h_t). \tag{8}$$

Da equação anterior, conclui-se que o nível de capital humano acumulado pela criança em t + 1 depende do nível de capital humano acumulado pelo adulto no período t.

Conforme destacam Emerson e Souza (2003), dependendo da forma funcional de f(.) e g(.), γ(.) pode assumir diferentes formas funcionais. Considerando o caso de que f'(.) e g'(.) são positivos, há a ocorrência de dois equilíbrios estáveis no que tange a alocação das crianças: estas podem somente trabalhar ou somente estudar e um equilíbrio intermediário, caracterizado pelo fato de a criança exercer dupla atividade, ou seja: trabalhar e estudar.

Conforme explicitado anteriormente, a decisão de inserir as crianças no mercado de trabalho dependerá fundamentalmente do nível de escolaridade adquirido pelo adulto, uma vez que tal variável influencia diretamente o rendimento destes. Dado certo nível crítico de capital humano do chefe da família, a transmissão do trabalho infantil ocorrerá se tal aquisição não é elevada o suficiente de modo a evitar que o filho trabalhe. Alternativamente, caso o capital humano do adulto esteja acima de um nível crítico, há uma tendência de que a criança acumule mais

capital humano que o adulto, chegando ao estado estacionário em que as crianças não exercem trabalho infantil e somente vão à escola.

Em outras palavras, o mecanismo da transmissão intergeracional do trabalho infantil pode ser descrito como a seguir: a acumulação de capital humano do adulto determinará seus rendimentos. Caso este tenha trabalhado durante a infância (e consequentemente tenha uma menor aquisição de capital humano quando adulto), isso prejudicará seu rendimento, sendo necessária a alocação de seu filho no mercado de trabalho, de modo a complementar o orçamento familiar.

3 METODOLOGIA

3.1 Fonte de dados

Os dados utilizados para a realização deste trabalho foram obtidos a partir dos microdados da Pnad de 2012, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Esses dados são de natureza complexa, dado a forma como o processo da amostra é executado, envolvendo níveis de estratificação, conglomeração e probabilidades desiguais de seleção. Assim, os microdados obtidos da Pnad não podem ser tratados como observações independentes e identicamente distribuídas (IID).

Ao ignorar o efeito de um plano amostral complexo, as estimativas dos parâmetros podem ser tendenciosas e viesadas, pelo fato de os parâmetros serem influenciados pela estratificação e conglomeração.

Para contornar esse problema, utilizou-se o método de estimação por máxima pseudoverossimilhança (MPV). Tal método estima parâmetros levando em consideração os pesos amostrais adequados.

3.2 Modelo analítico e variáveis selecionadas

Nesse estudo, para analisar a mobilidade intergeracional do trabalho infantil será utilizado o modelo de probabilidade logístico multinomial devido ao fato de a variável dependente ser binária. Desse modo, considera-se que os adultos possuem três alternativas no que tange à disposição do tempo da criança entre estudo e trabalho: a criança pode não exercer atividades, ou seja, não estuda e não trabalha, dedicar-se integralmente aos estudos (estuda e não trabalha) e exercer atividades laborais, seja conciliando o tempo dedicado aos estudos ou não (trabalha e não estuda ou estuda e trabalha).

Conforme destacam Cameron e Trivedi (2005, p. 503), uma característica que deve ser verificada no modelo *logit multinomial* consiste na *independence of irrelavant alternatives* (IIA). Tais autores citam que o fenômeno de IIA também

é conhecido na literatura como *red bus – blue bus problem*. Considere a situação inicial em que determinado passageiro possui duas opções para deslocamento: carro ou ônibus azul. Por simplicidade, assume-se que a probabilidade de escolha entre as duas opções seja 50%-50%. Agora, se uma terceira opção (ônibus vermelho) é incluída como modo de transporte, as probabilidades de escolha passam a ser 33% para cada, sendo esta a considerada pelo modelo *logit*. No entanto, ônibus azul e vermelho possuem as mesmas características, e o correto seria que a probabilidade seja de P (carro) = 50% e P (ônibus vermelho) = P (ônibus azul) = 25%. Desse modo, esta característica de substituição entre as escolhas não é possível de ser verificada em um modelo *logit multinomial*.

No caso deste estudo, a IIA consiste em atender ao pressuposto de que todas as alternativas de alocação do tempo das crianças definidas como variável dependente são relevantes para analisar as decisões dos pais com relação ao fenômeno analisado. Ademais, a decisão entre alocar as crianças entre as diversas categorias é alternativa excludente, não implicando em estimativas ineficientes.

Além disso, destaca-se que em modelos de probabilidade há dificuldade de se interpretar o impacto das variáveis explicativas sobre as variáveis dependentes, pois tais efeitos não representam diretamente as respostas marginais como em modelos lineares. Desse modo, é necessário realizar, além da estimação do modelo logístico, a estimativa dos efeitos marginais, que representará o impacto das variáveis explicativas sobre as variáveis dependentes.

Os dados relevantes contidos na Pnad para a execução deste estudo abrangerão todas as regiões brasileiras, limitando a amostra às famílias que possuem crianças entre 5 e 15 anos de idade. As informações de cada variável selecionada são apresentadas resumidamente no quadro 1.

Ressalta-se que o objetivo desse trabalho é analisar a transmissão intergeracional do trabalho infantil, representado pela variável de interesse "pessoa de referência trabalhador infantil". As demais variáveis de controle adicionadas ao modelo foram incluídas tendo como base os estudos realizados sobre o tema, tanto aquele apresentado por Emerson e Souza (2003) quanto outros que objetivaram captar os determinantes do trabalho infantil: Kassouf (2005, p. 20), Cacciamali e Tatei (2008, p. 285) e Araújo (2010, p. 384).

A variável dependente considera que a criança estuda desde que esta tenha entre 5 e 15 anos de idade e frequente um curso regular em uma escola ou creche. Para captar se a criança trabalha considerou-se crianças entre 5 e 15 anos de idade na condição de filho e que tenham trabalhado durante a semana de referência de forma remunerada. Considerou-se que a criança exerce dupla atividade, ou seja, trabalhe e estude, caso haja resposta positiva às duas questões antes abordadas.

QUADRO 1
Descrição das variáveis utilizadas para estimação do modelo econométrico

Variáveis	Descrição
Variável Dependente Y_i	0, se a criança não estuda e não trabalha 1, se a criança estuda e não trabalha 2, se a criança trabalha e estuda ou trabalha e não estuda
Variáveis explicativas	
Pessoa de referência trabalhador infantil	Variável *dummy* que assume valor 1 caso os pais tenham trabalhado durante a infância, e 0, caso contrário
Idade da criança	Variável discreta que indica a idade da criança trabalhadora infantil
Crianças do sexo masculino	Variável *dummy* que terá valor 1, se a criança for do sexo masculino, e 0, caso contrário
Criança de cor branca	Variável binária que terá valor 1, se a criança for branca, e 0, caso contrário
Criança reside no meio rural	Variável *dummy* que assume valor 1, caso a criança resida em domicílios rurais, e 0, caso contrário
Escolaridade da pessoa de referência do domicílio	Anos de estudo da pessoa de referência do domicílio
Tamanho da família	Variável discreta que indica o número de pessoas que compõem a família

Fonte: IBGE (2012).
Elaboração dos autores.

Para identificar se a pessoa de referência foi trabalhador(a) infantil, sendo esta a principal variável de interesse deste estudo, utilizou-se a pergunta do questionário da Pnad: "idade que começou a trabalhar". Se os pais começaram a trabalhar com menos de 15 anos de idade, serão classificados como trabalhadores infantis. Espera-se que, caso os pais tenham trabalhado na infância, haja uma elevação na probabilidade dos seus filhos trabalharem ou trabalharem e estudarem, devido ao fenômeno da transmissão intergeracional.

A variável idade da criança representa, em anos, a idade desta. Espera-se relação positiva entre a variável idade e a probabilidade de que a criança trabalhe. Com o intuito de verificar se a cor da criança é relevante para seu ingresso no mercado de trabalho, insere-se no modelo a variável cor.

A inclusão da variável *dummy* de gênero justifica-se pelo fato de esta ser uma variável relevante na possibilidade dos filhos exercerem trabalho infantil (Kassouf, 2002, p. 31). De acordo com a OIT (2007, p. 2), quando as famílias têm recursos limitados, elas escolhem entre educar ou inserir seus filhos no mercado de trabalho. As decisões podem não ser baseadas nas aptidões naturais, competências ou nos níveis de motivação dos meninos e meninas. As antigas tradições patriarcais, interpretações religiosas e os modelos dos papéis de gênero podem pesar na escolha da educação das meninas e na execução de trabalho infantil pelos meninos.

Se o domicílio que a criança reside estiver no meio rural, efeito captado pela variável explicativa "rural", espera-se que a probabilidade de que criança exerça trabalho infantil seja maior, uma vez que domicílios situados no meio rural estão sujeitos a uma maior dificuldade de implantação de políticas sociais, assim como de fiscalização de sua eficácia (Mattos *et al.*, 2006, p. 357).

Além disso, espera-se que quanto maior o número de integrantes presentes na família, maior a probabilidade de a criança exercer trabalho infantil, uma vez que pais e responsáveis que não possuem capacidade de arcar com as mínimas despesas familiares, seja pela baixa renda, seja pelo elevado número de integrantes, são obrigados a inserir seus filhos no mercado de trabalho como forma de garantir ou complementar a renda familiar (Kassouf, 2005, p. 22).

Por fim, espera-se que caso os pais possuam um baixo nível de escolaridade, haverá uma elevação na probabilidade de os filhos exercerem trabalho infantil ou dupla atividade, sendo este um dos determinantes mais importantes para explicar a alocação do tempo da criança para o trabalho (Kassouf, 2005, p. 22).

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados deste estudo são apresentados e discutidos neste tópico. Inicialmente, será considerado o país como um todo, e posteriormente será realizada uma análise pormenorizada das demais regiões brasileiras.[3]

Após considerar apenas as famílias que possuem crianças entre 5 e 15 anos de idade, a amostra final foi composta por pouco mais de 41 mil observações para o Brasil. A tabela 1 mostra a proporção de crianças que não estudam e não trabalham, apenas estudam, e aquelas que estão inseridas em alguma atividade laboral.

Como pode observar-se a proporção de crianças entre 5 e 15 anos que não estudam e não trabalham é em média de 8,2% para o Brasil, sendo a concentração de crianças sem exercer nenhuma atividade é de 10,2% para o Norte, 9,2% para o Nordeste, 7,9% para o Centro-Oeste, 5,1% na região Sul e 4,09% no Sudeste.

3. Com o intuito de analisar o efeito do plano amostral complexo da Pnad, ou seja, o efeito de se considerar fatores como o peso, conglomerado e estratificação, utilizou-se a estatística conhecida como *misspecification effect* (Meff). Verificou-se que, caso não fosse considerado o efeito do plano amostral adequadamente, as variâncias dos parâmetros estimados seriam superestimados.

TABELA 1
Proporção de crianças nas categorias definidas como variável dependente (Em %)

	Brasil	Nordeste	Sudeste	Centro-Oeste	Norte	Sul
Não estuda e não trabalha	0.082 (0.001)	0.092 (0.004)	0.049 (0.003)	0.079 (0.006)	0.102 (0.005)	0.051 (0.004)
Estuda e não trabalha	0.879 (0.002)	0.842 (0.004)	0.903 (0.003)	0.880 (0.006)	0.819 (0.006)	0.912 (0.005)
Não estuda e trabalha ou estuda e trabalha	0.039 (0.001)	0.066 (0.002)	0.048 (0.001)	0.041 (0.002)	0.079 (0.004)	0.037 (0.003)

Fonte: IBGE (2012).
Elaboração dos autores.
Obs.: Erro-padrão entre parênteses.

Para o segundo resultado da variável dependente, criança estuda e não trabalha, em ordem decrescente, as regiões com maior concentração de jovens que apenas estudam foi o Sul, Sudeste, Centro-Oeste, Nordeste e Norte, respectivamente. Com relação à última categoria considerada, não estuda e trabalha ou estuda e trabalha, a proporção de jovens em tal situação foi maior na região Norte (7,9%), seguido da região Nordeste (6,6%), Sudeste (4,8%), Centro-Oeste (4,1%) e, por fim, 3,7% no Sul.

A tabela 2 apresenta a média das variáveis explicativas utilizadas para a estimação do modelo econométrico.

TABELA 2
Média das variáveis explicativas

	Brasil	Nordeste	Sudeste	Centro-Oeste	Norte	Sul
Pessoa de referência trabalhadora infantil	0.172 (0.001)	0.178 (0.001)	0.143 (0.001)	0.176 (0.002)	0.169 (0.001)	0.159 (0.002)
Idade da criança	9.854 (0.014)	10.235 (0.026)	10.236 (0.023)	10.181 (0.041)	10.111 (0.032)	10.318 (0.037)
Criança reside no meio rural	0.101 (0.002)	0.215 (0.004)	0.029 (0.002)	0.108 (0.006)	0.228 (0.006)	0.054 (0.004)
Crianças do sexo masculino	0.514 (0.002)	0.510 (0.004)	0.509 (0.004)	0.513 (0.005)	0.514 (0.005)	0.510 (0.005)
Criança de cor branca	0.413 (0.004)	0.249 (0.004)	0.483 (0.005)	0.377 (0.007)	0.258 (0.005)	0.735 (0.006)
Escolaridade da pessoa de referência do domicílio	8.938 (0.031)	7.108 (0.055)	9.49 (0.048)	9.193 (0.081)	7.941 (0.073)	9.156 (0.067)
Tamanho da família	4.451 (0.012)	4.601 (0.024)	4.296 (0.018)	4.320 (0.023)	4.908 (0.048)	4.201 (0.048)

Fonte: IBGE (2012).
Elaboração dos autores.
Obs.: Erro-padrão entre parênteses.

Pode-se observar que a proporção de lares que são chefiados por pessoas que declararam ter exercido trabalho durante a infância é de 16,9% para o Norte, 17,6% para o Centro-Oeste, 17,80% para a região Nordeste, 15,9% para o Sul e 14,3% para o Sudeste.

Ademais, a escolaridade média da pessoa de referência do domicílio é maior na região Sudeste (9,42 anos de estudo) seguido da região Centro-Oeste (9,19), Sul (9,15), Norte (7,94) e, por fim, a região Nordeste com uma média de anos de escolaridade de 7,1 anos.

Destaca-se também que a proporção de crianças que vivem no meio rural é maior para as regiões Nordeste (21,5%) e Norte (22,8%), a maior proporção de crianças brancas está situada nas regiões Sul (73,5%) e Sudeste (48,3%), e o tamanho médio das famílias brasileiras é de 4,5 integrantes, sendo as maiores famílias na região Norte (4,9 integrantes), e as menores situadas na região sul (4,2 integrantes).

4.1 Modelo *logit multinomial*

A tabela 3 apresenta os primeiros resultados considerando o país como um todo. Para a estimativa da probabilidade de alocação das crianças entre estudo e trabalho adotou-se como categoria base o fato de a criança não estudar e não trabalhar. Tais resultados foram omitidos do estudo por não serem interpretáveis. Conforme ressaltado, diferentemente de modelos lineares, modelos de probabilidade necessitam a estimativa dos efeitos marginais para a análise das variáveis explicativas sobre a variável dependente de interesse. De acordo com Greene (2003, p. 722), os efeitos marginais não necessitam de uma categoria base para interpretação. Sendo assim, cada parâmetro estimado pela variável explicativa revela a influência direta sobre a categoria da variável dependente analisada.

Com relação à última coluna, que indica a probabilidade de que a criança somente trabalhe ou estude e trabalhe, os resultados corroboram aqueles obtidos por Emerson e Souza (2003) e Aquino *et al.* (2010, p. 9-15), de modo que o fato de a pessoa de referência do domicílio ter sido trabalhadora infantil aumenta as chances da criança trabalhar ou trabalhar e estudar em 1,72 pontos percentuais (p.p.). Dessa forma, de acordo com os resultados obtidos, há evidências de que existe um impacto intergeracional do trabalho infantil.

De outro modo, um ponto não analisado nos trabalhados citados, o fato de a pessoa de referência ter trabalhado durante a infância, aumenta as chances da criança não exercer nenhuma atividade em 4,12 p.p. e diminui as chances da criança somente estudar em 3,41 p.p.

TABELA 3
Estimativa dos efeitos marginais para o Brasil (2012)

Brasil	Não estuda e não trabalha	Estuda e não trabalha	Somente trabalha ou trabalha e estuda
Pessoa de referência trabalhadora Infantil	0.0412*	-0.0341*	0.0172*
Idade da criança	-0.0053*	0.0015***	0.0075*
Criança reside no meio rural	-0.0142*	-0.0027ns	0.0169*
Crianças do sexo masculino	0.0014ns	-0.0077**	0.0063*
Criança de cor branca	-0.0179*	0.0188*	-0.0099*
Escolaridade da pessoa de referência do domicílio	-0.0764***	0.0635*	-0.1398*
Tamanho da família	0.0081*	-0.0091*	0.0009*
Norte	0.0115**	-0.0134**	0.0019**
Centro-Oeste	-0.0183**	0.0184*	-0.0001ns
Sul	-0.0442*	0.0421*	0.0021**
Sudeste	-0.0493*	0.0512*	-0.0018*

Fonte: IBGE (2012).
Elaboração dos autores.
Notas: * Significância de 1%.
** Significância de 5%.
*** Significância de 10%.
Obs.: 1. ns = não significativo.
2. Efeito marginal estimado no ponto médio da amostra por meio do comando *mfx* do Stata 12.

Pelos resultados, observa-se então que o fato de a pessoa de referência trabalhar possui impacto direto sobre a probabilidade de que a criança exerça atividades laborais, o que evidencia a perpetuação do trabalho infantil via mecanismo intergeracional. No entanto, o impacto sobre a ociosidade das crianças é maior, de modo que o fato de a pessoa de referência ter sido trabalhador infantil implica em uma maior probabilidade de que crianças tornem-se ociosas. Tal resultado pode ser considerado tão negativo quanto a execução de atividades laborais, pois ao não exercer nenhuma ocupação, tais crianças podem exercer outras atividades, sendo estas até ilegais, como o tráfico de drogas. Além disso, existe a probabilidade de que as crianças exerçam trabalho informal no futuro, dado que durante a infância estas não tiveram acesso à educação nem a quaisquer habilidades profissionais. Carvalho, Marinho e Loria (2012, p. 424), ao analisar os determinantes do trabalho infantil, encontram evidências de uma maior influência de variáveis socioeconômicas sobre a ociosidade das crianças do que sobre a execução do trabalho infantil, atentando ao fato de que estas poderiam ser caracterizadas como "crianças de rua".

De forma complementar, as variáveis de controle que mais influenciaram o fato de a criança de 5 a 15 anos apenas estudar foram os anos de escolaridade da pessoa de referência (6,35 p.p.), o fato de a criança ser de cor branca (1,88 p.p.) e dado que esta resida no Sudeste (5,12 p.p.). Esses resultados revelam o importante impacto da escolaridade da pessoa de referência do domicílio sobre a probabilidade de a criança exercer atividades laborais.

As variáveis binárias que denotam as regiões, tendo como referência a região Nordeste, apresentaram valores estatisticamente significativos, com exceção da região Centro-Oeste para a categoria *somente trabalha ou trabalha e estuda*. Isso indica que as diferenças de regiões são significativas para explicar o trabalho infantil no que tange a alocação do tempo das crianças em estudar e trabalhar.

Além das diferenças serem significativas, os resultados obtidos nas tabelas 1 e 2 mostram as diferenças existentes entre as regiões geográficas brasileiras no que tange ao trabalho infantil. Essas disparidades motivaram a análise pormenorizada de tal fenômeno em termos regionais. Entre as principais discrepâncias, destaca-se principalmente as desigualdades regionais das regiões Nordeste e Norte, caracterizadas por: elevada proporção de crianças que não exercem nenhuma atividade; elevada proporção de crianças que residem no meio rural; e baixo grau de escolaridade da pessoa de referência do domicílio. Neste sentido, a tabela 4 apresenta os resultados da estimação do modelo separadamente por regiões geográficas brasileiras.

Pela análise da tabela 4, verifica-se que o impacto da transmissão intergeracional do trabalho infantil é mais acentuado na região Nordeste (2,75 p.p.), vindo em seguida as regiões Norte (2,53 p.p.), Centro-Oeste (1,09 p.p.), Sul (0,99 p.p.), e, por fim, a região Sudeste com um aumento nas chances de a criança trabalhar, caso a pessoa de referência tenha sido trabalhadora infantil de 0.63 p.p.

TABELA 4
Resultados das estimativas para as regiões geográficas brasileiras

Nordeste	Não estuda e não trabalha	Estuda e não trabalha	Somente trabalha ou trabalha e estuda
Pessoa de referência trabalhadora Infantil	0.0438*	-0.0627*	0.0275**
Idade da criança	-0.0022**	-0.0018***	0.0041*
Criança reside no meio rural	-0.0274*	-0.0114^{ns}	0.0159*
Crianças do sexo masculino	0.0016^{ns}	-0.0109***	0.0092*
Criança de cor branca	-0.0072***	0.0076**	-0.0009^{ns}
Escolaridade da pessoa de referência do domicílio	-0.0912*	0.0623**	-0.1036*
Tamanho da família	0.0065***	-0.0077**	0.0012*
Norte	**Não estuda e não trabalha**	**Estuda e não trabalha**	**Somente trabalha ou trabalha e estuda**
Pessoa de referência trabalhadora Infantil	0.0765**	-0.0612*	0.0253*
Idade da criança	-0.0103*	-0.0041**	0.0061*
Criança reside no meio rural	-0.0173**	-0.0215*	0.0389*
Crianças do sexo masculino	0.0068^{ns}	-0.0189**	0.0120*
Criança de cor branca	-0.0142***	0.0141**	0.0001^{ns}
Escolaridade da pessoa de referência do domicílio	-0.2115*	0.0306*	-0.1241*
Tamanho da família	0.0003**	-0.0025**	0.0021**

(Continua)

(Continuação)

Centro-Oeste	Não estuda e não trabalha	Estuda e não trabalha	Somente trabalha ou trabalha e estuda
Pessoa de referência trabalhadora Infantil	0.0794*	-0.0215*	0.0109**
Idade da criança	-0.0107*	-0.0056*	0.0051*
Criança reside no meio rural	-0.0066ns	0.0189*	0.0322**
Crianças do sexo masculino	0.0085**	-0.0022ns	0.0062*
Criança de cor branca	0.0269***	0.0277**	0.0007*
Escolaridade da pessoa de referência do domicílio	-0.0475*	0.0221*	0.0253*
Tamanho da família	0.0041ns	-0.0045ns	0.0003ns
Sudeste	**não estuda e não trabalha**	**Estuda e não trabalha**	**Somente trabalha ou trabalha e estuda**
Pessoa de referência trabalhadora Infantil	0.0606*	-0.0600**	0.0063*
Idade da criança	-0.0055*	0.0019**	0.0036*
Criança reside no meio rural	-0.0041***	-0.0126ns	0.0168*
Crianças do sexo masculino	0.0020ns	-0.0055ns	0.0034*
Criança de cor branca	-0.0149**	0.0166*	-0.0017***
Escolaridade da pessoa de referência do domicílio	-0.0536*	0.0152***	-0.0383*
Tamanho da família	0.0134*	-0.0143*	0.0008*
Sul	**Não estuda e não trabalha**	**Estuda e não trabalha**	**Somente trabalha ou trabalha e estuda**
Pessoa de referência trabalhadora Infantil	0.1193*	-0.0873*	0.0099*
Idade da criança	-0.0053*	0.0005ns	0.0047*
Criança reside no meio rural	-0.0138*	-0.0306**	0.0168*
Crianças do sexo masculino	-0.0025ns	-0.0100**	0.0074*
Criança de cor branca	-0.0405*	0.0419*	-0.0013**
Escolaridade da pessoa de referência do domicílio	0.0679*	0.0705*	-0.1383*
Tamanho da família	0.0125*	-0.0125*	-0.0001ns

Fonte: IBGE (2012).
Elaboração dos autores.
Notas: * Significância de 1%.
**Significância de 5%.
***Significância de 10%.
Obs.: 1. ns = não significativo.
2. Efeito marginal estimado no ponto médio da amostra por meio do comando *mfx* do Stata 12.

Desse modo, percebe-se que na região Nordeste existe uma maior transmissão intergeracional do trabalho infantil. Tal resultado já era esperado dado que a região concentra 42% do total de crianças e adolescentes que trabalham no país (IBGE, 2008). Além disso, a região Nordeste apresenta o menor índice de desenvolvimento humano (IDH) das cinco regiões brasileiras e o mais baixo produto interno bruto (PIB) *per capita*.

Cabe ainda destacar que o fato de a pessoa de referência ter sido trabalhadora infantil possui um impacto negativo e significativo sobre a probabilidade de as crianças somente estudarem, com destaque para a região Sul (8,73 p.p.). Do mesmo modo, caso haja pessoas de referência que foram trabalhadores infantis, a probabilidade de a criança não exercer nenhuma atividade, isto é, não estudar e não trabalhar foi significativa para todas as regiões, com destaque também para a região Sul (11,93 p.p.). Tais resultados corroboram, o que foi dito anteriormente, demonstrando o efeito negativo da transmissão do trabalho infantil sobre a escolaridade e a ociosidade das crianças.

Entre as variáveis de controle, destaca-se a escolaridade da pessoa de referência, que mostrou-se significativa e com um maior efeito do que a própria variável de interesse. Considerando o impacto de um aumento na escolaridade da pessoa de referência sobre a probabilidade de a criança estudar e não trabalhar, tais chances aumentam em 6,23 p.p. para a região Nordeste, 3,06 p.p. para a região Norte e 7,05 p.p. para a região Sul. De outro modo, um aumento na escolaridade da pessoa de referência diminui a probabilidade de a criança trabalhar ou exercer dupla atividade em 10,36 p.p. para a região Nordeste, 12,41 p.p. para a região Norte e 13,83 p.p. para a região Sul. Tal resultado vai ao encontro do trabalho de Emerson e Souza (2003) ao analisar o Brasil no ano de 1996.

Além da escolaridade, o fato de a criança residir no meio rural é uma variável relevante para explicar a realização de trabalho infantil. Conforme Mattos *et al.* (2006, p. 357), isso decorre, provavelmente, da maior dificuldade de implantação de políticas sociais no meio rural, assim como de fiscalização de sua eficácia. A probabilidade de que criança trabalhe no meio rural apresentou um efeito significativo de 3,89 p.p. para o Norte e 3.22 p.p. para a região Sul. Aquino *et al.* (2010, p. 15), ao analisar os meios urbano e rural com a utilização de um modelo *probit*, concluíram que o trabalho infantil ocorre de forma mais acentuada no meio rural, corroborando os resultados obtidos.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho teve como objetivo analisar a transmissão intergeracional do trabalho infantil no Brasil e nas regiões geográficas do país para o ano de 2012 com a utilização dos dados da Pnad e do auxílio do modelo teórico de persistência do trabalho infantil e analítico *logit multinomial*.

Verificou-se que o maior impacto da transmissão do trabalho infantil foi no sentido de elevar a probabilidade de as crianças ficarem ociosas, sendo tal resultado tão negativo quanto o fato de a criança exercer atividades laborais, uma vez que isso pode conduzi-las ao exercício de atividades ilegais, como o tráfico de drogas e informalização do trabalho no futuro. Além disso, comprovou-se a existência da

transmissão intergeracional do trabalho infantil, ou seja, o fato de os pais terem exercido trabalho infantil durante a infância aumenta a probabilidade de que seus filhos também exerçam. Desse modo, destaca-se a heterogeneidade das regiões geográficas brasileiras no que tange o mecanismo intergeracional, sendo o maior efeito na região Nordeste, seguido das regiões Norte, Sul, Sudeste e Centro-Oeste.

Com relação às demais variáveis de controle, destaca-se o efeito positivo e significativo da educação das pessoas de referência que compõem as famílias sobre a decisão de seus filhos em realizar trabalho infantil. Ademais, o fato de a criança residir no meio rural também possui elevado impacto no fato de a criança exercer atividades laborais. Além disso, o aumento na idade da criança, ser do sexo masculino, de cor não branca e o elevado número de integrantes da família foram importantes para elevar a probabilidade de que a criança exerça trabalho infantil.

Pode-se concluir que este trabalho pode servir de referência na elaboração de políticas públicas que tenham como objetivo o combate ao trabalho infantil. Além disso, é importante destacar que tais políticas devem levar em consideração a existência da transmissão intergeracional do trabalho infantil e que seu efeito é distinto entre as regiões brasileiras. Políticas públicas, nesse sentido, podem também reduzir a ociosidade das crianças, o que tenderia a diminuir a proliferação de atividades consideradas ilícitas, como o tráfico de drogas, além do trabalho informal.

ABSTRACT

This study aims to analyze the existence of the intergenerational transmission of child labor in Brazil and country's geographic regions, using as an analytical framework the multinomial logit model. The results stressed the intergenerational transmission of child labor, highlighting its greatest impact on the idleness of children. Moreover, the Brazilian geographic region in which we observed the greatest impact was the Northeast. We also emphasize the important role of education of the household reference person to explain the incidence of child labor. Thus, it is believed that these results may help the formulation of public policies in order to reduce the incidence of child labor in Brazil.

Keywords: child labor; intergenerational transmission; human capital.

REFERÊNCIAS

AQUINO, J. M. *et al*. Trabalho infantil: persistência intergeracional e decomposição da incidência entre 1992 e 2004 no Brasil rural e urbano. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 14, n. 1, 2010.

ARAÚJO, A. A.; **O programa bolsa família e o trabalho infantil no Brasil**. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Pós-Graduação em Economia Aplicada, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2010.

ARAÚJO, A. A. *et al*. Trabalho infantil no Brasil: análise dos principais determinantes. **Ensaios Fundação de Economia e Estatística**, Porto Alegre, v. 31, n. 2, p. 373-394, dez. 2010.

CACCIAMALI, M. C.; TATEI, F. Trabalho infantil e o *status* ocupacional dos pais. **Revista de Economia Política**, v. 28, n. 2, São Paulo, abr.-jun. 2008.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics**: methods and applications. Cambridge: Cambridge University Press, 2005.

CARVALHO, J. R.; MARINHO, E.; LORIA, F. Idleness, returns to education and child labor. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 66 n. 4, p. 493-515, out.-dez. 2012.

CORSEUIL, C. H.; SANTOS, D. D.; FOGUEL, M. N. Decisões críticas em idades críticas: a escolha dos jovens entre estudo e trabalho no Brasil e em outros países da América Latina. **Revista de Economia Aplicada**, São Paulo, v. 5, n. 4, p. 819-860, 2001.

EMERSON, P.; SOUZA, A. P. Is there a child labor trap? Inter-generational persistense of child labor in Brazil. **Economic Development and Cultural Change**, v. 51, p. 375-398, 2003.

FERRO, A. R. **Avaliação do impacto dos programas de bolsa escola no trabalho infantil no Brasil**. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2003.

GREENE, W. **Econometric analysis**. 5th ed. New Jersey: Prentice Hall, 2003.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa nacional por amostra de domicílios**: síntese de indicadores. Rio de Janeiro, 2008.

_____. Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílio (Pnad). **Microdados**. Brasília, 2012.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA; IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. (Orgs.). **Objetivos de desenvolvimento do milênio**: relatório nacional de acompanhamento. Brasília: Ipea, 2004. Disponível em: <http://goo.gl/kJWEpx>.

KASSOUF, A. L. **Aspectos socioeconômicos do trabalho infantil no Brasil**. Brasília: Ministério da Justiça, 2002.

_____. **Trabalho infantil**: causas e consequências. 2005. Estudo realizado para ser apresentado na prova publica oral do concurso de professor titular do departamento de economia da Esalq, 2005.

KASSOUF, A. L.; MCKEE, M.; MOSSIALOS, E. Early entrance to the job market and its effect on adult health: evidence from Brazil. **Health Policy and Planning**, v. 16, n. 1, p. 21-28, 2001.

MATTOS, L. B. *et al*. Efeitos do trabalho infantil sobre a educação na região Nordeste do Brasil. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 37, n. 3, jul.-set. 2006.

OIT – ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO TRABALHO. **Combatendo o trabalho infantil**: guia para educadores. Brasília: Ipec, 2001.

_____. **A fórmula do progresso**: educação para meninas e meninos. Brasília: Ipec, 2007.

TOMÁS, M. C. Renda de não trabalho e alocação do tempo de crianças e jovens: uma análise para 2003. *In*: ENCONTRO BRASILEIRO DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 15., 2006, Caxambu. **Anais...** Caxambu: Abep, 2006.

(Originais submetido em agosto de 2013. Uma versão recebida em novembro de 2014. Aprovada em dezembro de 2014.)

O USO SETORIAL DE ENERGIA RENOVÁVEL VERSUS NÃO RENOVÁVEL E AS EMISSÕES DE CO_2 NA ECONOMIA BRASILEIRA: UM MODELO INSUMO-PRODUTO HÍBRIDO PARA 53 SETORES[1]

Marco Antonio Montoya[2]
Cássia Aparecida Pasqual[3]

O artigo desagrega o consumo setorial da Matriz Energética brasileira de 2009 para construir um modelo insumo-produto híbrido de 53 setores e avaliar os requerimentos setoriais e as emissões de CO_2 por fontes de energia. Verificou-se que os setores Transporte, Energético e, a Fabricação de aço e derivados além de exercer forte pressão sobre o consumo de energia, utilizam maioritariamente energia fóssil. A composição dos requerimentos e das emissões evidenciou, por conta do efeito induzido, que o consumo das famílias decorrente do aumento da renda contribui significativamente com o consumo de energia e com a maioria das emissões de CO_2 do país, principalmente, quando as famílias consomem serviços e bens de uso pessoal. Portanto, os esforços na redução de emissões deverão ser direcionados sobre os setores produtivos intensivos no uso de energia não-renovável e, principalmente sobre o comportamento do consumidor.

Palavras-chave: insumo-produto; efeito estufa; emissões de CO_2; setor energético.

JEL: C67; D57; Q40; Q52.

1 INTRODUÇÃO

Previsões sobre o crescimento da economia mundial apontam, até o ano de 2030, que o PIB crescerá a uma taxa de 3,5% ao ano (a.a.), passando de 59,94 trilhões de dólares em 2006 para 137,48 trilhões de dólares em 2030, ou seja, o mercado mundial aumentará 229,36% (IEA, 2009). Nessa trajetória, espera-se que a economia brasileira cresça de forma acelerada e que esse crescimento tenha relevante papel no aumento da demanda de energia por parte das atividades de produção e consumo. A respeito das previsões sobre a demanda de energia para o Brasil elas indicam que no período de 2006 a 2030 o mercado energético nacional aumentará 196,25%, já que o consumo de energia crescerá a uma taxa de 2,6% a.a., passando de 202,9 milhões de tep para 398,2 milhões de tep em 2030 (Capeletto, 2010).

Certamente, o maior consumo de energia *versus* os riscos e as incertezas de uma maior degradação do meio ambiente torna-se um ponto de discussão relevante e um grande desafio para o crescimento econômico sustentável. Assim, nas últimas décadas, tendências no uso de energia renovável e mais limpa foram introduzidas no país por meio do aproveitamento dos recursos hídricos, do incentivo da agricultura

1. O autor presta condolência ao falecimento de Cássia Aparecida Pasqual em 6 de julho de 2015.

2. Professor titular da Faculdade de Ciências Econômicas, Administrativas e Contábeis da Universidade de Passo Fundo (Feac/UPF). *E-mail*: <montoya@upf.br>.

3. Ex-professora-assistente da Faculdade de Ciências Econômicas, Administrativas e Contábeis da Universidade de Passo Fundo (Feac/UPF). *E-mail*: <cpasqual@upf.br>.

voltada para o biocombustível (Proálcool, biodiesel), da construção de gasodutos e de um novo marco regulatório sobre o meio ambiente. Como resultado, segundo Brasil ([s.d.]), a matriz energética nacional constitui-se em uma das mais limpas do mundo, destacando-se, entre outros, pela produção de energia hidráulica que responde por 30,04% das fontes primárias renováveis do país, enquanto essa participação no mundo, em média, alcança somente 16%.

Contudo, conforme consta no *Balanço energético nacional de 2012* (Brasil, 2012), na economia brasileira ainda predomina a produção de energia não renovável. Isto porque na composição da produção de energia primária de 2009 a 2011, as fontes de energia não renováveis responderam, em média, por 53,30% (ou 133.241 mil tep) e as fontes renováveis por 46,70% (ou 116.687 mil tep). Trata-se, portanto, de uma matriz energética que produz e consome maioritariamente energia fóssil, mas que oferece, no entanto, pela presença significativa de fontes renováveis de energia decorrentes da disponibilidade de abundantes recursos naturais, potencial para reduzir ainda mais nas atividades econômicas as emissões de gases de efeito estufa (ver apêndice C, ao final deste artigo).

Assim, questiona-se neste artigo: quais são os setores produtivos que pressionam com mais intensidade a produção de energia? Qual é a dimensão das emissões de CO_2 decorrentes do consumo setorial de energia renovável e não renovável? De que maneira o consumo das famílias contribui com a demanda de energia e com as emissões de CO_2?

A preocupação das interações entre o meio ambiente e as atividades econômica no país tem levado diversos pesquisadores a desenvolver estudos que avaliam o consumo setorial de energia e as emissões de dióxido de carbono (CO_2) utilizando modelos insumo-produto híbridos, ou seja, modelos que incorporam unidades físicas do consumo de energia extraídas do balanço energético nacional (BEN) e unidades monetárias das atividades produtivas que constam na matriz insumo-produto (MIP).

Entretanto, as avaliações dos impactos ambientais, em geral, apresentam limitações pela falta de dados mais desagregados do consumo setorial de energia em unidades físicas. Isto é, o processo de compatibilização dos dados do BEN e da MIP gera um número pequeno de setores consumidores de energia, o que afeta os resultados e as análises sobre o meio ambiente. Portanto, para entender melhor a interação das atividades econômicas com o meio ambiente, torna-se necessário uma análise mais desagregada do consumo setorial por fonte de energia e das emissões de CO_2 que elas implicam.

Com esses fins, o presente artigo tem como objetivo mensurar os requerimentos setoriais de energia e as emissões de CO_2 por fontes renováveis *versus* não renovável, com base na construção do modelo insumo-produto híbrido setorialmente desagregado para o ano de 2009. Com isso espera-se, em um primeiro momento,

compreender com mais detalhe as principais relações setoriais da economia do país com o meio ambiente, bem como, fornecer subsídios para um melhor planejamento energético setorial nos próximos anos.

Este artigo está dividido da seguinte maneira: na seção 2, é apresentado um referencial teórico e empírico sobre os modelos de insumo-produto híbridos utilizados no Brasil para avaliar impactos ambientais; a seção 3 além de apresentar a estrutura matemática do modelo insumo-produto híbrido e seu processo de construção, apresenta o processo de desagregação setorial da matriz energética do BEN de forma compatível com o número de setores consumidores que apresenta a MIP do Brasil; a seção 4 avalia a composição dos requerimentos setoriais por fonte de energia com fins de identificar, por um lado, os setores que mais pressionam a produção de energia e, por outro, a dependência setorial por energia renovável e não renovável; a seção 5 avalia a dimensão das emissões setoriais de CO_2 e identifica por meio da decomposição dos impactos (multiplicador) das emissões os mecanismos pelos quais os setores geram os maiores volumes de gases "efeito estufa"; na última seção são apresentadas as principais conclusões obtidas no decorrer da análise.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

A seguir é apresentado um arcabouço teórico e empírico sobre os modelos de insumo-produto híbridos. Para isso, primeiramente, apresenta-se alguns aspectos inerentes às vantagens e limitações desses modelos para avaliar questões ambientais. Seguidamente, faz-se uma revisão bibliográfica dos principais modelos híbridos construídos no Brasil para avaliar o uso de energia e seus impactos ambientais.

2.1. Abrangência analítica dos modelos insumo-produto híbridos

O relatório Brundtland (WCED, 1987) salienta que a importância de avaliar o consumo energético radica na crescente preocupação com os riscos e as incertezas ambientais decorrentes de um consumo elevado de energia no futuro. A queima de combustíveis fósseis que emitem CO_2 e seu acúmulo na atmosfera destaca-se como o de maior probabilidade de risco para a alteração do clima devido ao "efeito estufa". Em função desses fatos, acredita-se que o uso de recursos energéticos disponíveis respeitando o meio ambiente é fundamental para o desenvolvimento econômico e, portanto, avaliar o comportamento do consumo setorial de energia e questões inerentes às emissões de CO_2 torna-se premente para um melhor planejamento energético nacional.

Cabe salientar, entretanto, que uma séria limitação da análise de impactos ambientais é a tendência a lidar isoladamente com cada setor ou indústria, sem reconhecer a importância das relações setoriais. Embora não seja difícil conceber a existência dessas relações econômicas, no mundo real elas tendem a ser bastante

complexas, envolvendo vários grupos de setores, diferentes formas de encadeamentos e várias hierarquias de ramificações. O modelo insumo-produto tem a capacidade de retratar essas relações em diferentes níveis de complexidade. Ele é um instrumento adequado para avaliar as emissões setoriais de poluentes em virtude de incorporar o setor energético no sistema econômico.

Nesse contexto, um sistema econômico insumo-produto está formado por um conjunto de n equações lineares com n incógnitas em que a demanda de dado setor j por insumos originados de outros setores é relacionada com o montante de bens produzidos por esse mesmo setor j, e a demanda final. Isto é, a demanda das famílias, do governo ou de outros países (exportações) é determinada por considerações relativamente não relacionadas com o montante produzido nessas unidades (Miller e Blair, 2009).

Tal modelo pode ser estendido para possibilitar a análise de problemas relacionados à poluição, visto que muitas das emissões de poluentes resultam da atividade econômica, e as inter-relações entre as indústrias afetam significativamente sua natureza e magnitude. Para avaliar o consumo energético setorial e as emissões de CO_2, os modelos insumo-produto têm sido utilizados com frequência, já que permite por meio dos fluxos setoriais de energia, mensurar os requerimentos de energia necessários por unidade consumida no sistema econômico. O procedimento para avaliar as emissões de CO_2 consiste em estimar o uso de energia das indústrias (demanda intermediária) e dos consumidores finais (demanda final) por meio de um modelo insumo-produto de energia em unidades híbridas e, logo, no modelo, utilizar coeficientes de conversão sobre a intensidade do consumo de energia.

Segundo Bullard e Herendeen (1975), Miller e Blair (2009) e Casler e Blair (1997), o modelo de insumo-produto em unidades híbridas é a formulação mais consistente para aplicação de modelos de insumo-produto de natureza físico-econômica envolvendo uso de energia. Hawdon e Pearson (1995) apontam algumas vantagens no uso da estrutura de insumo-produto para analisar questões relativas ao setor energético: a) permite uma desagregação setorial maior do que os modelos de otimização dinâmica e os modelos macroeconômicos; b) permite a incorporação de fluxos de energia intersetoriais tanto em termos físicos quanto monetários; e c) possibilita programar análises de impacto. Entretanto, esses modelos também apresentam algumas limitações, quais sejam: a) coeficientes fixos de insumo-produto; b) retornos constantes de escala; e c) demanda final determinada exogenamente.

2.2 Revisão dos modelos insumo-produto híbridos utilizados no Brasil

A matriz de insumo-produto é uma estrutura útil para delinear o uso de energia. Assim, diversos trabalhos com essas abordagens foram executados para a economia brasileira. Perobelli, Mattos e Faria ([s.d.]) utilizaram um modelo inter-regional

de insumo-produto híbrido de quatorze setores que incorpora um setor de energia para analisar as relações energéticas entre o estado de Minas Gerais e o restante do Brasil. Ficou evidente que os setores econômicos de Minas Gerais exercem mais pressão sobre o setor de energia dentro do estado do que fora do estado. A análise comparativa dos requerimentos intra e inter-regionais indicou que, dentro de Minas Gerais, os setores ferro e aço, transporte, energético e outras indústrias apresentam um peso significativo no consumo de energia.

Hilgemberg e Guilhoto (2006) utilizaram um modelo inter-regional insumo-produto híbrido de dezoito setores para estudar a emissão de CO_2 no Brasil no ano de 1999. Os resultados mostraram que o efeito total nas emissões de um aumento na demanda final parece, em geral, ser mais intenso nos setores da região Nordeste. Isto é, a variação na produção da região Nordeste para atender à variação na demanda final faz que com ela demande uma produção adicional dos demais setores da sua região e das outras regiões. Esse aumento no produto desses setores é que exerce impacto relativamente mais intenso sobre as emissões.

Carvalho e Perobelli (2008) quantificaram as emissões de CO_2 decorrentes do consumo de combustíveis energéticos, considerando um modelo de insumo-produto inter-regional híbrido para São Paulo e o restante do Brasil. Para o ano de 1996 identificaram a intensidade de emissões de dióxido de carbono em quinze setores, a parcela de emissões totais devida à demanda final e do consumo intermediário e os setores-chave nas emissões de CO_2 por meio do cálculo das elasticidades. Os resultados destacaram os setores agropecuário, siderurgia, alimentos e bebidas, outros setores e transportes nas duas regiões como os mais poluidores. Também foi verificada a quantidade de CO_2 incorporada nas exportações, mostrando que a pauta de exportações brasileira é, em grande parte, intensiva em poluição.

Firme e Perobelli (2008) avaliaram a evolução do setor energético brasileiro de 1997 e 2002. Para isso, utilizaram um modelo insumo-produto híbrido de quatorze setores produtivos e nela foram utilizas unidades físicas (tep). Os autores verificaram que, mesmo havendo uma diminuição global nos multiplicadores de produção, renda e emprego, no período analisado, o setor energético apresentou crescimento nos índices de todos os seus multiplicadores. Uma hipótese levantada foi a de que os investimentos realizados no setor visando evitar novos racionamentos de energia elétrica tenham contribuído para tais resultados.

Carneiro, Figueiredo e Araújo Júnior ([s.d.]) avaliaram a substituição do óleo combustível pelo gás natural na matriz energética brasileira e, ainda, quais os impactos dessa substituição sobre a emissão de CO_2. Para isso, foi utilizada a matriz insumo-produto híbrida de 22 setores contemplando o setor energético para conhecer as mudanças intersetoriais do consumo desses dois combustíveis entre o ano de 2000 e 2005. Foi observado entre os anos de 2000 e 2005 que houve a

substituição de óleo combustível por gás natural principalmente nos setores de refino de petróleo. Mas o aumento da intensidade gerou um aumento na emissão de CO_2 apesar de o gás natural ser menos poluente do que óleo combustível.

Mattos (2010) analisou as interações entre o estado de Pernambuco e o restante do Brasil e seus rebatimentos sobre o consumo de eletricidade. A análise foi feita usando o modelo inter-regional insumo-produto híbrido para computar medidas de requerimento e consumo de eletricidade. Essas medidas permitiram, por exemplo, avaliar os impactos da produção de um setor de Pernambuco sobre o consumo de eletricidade dentro e fora do estado. Avaliaram também os impactos da produção de um setor do resto da economia brasileira sobre o consumo de eletricidade do estado de Pernambuco. A análise desenvolvida apresentou informações desagregadas para 32 setores, sendo um deles, o setor elétrico, o que permitiu traçar um retrato refinado dos padrões de interações e seus impactos sobre o mercado de eletricidade.

Angelo e Ramos (2010) analisaram os requerimentos de energia para o desenvolvimento da economia do estado de Pernambuco bem como os setores-chave em utilização de energia elétrica e ainda, os efeitos econômicos de uma restrição ao uso de energia elétrica para que se soubessem quais os impactos de um racionamento desse bem. Para isso construíram um modelo híbrido de insumo-produto de onze setores. Os autores verificaram que os setores que mais utilizaram energia elétrica foram as indústrias de papel e gráfica, indústrias diversas e a indústria têxtil. Quanto aos setores-chave destacaram-se a metalurgia dos não ferrosos e indústria química. Ficou evidente que restrições no consumo de energia elétrica impactam mais nos setores-chave, forçando a reduzir a produção dos demais setores.

Santiago, Carvalho e Perobelli ([s.d.]) apresentaram um modelo regional híbrido de insumo-produto, por meio do qual foram computadas medidas de intensidade de emissões de CO_2 decorrentes do consumo de combustíveis energéticos no estado de Minas Gerais. A análise desenvolvida utilizou a matriz insumo-produto para o ano de 2005 e apresentou informações desagregadas para treze setores de atividade. Os resultados indicaram o setor agropecuário, o setor mineração e pelotização e o setor transporte como os setores-chave no que concerne às emissões. Em relação à quantidade de CO_2 incorporada nas exportações, apenas um setor apresentou uma elevada quantidade de emissão, o que sugere que a pauta de exportações de Minas Gerais não é intensiva em poluição.

Figueiredo, Araújo Junior e Perobelli ([s.d.]) mensuraram no estado de Pernambuco as emissões de CO_2 decorrentes do consumo de combustíveis energéticos. Para isso construíram uma matriz insumo-produto híbrida. O cálculo da intensidade de emissões de dióxido de carbono para quatorze setores em virtude do aumento da demanda final permitiu identificar o setor siderurgia e o próprio setor energético como os que mais exerceram pressão sobre o setor energético.

Além disso, foram calculados os setores-chave nas emissões de CO_2, identificando os setores transporte, energético, construção civil e alimentos e bebidas como os mais intensivos em poluição.

Montoya, Lopes e Guilhoto (2013) avaliam na economia do Rio Grande do Sul o consumo setorial de energia derivada do petróleo e álcool e as emissões de CO_2. Utilizando um modelo insumo-produto híbrido de quatorze setores os autores verificaram que o setor transporte e o setor energético apresentam os índices de requerimento de energia mais elevados e concentram 56,46% das emissões setoriais de CO_2 do estado. Concomitantemente, a análise comparativa das emissões de CO_2 com o consumo de energia em tep evidenciaram, em termos relativos, que os setores transporte e agropecuário em relação aos demais setores vem ganhando maior eficiência na restrição dos gases de efeito estufa.

Em síntese, os estudos elaborados para a economia brasileira mostram, por um lado, a consistência e méritos dos modelos híbridos para avaliar problemas ambientais decorrentes do consumo de energia e, por outro, evidenciam, em geral, que as análises sobre o sistema econômico apresentam um nível elevado de agregação setorial, o que limita, em parte, os resultados e as avaliações. Portanto, surge a necessidade de se elaborar estudos com um nível de desagregação setorial maior na economia brasileira.

3 CONSTRUÇÃO DO MODELO INSUMO-PRODUTO HÍBRIDO

A solução do modelo de insumo-produto clássico para estudar as interdependências dos setores de uma economia pode ser expressa matricialmente pela equação (1).

$$X = (I - A)^{-1} Y \,. \tag{1}$$

Os coeficientes da matriz inversa $(I - A)^{-1}$ são chamados de requerimentos totais de produção, ou seja, os requerimentos diretos e indiretos de produção. Eles indicam, em unidades monetárias, as mudanças na produção setorial necessárias para atender a uma determinada variação da demanda final. Note-se que a demanda final do modelo é exógena, o que permite que se analisem de forma sistêmica o perfil da estrutura de transações, os efeitos multiplicadores decorrentes da demanda final, diferentes tipos de problemas que envolvem programas de investimentos, aumento do consumo, tributação, mudança tecnológica etc.

Existem várias extensões possíveis da análise de insumo-produto, entre as quais está a hipótese de incorporar unidades físicas ao modelo para avaliar o consumo de energia e as emissões de CO_2, ou seja, a construção de um modelo insumo-produto em unidades híbridas.

A estrutura matemática do modelo insumo-produto híbrido apresentado a seguir é proveniente das abordagens utilizadas para modelos inter-regionais, porém adaptado para um contexto regional de uma economia aberta e de uma economia fechada.

A utilização de unidades híbridas no modelo considera tanto a energia consumida no processo de produção de uma indústria quanto a energia empregada na produção dos insumos utilizados por ela, ou seja, a análise constitui-se um processo que rastreia os insumos até os recursos primários usados na sua produção. A primeira rodada dos insumos de energia revelará os requerimentos diretos de energia. As rodadas subsequentes de insumos energéticos definirão os requerimentos indiretos de energia. Logo, a soma desses dois requerimentos será o requerimento total de energia, cujo cálculo é algumas vezes chamado de intensidade de energia (Miller e Blair, 2009; Hilgemberg e Guilhoto, 2006).

3.1 Modelo híbrido para uma economia aberta

A construção de um modelo de insumo-produto híbrido tem início com a obtenção de uma matriz de fluxos de energia do tipo E para uma economia composta por n setores, dos quais m são setores de energia.

Assumindo-se que a energia consumida pela demanda final (em unidades físicas) está representada por E_y, o consumo de energia total na economia por F (em que E_y e F são ambos vetores-coluna com m-elementos) e, i representa um vetor ($mx1$) cujos elementos são todos números "um", então o fluxo de energia no sistema econômico pode ser representado por:

$$Ei + E_y = F\,, \tag{2}$$

ou seja, a soma de energia consumida pelos setores interindustriais mais o consumo da demanda final constitui-se a quantia total de energia consumida (e produzida) pela economia.

De posse da matriz E, em unidades equivalente petróleo – tep, é possível construir uma matriz de transações interindustriais em unidades híbridas. O procedimento consiste em substituir na matriz de transações interindustriais (Z) a linha que representa os fluxos de energia em unidades monetárias pela linha que representam os fluxos físicos de energia, obtidos com base na matriz E. Após a substituição temos a nova matriz de fluxos interindustriais (Z^*), a qual representa os fluxos interindustriais de energia em unidades físicas e os demais fluxos em unidades monetárias.

Considere-se, por exemplo, o caso de um sistema econômico de quatro setores (Z) em unidades monetárias em que o setor 1 representa o setor de energia, do qual dispomos seus fluxos de produção para os demais setores ($E_{n,,k}$) em unidades físicas (tep).

$$Z = \begin{bmatrix} \$ & \$ & \$ & \$ \\ \$ & \$ & \$ & \$ \\ \$ & \$ & \$ & \$ \\ \$ & \$ & \$ & \$ \end{bmatrix} \tag{3}$$

$$E_{n,k} = \begin{bmatrix} tep & tep & tep & tep \end{bmatrix} \qquad \text{com } n = 1 \text{ e } k = 4. \tag{4}$$

Logo, a nova matriz de transações interindustriais em unidades híbridas será descrita por:

$$Z^* = \begin{bmatrix} tep & tep & tep & tep \\ \$ & \$ & \$ & \$ \\ \$ & \$ & \$ & \$ \\ \$ & \$ & \$ & \$ \end{bmatrix} \tag{5}$$

O mesmo procedimento deve ser usado para a produção total (X) e demanda final (Y) por setor, ou seja:

$$X^* = \begin{bmatrix} tep \\ \$ \\ \$ \\ \$ \end{bmatrix} \tag{6}$$

$$Y^* = \begin{bmatrix} tep \\ \$ \\ \$ \\ \$ \end{bmatrix} \tag{7}$$

A matriz híbrida de coeficientes técnicos pode ser representada matricialmente como $A^* = Z^*\left(\hat{X}\right)^{-1}$.

Ou seja,

$$A^* = Z^*\left(\hat{X}\right)^{-1} = \begin{bmatrix} \frac{tep}{tep} & \frac{tep}{\$} & \frac{tep}{\$} & \frac{tep}{\$} \\ \frac{\$}{tep} & \frac{\$}{\$} & \frac{\$}{\$} & \frac{\$}{\$} \\ \frac{\$}{tep} & \frac{\$}{\$} & \frac{\$}{\$} & \frac{\$}{\$} \\ \frac{\$}{tep} & \frac{\$}{\$} & \frac{\$}{\$} & \frac{\$}{\$} \end{bmatrix} \tag{8}$$

O modelo insumo-produto em unidades híbridas pode ser definido de forma análoga à equação (1) e pode ser escrito da seguinte maneira:

$$X^* = \left(I - A^*\right)^{-1} Y^* \tag{9}$$

A matriz $(I - A^*)^{-1}$ tem as mesmas unidades de A^*, porém, ela representa os requerimentos (em tep ou unidades monetárias) por unidade (tep ou unidades monetárias) de demanda final (requerimento total), enquanto A^* representa o requerimento por unidade de produto (requerimento direto). Contudo, algumas das características destas matrizes diferem do modelo tradicional de Leontief. Por exemplo, a soma da coluna A^* não é necessariamente menor que a unidade como no modelo tradicional.

3.1.1 Requerimentos de energia no modelo aberto

Na estrutura da matriz de insumo-produto em unidades híbridas, o cálculo dos requerimentos de energia total, às vezes chamado intensidade do uso de energia, é análogo ao cálculo da exigência total em unidades monetárias da indústria do modelo tradicional de insumo-produto de Leontief. Assim, para obter a matriz de requerimentos diretos de energia e a matriz de requerimentos totais de energia extraem-se, respectivamente, as linhas dos fluxos de energia de A^* e $(I - A^*)^{-1}$.

Para isso, é necessário criar a matriz F^* com dimensão (*nxn*), na qual os elementos F_i^* que representam fluxos de energia são colocados ao longo da diagonal principal, e os demais elementos são zero.

$$F^* = \begin{bmatrix} tep & 0 & 0 & 0 \\ 0 & tep & 0 & 0 \\ 0 & 0 & tep & 0 \\ 0 & 0 & 0 & tep \end{bmatrix} \tag{10}$$

Fazendo $F^*\left(\hat{X}^*\right)^{-1}$, obtém-se a matriz de coeficientes de energia. Assim, pós multiplicando as matrizes de requerimentos diretos e de requerimentos totais de energia por $F^*\left(\hat{X}^*\right)^{-1}$ recuperam-se apenas a intensidade de energia.

Logo, os coeficientes representam os requerimentos diretos (δ) e os requerimentos totais (α):

$$\delta = F^*\left(\hat{X}^*\right)^{-1} A^* \tag{11}$$

$$\alpha = F^*\left(\hat{X}^*\right)^{-1} \left(I - A^*\right)^{-1}. \tag{12}$$

Os requerimentos indiretos de energia (γ) são obtidos da diferença entre δe α:

$$\gamma = F^*\left(\hat{X}^*\right)^{-1} \left[\left(I - A^*\right)^{-1} - A^*\right]. \tag{13}$$

3.2 Modelo híbrido para uma economia fechada

Análogo ao modelo clássico de Leontief, o modelo insumo-produto híbrido, além de analisar as transações setoriais de insumos permite também, utilizando a técnica de Miyazawa (1976), incorporar o consumo das famílias no sistema econômico como uma variável endógena. Com isso é possível não somente avaliar os efeitos diretos e indiretos, mas também o efeito induzido ou denominado também efeito renda.

A nova solução terá um novo vetor de demanda final (Y_f^*), sem os valores do vetor consumo das famílias, uma nova matriz de coeficientes intermediários, que incorpora novos valores na linha e uma coluna e, portanto, uma nova matriz inversa híbrida. Assim, a solução do modelo de insumo-produto híbrido para uma economia fechada pode ser expressa matricialmente pela equação (14).

$$X_f^* = \left[\left(I - A^*\right) - C^* V^*\right]^{-1} Y_f^*, \tag{14}$$

onde C^* é um vetor-coluna que contém os coeficientes de consumo das famílias obtido por meio da divisão de cada consumo setorial pelo valor adicionado total do sistema e; V^* é um vetor linha composto pelos coeficientes do valor adiciona de cada setor.

Operacionalmente, a obtenção do modelo híbrido fechado consiste em subtrair da matriz $\left(I - A^*\right)$ a fonte resultante da multiplicação dos coeficientes de consumo das famílias que inclui o consumo de energia (C^*) em tep, pelos coeficientes do valor adicionado que incorpora o consumo total de energia do país (V^*) e, logo, calcular a inversa dessa matriz.

3.2.1 Requerimentos de energia no modelo fechado

Logo os requerimentos totais de energia $(\alpha^{\otimes})$ podem ser encontrados por meio das equações (15).

$$\alpha^{\otimes} = F^* \left(\hat{X}^*\right)^{-1} \left((I - A^*) - C^* V^*\right)^{-1}. \tag{15}$$

Com o consumo das famílias endogenizado no sistema, os requerimentos captam o consumo adicional de energia induzido pelo aumento da renda das famílias. Impacto esse, não captado pelos requerimentos do modelo insumo-produto híbrido aberto.

Seguidamente, o requerimento induzido de energia (α^R) no sistema econômico é estabelecido para cada setor pela diferença dos requerimentos totais do modelo fechado e do modelo aberto.

$$\alpha^R = \alpha^{\otimes} - \alpha. \tag{16}$$

3.3 Multiplicadores de energia

Quando os efeitos de multiplicação restringem-se somente à demanda intermediária do insumo de energia, eles são chamados de multiplicadores tipo I. Já quando o consumo das famílias é endogenizado no modelo insumo-produto, os efeitos multiplicadores captam o efeito induzido da renda, pelo qual são denominados multiplicadores tipo II. Considerando que a composição dos requerimentos capta os impactos diretos e indiretos da economia em diferentes rodadas de produção e consumo, é possível estimar, alternativamente, a partir dos requerimentos diretos e totais apresentados nas equações (11), (12) e (15) esses multiplicadores para cada setor e para a economia como um todo, ou seja, o quanto de energia é gerada de forma direta, indireta e induzida por cada unidade produzida para a demanda final.

O multiplicador de energia tipo I ou de produção (ME^I) obtém-se por meio da divisão direta dos requerimentos totais do modelo aberto (equação 12) pelos requerimentos diretos da equação (11), isto é:

$$ME^I = \delta \div \alpha. \tag{17}$$

Logo, o multiplicador tipo II (ME^{II}) será estimado pela divisão dos requerimentos totais do modelo fechado (equação 15) pelos requerimentos diretos da equação (11):

$$ME^{II} = \alpha^{\otimes} \div \alpha. \tag{18}$$

3.4 Emissão de CO_2 no sistema econômico

Assumindo que as emissões de CO_2 estão linearmente relacionadas com os requerimentos de energia é possível obter tantos as emissões diretas de carbono quanto as emissões indiretas e totais.

Nesse sentido, c é a matriz dos coeficientes que convertem a utilização de energia em emissões, tal que os elementos da diagonal principal são os coeficientes de conversão para cada setor e os demais são zero.

$$c = \begin{bmatrix} c & 0 & 0 & 0 \\ 0 & c & 0 & 0 \\ 0 & 0 & c & 0 \\ 0 & 0 & 0 & c \end{bmatrix} \tag{19}$$

Logo, os requerimentos de emissões diretas, totais e indiretas para o modelo aberto serão respectivamente:

$$\delta_{CO_2} = cF^* \left(\hat{X}^* \right)^{-1} A^* \tag{20}$$

$$\alpha_{CO_2} = cF^* \left(\hat{X}^* \right)^{-1} \left(I - A^* \right)^{-1} \tag{21}$$

$$\gamma_{CO_2} = cF^* \left(\hat{X}^* \right)^{-1} \left[\left(I - A^* \right)^{-1} - A^* \right]. \tag{22}$$

Já para o modelo fechado, os requerimentos totais ($\alpha^{\otimes}_{CO_2}$) e os requerimentos induzidos ($\alpha^{R}_{CO_2}$) serão encontrados por meio das equações (21) e (22), respectivamente.

$$\alpha^{\otimes}_{CO_2} = cF^* \left(\hat{X}^* \right)^{-1} \left((I - A^*) - C^* V^* \right)^{-1} \tag{23}$$

$$\alpha^{R}_{CO_2} = \alpha^{\otimes}_{CO_2} - \alpha_{CO_2} . \tag{24}$$

Análogo aos multiplicadores de energia é possível estimar também por meio dos requerimentos os multiplicadores de emissões de CO_2 para economia, ou seja, quanto de emissões de CO_2 é gerado de forma direta, indireta e induzida por cada unidade produzida para a demanda final. Assim, o multiplicador tipo I (MCO_2^I) e o multiplicador tipo II (MCO_2^{II}) serão encontrados por meio das equações (25) e (26), respectivamente.

$$MCO_2^I = \alpha_{CO_2} \div \delta_{CO_2} \tag{25}$$

$$MCO_2^{II} = \alpha^{\otimes}_{CO_2} \div \delta_{CO_2} . \tag{26}$$

3.5 Processo de desagregação setorial da matriz energética nacional

O BEN é o documento sobre fluxos físicos anuais do setor energético brasileiro publicado regularmente desde 1970 pelo Ministério de Minas e Energia (MME) por meio da Empresa de Pesquisa de Energia (EPE). A matriz energética do BEN, entre outras informações, está composta por 24 produtos ou fontes de energia e por 22 setores consumidores de energia. Além disso, apresenta diversas contas que compreendem os fluxos de produção, de estoques, de comércio externo, de transformação e, de distribuição e armazenamento. Trata-se, portanto, de uma das mais completas e sistematizadas bases continuadas de dados energéticos disponível no país, constituindo-se em uma referência fundamental para qualquer estudo do planejamento do setor energético brasileiro.

Por outro lado, a matriz de insumo-produto (MIP) representa um sistema econômico integrado de fluxos e transferências de insumos e produtos de um setor a outro, para serem processados ou destinados ao consumo final. Sua publicação é de responsabilidade do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), tendo como primeira publicação o ano de 1970, apresentando até 1990 uma periodicidade quinquenal. Entre 1990 e 1996 a elaboração das MIPs passou a ser anual, contudo, atualmente sua periodicidade apresenta uma defasagem de, no mínimo, cinco anos por questões de prazo entre a coleta dos dados setoriais e o tempo necessário para sua elaboração e consolidação. Seu uso constitui-se de extrema importância uma vez que permite gerar informações fundamentais para o planejamento econômico nacional, tanto no enfoque macro quanto no microeconômico.

No Brasil, embora o BEN e a MIP apresentem setores consumidores compatíveis com a Classificação Nacional de Atividades Econômicas (Cnae) 1.0 do IBGE, o nível de agregação é diferente, já que a matriz energética do BEN apresenta 22 setores consumidores em unidades físicas e a MIP 56 setores em unidades monetárias. Em decorrência disso, a compatibilização das informações gera um reduzido número de setores consumidores o que afeta os resultados e as análises do sistema.

Para superar esse problema e calcular o impacto do consumo energético no meio ambiente é necessário desagregar setorialmente em 56 setores os dados do BEN, tomando como referência os 56 setores consumidores que apresenta a MIP. Para tal procedimento utilizou-se a metodologia desenvolvida por Montoya, Lopes e Guilhoto (2013 e 2014).

Inicialmente, para a compatibilização dos setores consumidores, o método leva em consideração a Cnae 1.0, bem como o grau de homogeneidade de suas atividades. Como resultado obtém-se, pelo lado setorial da matriz energética, uma agregação de quinze grandes setores consumidores com seus respectivos subsetores que perfazem um total de 56, tal qual a estrutura da MIP do país (apêndice A, ao final deste artigo).

Seguidamente, para estimar o consumo de energia dos 56 subsetores, o método utiliza como fator de expansão o peso dos fluxos monetários da MIP apresentados na tabela de recursos e usos por origem e destino que contém também as importações. A hipótese central é de que o consumo de energia dos subsetores em tep está proporcionalmente relacionado com seus respectivos fluxos monetários contidos na MIP.

Para estabelecer o fator de expansão, o método apresenta duas etapas. A primeira consiste em compatibilizar as fontes de energia da matriz energética com os produtos da tabela de recursos e usos da MIP, com o objetivo de identificar em que fluxos dos produtos estão contidos cada fonte de energia (apêndice B, ao final deste artigo). A segunda etapa consiste em estimar os coeficientes de expansão a serem multiplicados pelos valores do consumo setorial de energia de modo a alocar os valores entre seus subsetores da matriz energética ampliada.

Cabe salientar que uma avaliação mais particularizada das duas bases de dados devidamente compatibilizadas permite verificar que em alguns casos os fluxos de consumo que apresenta a matriz energética não são observados na MIP e vice-versa. Assim, segundo Montoya, Lopes e Guilhoto (2013a e 2014), a utilização total ou parcial da matriz de coeficientes de expansão, de acordo com a disponibilidade de dados e consistência dos fluxos de energia, permite assumir critérios alternativos que diferenciarão as metodologias de estimação do consumo de energia nos subsetores.

Para este artigo utilizou-se a proposta metodológica (base BEN)[4] que apresenta como fator de expansão dois critérios: 1) o consumo de energia de cada setor, em tep, foi multiplicado pelo coeficiente que representa a participação do subsetor no consumo total do setor, em R$; e 2) na ausência deles, ou seja, para os setores que apresentam consumo de energia, em tep, mas não apresentam coeficientes de expansão, em R$, foi utilizado o coeficiente que representa a participação do subsetor no consumo total da economia, em R$.

A estimativa desses coeficientes (α_{ik}) é dada por:

$$\alpha_{ik} = \frac{Z_{ik}}{\sum_{k=1}^{n} Z_{ik}}, \tag{27}$$

em que Z_{ik} é o valor do produto *i* que é vendido para o subsetor *k e*; $\sum_{k=1}^{n} Z_{ik}$ representa o valor total do produto *i* vendido para o setor, em que *n* é o número de subsetores do setor.

4. Os autores testaram três propostas metodológicas para desagregar a matriz energética brasileira de 2008 e concluíram que as propostas "base BEN" e proposta "base MIP ajustada", apresentam resultados estatisticamente convergentes, ou seja, na falta de dados oficiais mais desagregados, concluem que esses métodos podem ser usados alternativamente.

Logo, a matriz do consumo setorial de energia (E_I) em tep obtém-se por meio da multiplicação do consumo de energia de cada setor (*CS*) pelo respectivo coeficiente de expansão (α_{ik}), ou seja:

$$E_I = CS * \alpha_{ik}. \tag{28}$$

Com esses critérios só ocorre consumo da fonte energética se esta for observada no BEN. Isso permite manter inalterada a estrutura de consumo setorial publicada pela Empresa de Pesquisa Energética, ou seja, tanto o consumo total de energia quanto o consumo setorial permanecem inalterados. Assim, as informações da matriz energética estimada para esta pesquisa apresentam 56 setores consumidores de energia, em unidades físicas (mil tep), compatíveis com os 56 setores da MIP.

3.6 Base de dados

A MIP mais recente publicada pelo IBGE refere-se ao ano de 2005. Assim, com fins de estabelecer uma visão mais atualizada da economia brasileira, para esta pesquisa, os dados utilizados foram extraídos da matriz insumo-produto do Brasil de 2009 estimada por Guilhoto e Sesso Filho (2005 e 2010) e da matriz energética do Brasil de 2009 (Brasil, 2012).

As informações da MIP apresentam 56 setores e 110 produtos, entretanto, com fins de construir a matriz híbrida, a agregação setorial da MIP foi de 53 x 53 setores, uma vez que quatro setores passaram a compor o setor energético (petróleo e gás natural, refino de petróleo e coque, álcool e serviços de utilidade pública – Siup) e dez produtos passaram a constituir o produto energia (petróleo e gás natural, carvão mineral, gás liquefeito de petróleo, gasolina automotiva, gasoálcool, óleo combustível, óleo diesel, outros produtos do refino de petróleo e coque, álcool e Siup que incorpora a eletricidade).

Seguidamente, para garantir a consistência dos dados, a matriz energética estimada também foi agregada em 53 setores conforme a agregação setorial da MIP. Esta agregação setorial que evidencia o setor energético permite avaliar o uso setorial de energia e suas correspondentes emissões de CO_2. Os valores da MIP estão em milhões de reais e adota a tecnologia setor x setor baseada na indústria. Já as informações da matriz energética estimada estão em mil tep.

Deve-se esclarecer que o consumo final total de energia na matriz energética nacional para o ano de 2009 é da ordem de 220.711 mil tep e ele está dividido em consumo final não energético (14.921 mil tep) e em consumo final energético (205.790 mil tep). Para esta pesquisa, as informações utilizadas compreendem o consumo final energético, isso porque estamos interessados em avaliar na economia brasileira o consumo energético que libera CO_2.

A respeito, os requerimentos e as emissões de CO_2 foram estimados por fonte de energia de forma separada, ou seja, na construção da matriz insumo-produto híbrida a substituição da linha dos fluxos do setor energia em unidades monetárias por unidades físicas foi executada uma a uma para cada fonte de energia, de modo que a soma dos requerimentos de energia renovável com os requerimentos da energia não renovável constituiu o requerimento total de energia do país.

Finalmente, para fazer a conversão dos coeficientes de energia em emissões de CO_2 causado pelo consumo setorial de energia na economia foram utilizados os coeficientes de conversão (anexo A, ao final deste artigo) encontrados na matriz energética e de emissões (COEFICIENTE..., 2000). Eles representam a quantidade total de CO_2 medido em Gg/mil tep emitidas na atmosfera.

4 OS REQUERIMENTOS DE ENERGIA NA ECONOMIA BRASILEIRA

As informações do gráfico 1 mostram a composição dos requerimentos totais de energia de cada setor para a economia brasileira. Os requerimentos diretos representam o consumo de energia inicial na produção para satisfazer a demanda final; os requerimentos indiretos refletem o maior consumo de energia nos fluxos de compras e vendas dos setores para atender a demanda final; e os requerimentos induzidos representam o consumo adicional de energia devido ao aumento da renda que induz o aumento do consumo final das famílias.

De modo geral, observa-se que existem setores mais intensivos e menos intensivos no uso de energia. Para diferenciá-los foram estabelecidos, como parâmetro, os requerimentos totais de um setor acima da média do país. Isso porque o aumento na demanda final de um setor relevante, não somente, aumentará o consumo de energia no próprio setor, mas também forçará nos demais setores um aumento relativamente mais forte no consumo de energia, de forma indireta e induzida na economia.

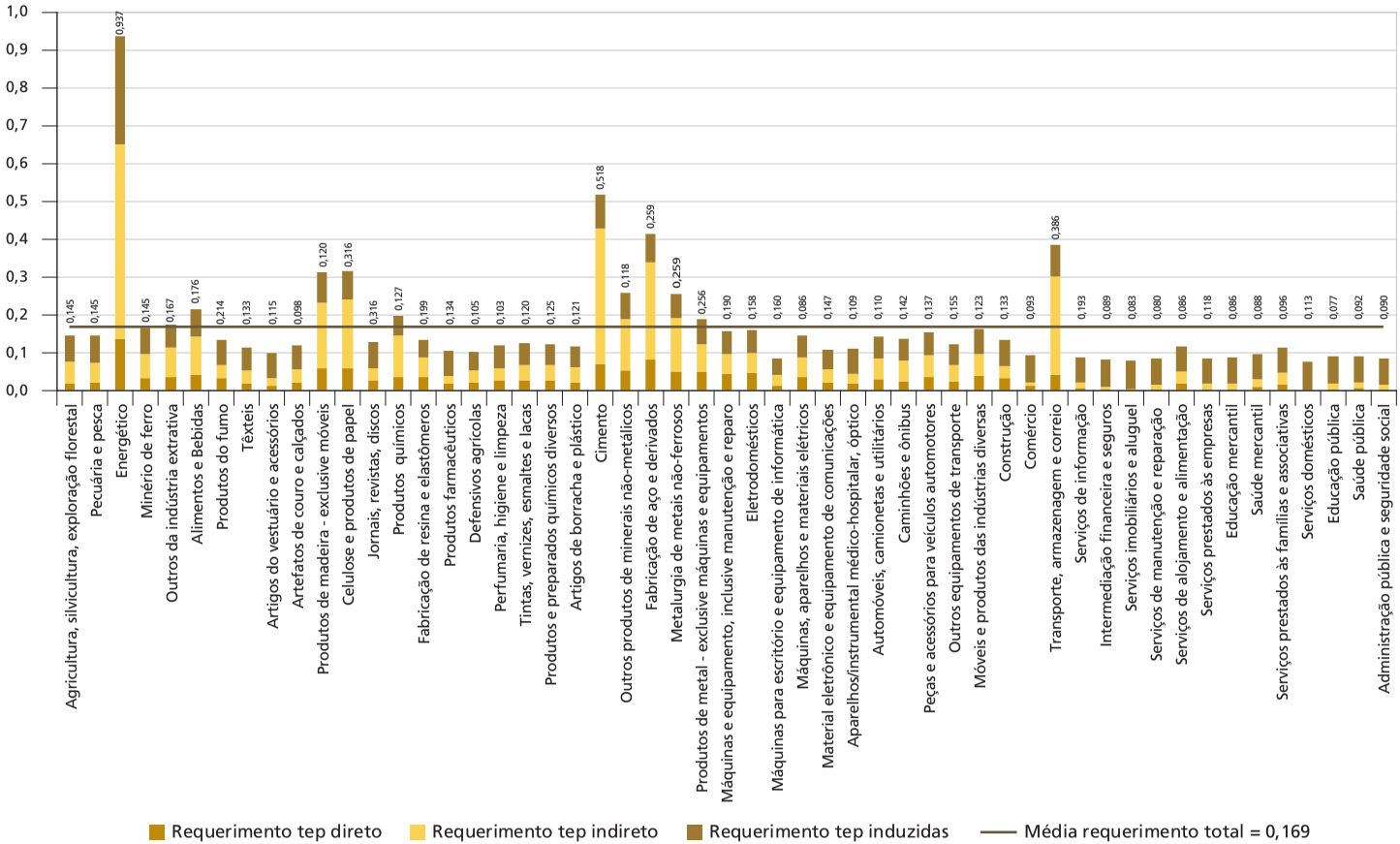
Considerando que a média de requerimento total do país é de 0,1689, verifica-se que doze setores exercem pressão significativa sobre a produção de energia. Entre eles, destacam-se o próprio setor energético (0,9366), o setor cimento (0,5180), o setor fabricação de aço e derivados (0,4156), o setor transporte, armazenagem e correio (0,3858), o setor celulose e produtos de papel (0,3160) e o setor produtos de madeira – exclusive móveis (0,3128).

Por exemplo, o setor energético que utiliza energia nos centros de transformação e nos processos de extração, mostra, conforme o BEN de 2009 (Brasil, 2012), que a maior parte do seu consumo está concentrada nas fontes de energia provenientes dos produtos da cana, gás natural, outras secundárias de petróleo, eletricidade e no óleo combustível. Assim, um aumento de um milhão de reais na demanda final provocará um aumento total de 0,9366 mil tep na produção do próprio setor energético, o que equivale a 936,6 tep adicionais de consumo de energia.

GRÁFICO 1

Requerimento setorial de energia total, direto, indireto e induzido na economia brasileira (2009)

(Em mil tep)



Elaboração dos autores.

Já o setor transporte, que utiliza 34,51% da energia do país (tabela 1), na forma de óleo diesel, gasolina, álcool e querosene como principais insumos de produção, apresenta a quarta maior intensidade de consumo de energia por unidade de produção, com o aumento de um milhão de reais na demanda final. O acréscimo de sua produção para atender essa demanda causará um aumento total de 0,3858 mil tep em seu consumo de energia, o que equivale a 385,8 tep adicionais na produção do setor energético.

Logo, em virtude da maior pressão dos doze setores identificados sobre a produção de energia, fica evidente que havendo um eventual crescimento neles, deverá haver, simultaneamente, maiores demandas de investimentos para aumentar a produção do setor energético.

4.1 Requerimentos direto e indireto de energia

Em termos gerais, conforme a tabela 1, os requerimentos médios diretos (0,0291) e indiretos (0,0701) destacam 22 e doze setores, respectivamente, com índices acima da média nacional. Entre eles emerge principalmente o setor energético com os maiores requerimentos.

Contudo, a capacidade relativa de pressão que os diversos setores da economia podem exercer sobre a produção de energia somente pode ser estabelecida analisando em separado a relação dos requerimentos em termos de efeitos diretos *versus* indiretos que mostra, na produção, o poder de multiplicação tipo I de um setor sobre o consumo de energia e, a relação dos requerimentos direto-indiretos *versus* induzidos que mostram, via efeito renda das famílias, o poder de multiplicação tipo II de um setor sobre o consumo de energia.

Por exemplo, se na composição dos impactos totais os efeitos diretos, que representam o consumo inicial de energia por unidade de produção, forem pequenos em relação aos efeitos indiretos, que refletem o maior consumo de energia decorrente dos fluxos de compras e vendas dos setores para atender a demanda final, o poder de multiplicação tipo I que exerce um setor sobre o consumo de energia será grande. Assim, setores com alto peso na demanda de energia e que, ao mesmo tempo apresentam uma baixa relação de requerimentos diretos *versus* indiretos tendem a produzir as mais fortes pressões de demanda

sobre o setor energético. No outro extremo, estariam setores com baixo peso na demanda de energia e com alta relação requerimentos diretos *versus* indiretos, que, neste caso, produziriam pequenas pressões sobre o setor energético. Entre ambos os extremos, configuram-se setores com graus variados de importância na pressão que exercem (Perobelli, Mattos e Faria, [s.d.]).

A tabela 1 apresenta a decomposição percentual dos requerimentos em seus componentes diretos, indiretos e induzidos, bem como a participação dos setores no consumo de energia do país. Entretanto, para facilitar a identificação dos setores mais relevantes na tabela algumas informações são apresentadas com destaque.

A estrutura setorial dos requerimentos da composição direto *versus* indireto mostra-se bastante diversificada, contudo a economia brasileira apresenta um padrão diferenciado já que os requerimentos diretos de energia, em média (17,2%), são significativamente menores que os requerimentos indiretos (41,5%). Isto é, a baixa relação requerimentos diretos *versus* indiretos, indica, em termos gerais, que os diversos setores exercem significativa pressão sobre o setor energético nacional. De fato, Montoya *et al*. (2013b) afirmam que o setor energético é o principal setor-chave para o crescimento econômico do país, com ligações fortes para frente e para trás, em particular, o setor é fortemente demandado pelos outros setores da economia e seus estímulos sobre as diversas atividades produtivas dão-se de maneira abrangente e uniforme.

Nesse contexto, a partir de uma análise mais particularizada, verifica-se que o setor de transporte, armazenagem e correio (34,51%), o próprio setor energético (13,0%) e o setor de fabricação de aço e derivados (7,91%) têm um peso significativo no consumo total de energia do país, assim como apresentam as mais baixas relações requerimentos diretos *versus* indiretos, indicando que exercem forte pressão sobre a produção de energia. Embora o setor de agricultura, silvicultura e exploração florestal (3,72%) apresente um peso intermediário no consumo total de energia do país, seguido do setor de celulose e produtos de papel (3,49%) e do setor de cimento (2,02%), a baixa relação de requerimentos diretos *versus* indiretos assinala que estes também exercem pressão significativa no consumo de energia.

TABELA 1
Composição do requerimento total de energia da economia brasileira (2009)
(Em % e mil tep)

Setores	Requerimentos de energia em mil tep								Participação setorial no consumo de energia em mil tep	
	Direto		Indireto		Induzido		**Total**			
	tep	(%)	tep	(%)	tep	(%)	**tep**	**(%)**	(%)	Ordem
1) Agricultura, silvicultura e exploração florestal	0,020	*13,6*	0,056	*38,6*	0,069	47,8	**0,145**	**100**	*3,72*	*5*
2) Pecuária e pesca	0,022	14,9	0,053	36,4	0,070	48,6	**0,145**	**100**	1,51	11
3) Energético	0,136	*14,6*	0,515	*55,0*	0,285	30,4	**0,937**	**100**	*13,09*	*2*
4) Minério de ferro	0,034	20,1	0,064	38,1	0,070	41,8	**0,167**	**100**	0,69	16
5) Outros da indústria extrativa	0,036	20,7	0,077	44,0	0,062	35,3	**0,176**	**100**	0,54	20
6) Alimentos e bebidas	0,042	19,9	0,100	46,7	0,071	33,4	**0,214**	**100**	11,76	*3*
7) Produtos do fumo	0,034	25,4	0,034	25,4	0,065	49,2	**0,133**	**100**	0,03	51
8) Têxteis	0,018	15,5	0,036	31,4	0,061	*53,2*	**0,115**	**100**	0,38	27
9) Artigos do vestuário e acessórios	0,011	11,6	0,023	23,1	0,064	*65,3*	**0,098**	**100**	0,14	37
10) Artefatos de couro e calçados	0,021	17,2	0,036	30,3	0,063	*52,4*	**0,120**	**100**	0,12	39
11) Produtos de madeira, exclusive móveis	0,059	18,9	0,173	55,3	0,081	25,9	**0,313**	**100**	1,41	12
12) Celulose e produtos de papel	0,060	*18,8*	0,182	*57,5*	0,075	23,6	**0,316**	**100**	*3,49*	6
13) Jornais, revistas e discos	0,027	20,9	0,032	25,4	0,068	*53,7*	**0,127**	**100**	0,21	35
14) Produtos químicos	0,036	18,3	0,109	55,0	0,053	26,6	**0,199**	**100**	2,83	7
15) Fabricação de resina e elastômeros	0,035	26,4	0,054	40,0	0,045	33,6	**0,134**	**100**	0,28	32
16) Produtos farmacêuticos	0,019	17,8	0,021	20,1	0,065	*62,0*	**0,105**	**100**	0,09	45
17) Defensivos agrícolas	0,021	20,3	0,032	30,9	0,050	48,8	**0,103**	**100**	0,04	50
18) Perfumaria, higiene e limpeza	0,027	22,2	0,034	28,1	0,060	*49,7*	**0,120**	**100**	0,11	43

(Continua)

(Continuação)

Setores	Requerimentos de energia em mil tep								Participação setorial no consumo de energia em mil tep	
	Direto		Indireto		Induzido		**Total**			
	tep	(%)	tep	(%)	tep	(%)	**tep**	**(%)**	(%)	Ordem
19) Tintas, vernizes, esmaltes e lacas	0,026	20,7	0,040	32,4	0,059	46,9	**0,125**	**100**	0,10	44
20) Produtos e preparados químicos diversos	0,026	21,5	0,040	33,3	0,055	45,2	**0,121**	**100**	0,11	42
21) Artigos de borracha e plástico	0,023	19,2	0,040	34,4	0,054	46,4	**0,118**	**100**	0,46	26
22) Cimento	0,070	*13,5*	0,358	*69,2*	0,090	17,3	**0,518**	**100**	*2,02*	9
23) Outros produtos de minerais não metálicos	0,054	20,7	0,135	52,3	0,070	27,0	**0,259**	**100**	2,25	8
24) Fabricação de aço e derivados	0,081	*19,5*	0,257	*61,9*	0,077	18,6	**0,416**	**100**	*7,91*	*4*
25) Metalurgia de metais não ferrosos	0,050	19,7	0,142	55,4	0,064	24,9	**0,256**	**100**	1,80	10
26) Produtos de metal, exclusive máquinas e equipamentos	0,052	27,2	0,070	37,0	0,068	35,9	**0,190**	**100**	1,13	14
27) Máquinas e equipamento, inclusive manutenção e reparos	0,044	28,1	0,051	32,4	0,063	39,5	**0,158**	**100**	0,51	22
28) Eletrodomésticos	0,048	30,3	0,051	32,0	0,060	37,7	**0,160**	**100**	0,07	48
29) Máquinas para escritório e equipamento de informática	0,012	13,6	0,029	33,4	0,045	*53,0*	**0,086**	**100**	0,08	46
30) Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	0,035	23,5	0,053	36,2	0,059	40,2	**0,147**	**100**	0,48	24
31) Material eletrônico e equipamento de comunicação	0,022	19,8	0,036	33,0	0,051	47,3	**0,109**	**100**	0,11	41
32) Aparelhos/instrumentos médico-hospitalares, medida e óptico	0,018	15,9	0,027	24,9	0,065	*59,1*	**0,110**	**100**	0,07	47
33) Automóveis, camionetas e utilitários	0,030	20,9	0,055	39,0	0,057	40,2	**0,142**	**100**	0,47	25
34) Caminhões e ônibus	0,026	18,7	0,054	39,2	0,058	42,1	**0,137**	**100**	0,12	40
35) Peças e acessórios para veículos automotores	0,037	23,9	0,056	36,4	0,062	39,8	**0,155**	**100**	0,50	23
36) Outros equipamentos de transporte	0,025	20,4	0,044	35,8	0,054	43,8	**0,123**	**100**	0,21	36
37) Móveis e produtos das indústrias diversas	0,037	22,9	0,059	35,8	0,068	41,3	**0,164**	**100**	0,62	17
38) Construção	0,033	24,6	0,032	23,8	0,069	*51,6*	**0,133**	**100**	0,52	21
39) Comércio	0,013	13,6	0,010	10,4	0,071	*75,9*	**0,093**	**100**	0,55	19

(Continua)

(Continuação)

Setores	Requerimentos de energia em mil tep								Participação setorial no consumo de energia em mil tep	
	Direto		Indireto		Induzido		**Total**			
	tep	(%)	tep	(%)	tep	(%)	**tep**	**(%)**	(%)	Ordem
40) Transporte, armazenagem e correio	0,040	*10,5*	0,261	*67,6*	0,084	21,9	**0,386**	**100**	*34,51*	*1*
41) Serviços de informação	0,008	9,3	0,014	15,9	0,067	*74,8*	**0,089**	**100**	0,36	29
42) Intermediação financeira e seguros	0,004	4,3	0,008	9,2	0,071	*86,5*	**0,083**	**100**	0,28	33
43) Serviços imobiliários e aluguel	0,001	1,1	0,003	3,7	0,076	*95,2*	**0,080**	**100**	0,05	49
44) Serviços de manutenção e reparação	0,004	4,5	0,013	14,6	0,070	*80,8*	**0,086**	**100**	0,03	52
45) Serviços de alojamento e alimentação	0,020	16,5	0,032	26,9	0,067	*56,6*	**0,118**	**100**	0,37	28
46) Serviços prestados às empresas	0,005	6,0	0,012	14,0	0,069	*80,0*	**0,086**	**100**	0,33	31
47) Educação mercantil	0,005	6,2	0,013	15,0	0,069	*78,9*	**0,088**	**100**	0,12	38
48) Saúde mercantil	0,010	10,4	0,019	19,8	0,067	*69,8*	**0,096**	**100**	0,34	30
49) Serviços prestados às famílias e associativas	0,016	14,6	0,030	26,9	0,066	*58,5*	**0,113**	**100**	1,03	15
50) Serviços domésticos	0,000	0,0	0,000	0,0	0,077	100,0	**0,077**	**100**	0,00	53
51) Educação pública	0,004	4,8	0,015	16,6	0,072	*78,6*	**0,092**	**100**	0,58	18
52) Saúde pública	0,006	7,1	0,015	16,9	0,068	*76,1*	**0,090**	**100**	0,27	34
53) Administração pública e seguridade social	0,004	4,2	0,012	13,9	0,070	*81,8*	**0,086**	**100**	1,15	13
Total	**1,544**	17,2	**3,718**	41,5	**3,689**	41,2	**8,950**	**100**	**100**	**–**
Média	0,0291	–	0,0701	–	0,0696	–	**0,1689**	**–**	–	–
Multiplicador de energia	1,000	–	2,408	–	2,389	–	**5,798**	**–**	–	–

Elaboração dos autores.

Note-se que, exceto o setor de agricultura, silvicultura e exploração florestal, os cinco setores que apresentam os maiores requerimentos totais de energia da economia estão contemplados entre os setores com maior poder de multiplicação tipo I. Portanto, caso considere-se que, em conjunto, esses seis setores respondem por 64,65% do consumo de energia no país, pode-se afirmar que havendo um aumento na demanda final, aumentará muito mais os requerimentos de energia nesses setores do que se houver um aumento de igual magnitude em outros setores da economia, principalmente no setor de transporte.

4.2 Requerimentos induzido de energia

Os requerimentos induzidos representam o consumo adicional de energia devido ao aumento do consumo final das famílias, decorrente do aumento da renda. Isto porque o aumento do nível de atividade e do emprego para satisfazer a demanda final leva a uma elevação da renda disponível, tanto para os trabalhadores quanto para os empresários. Este aumento de renda gerará um novo aumento na demanda por bens, desta vez ocasionada pelo consumo final das famílias, que finalmente criará um novo adicional de produção no sistema.

Embora se possa argumentar que os requerimentos induzidos são mais dispersos, porque decorrem do aumento da circulação de renda na economia, deve-se salientar que eles não deixam de ser importantes, uma vez que os requerimentos de energia podem atingir fortemente setores que aparentemente não apresentam nenhuma relação tecnológica com o setor energético, mas sim com o consumo das famílias. Assim, a baixa relação de requerimentos diretos-indiretos *versus* requerimentos induzidos permite identificar os setores, com poder de multiplicação tipo II, que exercem maior pressão sobre a produção do setor energético por conta do consumo das famílias, ou seja, os canais pelos quais as famílias exercem maior pressão sobre o consumo de energia.

Note-se em termos agregados (tabela 1) que o consumo setorial de energia no país por conta do aumento da renda das famílias é de extrema relevância, já que os requerimentos induzidos contribuem com 41,2% dos requerimentos totais (0,0696 ÷ 0,1689 = 0,41213), e essa contribuição é bem semelhante a dos requerimentos indiretos. Isto é, a média dos requerimentos induzidos (0,0696) é praticamente equivalente à média dos requerimentos indiretos (0,0701), o que destaca a importância do efeito-renda sobre o consumo de energia no país.

A composição setorial de requerimentos direto-indireto *versus* induzidos da economia brasileira, contida na tabela 1, mostra que o consumo das famílias induz uma pressão sobre a produção de energia por meio da maioria dos diversos segmentos que conformam o setor terciário, tais como: serviços imobiliários e

aluguel; intermediação financeira e seguros; administração pública e seguridade social; serviços de manutenção e reparação; serviços prestados às empresas; educação mercantil; educação pública; saúde pública; comércio; serviços de informação; saúde mercantil; e serviços prestados às famílias e associativas. Além desses setores note-se também que a relação efeito direto-indireto *versus* induzido, destaca os setores Artigos do vestuário e acessórios; Produtos farmacêuticos; Aparelhos/instrumentos médico-hospitalar, medida e óptico; Jornais, revistas, discos; Máquinas para escritório e equipamento de informática; Têxteis e; Artefatos de couro e calçados. Portanto, pode-se afirmar que as famílias pressionam significativamente a produção de energia quando consomem serviços e bens de uso pessoal.

Finalmente, os resultados globais dos requerimentos da economia brasileira indicam que, caso se concretize o aumento de R$ 1 milhão na demanda final, ocorrerá inicialmente um aumento direto no consumo de energia da ordem de 1,544 mil tep, seguido de um consumo indireto de 3,718 mil tep, e um consumo induzido de mil 3,689 mil tep, perfazendo um total de 8,950 mil tep, o que equivale a 8.950 tep adicionais de produção de energia. Nota-se, portanto, que ocorrerá um efeito multiplicador sobre a produção do setor energético de 5,798 (ou, 8,950 tep ÷ 1,544 tep = 5,798).

4.3 Requerimentos e dependência setorial por fonte de energia

Considerando que na economia brasileira ainda predomina a produção e o consumo de energia não renovável, verifica-se, no entanto, na composição da produção de energia primária de 2009 a 2011 (tabela 2) a forte presença da energia renovável e limpa. Isto porque os produtos da cana-de-açúcar ocupam a segunda posição da energia primária, com uma participação de 18,27% na produção, seguido pela energia hidráulica, com 14,02%, pela lenha, com 10,26%, e por outras fontes primárias, com 4,14%.

Nesse sentido, segundo Brasil (2013), a matriz energética nacional é uma das mais limpas do mundo, já que enquanto a energia renovável no país responde por 46,70% do total de fontes de energia primária, no mundo e nos países ricos esse percentual não passa de 13% e 8%, respectivamente.

Entretanto, para entender melhor a estrutura do consumo nacional de energia, torna-se necessário uma análise mais desagregada dos requerimentos setoriais por fontes de energia. Com isso, espera-se, por um lado, avaliar a intensidade dos setores no uso de energia renovável *versus* não renovável e, por outro, identificar a dependência que apresentam os setores por fonte de energia.

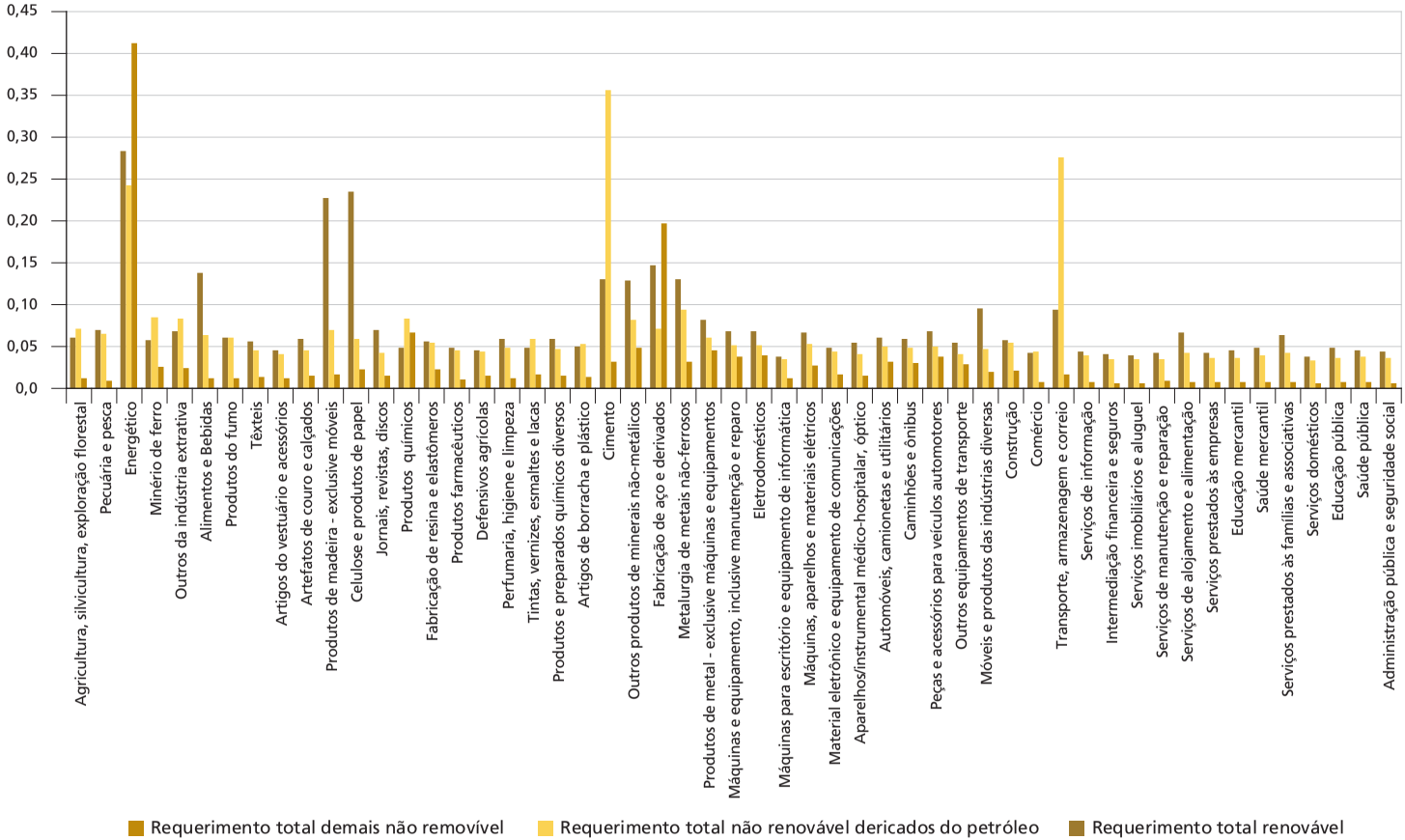
TABELA 2
Produção de fontes de energia primária no Brasil (2009-2011)
(Em % e mil tep)

Fontes de energia primária	2009		2010		2011		Média do período	
	Produção (mil tep)	(%)	Produção (mil tep)	(%)	Produção (mil tep)	(%)	Produção (mil tep)	(%)
Petróleo	100.918	42,07	106.559	42,09	108.976	42,45	105.484	42,20
Gás natural	20.983	8,75	22.771	8,99	23.888	9,30	22.547	9,02
Carvão a vapor	2.080	0,87	2.104	0,83	2.104	0,82	2.096	0,84
Urânio u_3o_8	3.428	1,43	1.767	0,70	4.143	1,61	3.113	1,25
Energia não renovável total	**127.409**	**53,12**	**133.201**	**52,61**	**139.112**	**54,18**	**133.241**	**53,30**
Energia hidráulica	33.625	14,02	34.683	13,70	36.837	14,35	35.048	14,02
Lenha	24.609	10,26	25.997	10,27	26.322	10,25	25.643	10,26
Produtos da cana	44.775	18,67	48.852	19,30	43.270	16,85	45.633	18,27
Outras fontes primárias	9.450	3,94	10.440	4,12	11.200	4,36	10.363	4,14
Energia renovável total	**112.460**	**46,88**	**119.973**	**47,39**	**117.628**	**45,82**	**116.687**	**46,70**
Energia primária total	**239.869**	**100,00**	**253.174**	**100,00**	**256.740**	**100,00**	**249.927**	**100,00**

Fonte: Brasil (2012).
Elaboração dos autores.
Obs.: Ver apêndice C, ao final deste artigo.

Os requerimentos totais por fonte de energia para cada setor encontram-se no gráfico 2. A fonte de energia renovável está composta pela lenha, pelos produtos da cana, por outras fontes primárias, pela eletricidade, pelo carvão vegetal e pelo álcool etílico anidro e hidratado. Já a fonte de energia não renovável derivada do petróleo está composta pelo óleo diesel, pelo óleo combustível, pela gasolina, pelo gás líquido propano e pelo querosene. As demais fontes de energia não renováveis estão compostas pelo gás natural, pelo carvão a vapor, pelo gás de cidade e de coqueria, pelo coque de carvão mineral e pelo alcatrão.

GRÁFICO 2
Requerimento totais por fonte de energia para cada setor da economia brasileira (2009)
(Em mil tep)



Elaboração dos autores.

De modo geral, observa-se que existem setores mais intensivos e menos intensivos no uso de energia renovável *versus* energia não renovável.

O setor energético (0,283), o setor de celulose e produtos de papel (0,235), o setor de produtos de madeira, exclusive móveis (0,227), o setor de fabricação de aço e derivados (0,147), e o setor de alimentos e bebidas (0,138) destacam-se por utilizar com mais intensidade a energia renovável no país.

No outro extremo, os requerimentos totais dos derivados do petróleo, por sua vez, destacam o setor de cimento (0,356), o setor de transporte, armazenagem e correio (0,275) e o setor energético (0,242) como aqueles que utilizam com mais intensidade a energia fóssil. Já os requerimentos totais das demais fontes de energia não renovável destacam o setor energético (0,412) e o setor de fabricação de aço e derivados (0,197).

Certamente, a substituição de fontes de energia não renováveis por energia renovável nesses setores é um grande desafio para a economia brasileira. Para isso, será preciso definir, com clareza, as metas de substituição de energia fóssil para cada setor, bem como o papel que cada um deles deverá desempenhar para o crescimento econômico com respeito ao meio ambiente.

Do ponto de vista da energia utilizada na produção, caso se assuma que os requerimentos totais por cada fonte de energia são proporcionais ao total do insumo energético utilizado na produção setorial, pode-se estabelecer o grau de dependência por energia renovável e não renovável para cada setor (gráfico 3).

O quadro geral da distribuição do consumo por fonte de energia evidencia, no país, uma dependência média de 44,09% de energia renovável e de 55,91% por energia não renovável. Em particular, nas fontes de energia não renováveis, a energia derivada do petróleo (38,47%) predomina significativamente sobre as demais fontes de energia não renováveis (17,44%).

GRÁFICO 3
Dependência setorial por fontes de energia renováveis e não renováveis na economia brasileira (2009)
(Em %)

Elaboração dos autores.

Em nível setorial, o somatório das proporções dos requerimentos por fonte de energia indica que a maior taxa relativa de dependência de energia não renovável pertence ao setor de transporte, armazenagem e correio, com 75,74% de seu consumo total, dos quais 71,39% provêm dos derivados do petróleo, e somente 4,35% das demais fontes não renováveis. O setor de produtos químicos tem a segunda maior proporção de dependência de energia não renovável (75,58%). Do total de seu consumo de energia não renovável, 42,27% vêm dos derivados do petróleo e 33,31% das demais fontes não renováveis.

No outro extremo, encontram-se os setores com elevada dependência por fontes de energia renováveis e mais limpas. Entre elas destacam-se o setor de celulose e produtos de papel, com 74,27% de seu consumo total, seguido pelo setor de produtos de madeira, exclusive móveis (72,53%) e pelo setor de alimentos e bebidas (64,80%).

5 EMISSÕES SETORIAIS DE CO_2 NA ECONOMIA BRASILEIRA

A fim de compreender melhor o contexto das emissões de carbono na economia brasileira, questiona-se, nesta seção: quais são os setores produtivos do país que mais emitem dióxido de carbono (CO_2)?

Na tabela 3, os resultados globais das emissões de gases da economia brasileira para o ano de 2009 indicam que as fontes energéticas utilizadas na produção liberam, no meio ambiente, 443.860 Giga gramas (Gg) de CO_2. Essas emissões podem ser visualizadas por dois vieses: pelo lado da distribuição setorial e pelo lado da composição de impactos.

TABELA 3
Composição das emissões totais de CO_2, participação setorial agregada e multiplicadores de emissões na economia brasileira (2009)
(Em % e Gg de CO_2)

Setores	Emissão em Gg de CO_2							
	Direta		Indireta		Induzida		**Total**	
	Gg	(%)	Gg	(%)	Gg	(%)	**Gg**	**(%)**
Agropecuária	2.088	0,5	2.994	0,7	9.636	2,2	**14.718**	**3,3**
Indústria	58.801	13,2	84.777	19,1	165.325	37,2	**308.903**	**69,6**
Serviços	10.253	2,3	36.793	8,3	73.193	16,5	**120.239**	**27,1**
Total	71.142	16,0	124.565	28,1	248.153	55,9	**443.860**	**100,0**
Multiplicadores			Tipo I		Efeito-renda		Tipo II	
Multiplicador de emissões da agropecuária	1	–	1,434	–	4,614	–	**7,048**	–
Multiplicador de emissões da indústria	1	–	1,442	–	2,812	–	**5,253**	–
Multiplicador de emissões dos serviços	1	–	3,589	–	7,139	–	**11,727**	–
Multiplicador de emissões	1	–	1,751	–	3,488	–	**6,239**	–

Elaboração dos autores.

A distribuição setorial das emissões mostra o setor da indústria com uma participação relativa de 69,6%, seguido pelos serviços, com 27,1%, e pela agropecuária, com somente 3,3%. Assim, pode-se afirmar que as diversas atividades de produção, transformação e processamento que conformam o setor da indústria contribuem com a maioria das emissões de gases efeito estufa no país, uma vez que quase 70% das emissões de CO_2 concentram-se nelas.

Já a composição das emissões mostra que, da totalidade de CO_2, 16,0% são resultado das emissões diretas, 28,1%, das emissões indiretas e 55,9% das emissões induzidas. O fato de os impactos induzidos ou efeito-renda gerarem quase 56% das emissões do país deixa em evidência que os gases que mais afetam o meio ambiente são emitidos de forma dispersa pelo consumo adicional das famílias, decorrente do aumento da circulação da renda na economia. Assim, fica evidente para os gestores públicos e para a sociedade civil que os esforços na redução de emissões deverão não somente abranger todos os setores produtivos da economia brasileira, mas principalmente deverão concentrar-se nas preferências do consumo das famílias.

A composição das emissões permite, também, derivar os multiplicadores tipo I e II, que mostram a relevância das emissões de cada setor, por cada unidade produzida para a demanda final, bem como também permite esclarecer melhor o mecanismo pelo qual ocorre o maior volume de emissões de CO_2 na economia brasileira. Por exemplo, considerando que a emissão inicial ou direta para satisfazer a demanda final foi de 71.142 Gg de CO_2 e a emissão total foi de 443.860 Gg de CO_2, verifica-se que ocorreu um efeito multiplicador de emissões tipo II na economia brasileira da ordem de 6,239 (ou seja, 443.860 Gg de CO_2 ÷ 71.142 Gg de CO_2 = 6,239).

Note-se que embora o setor da indústria contribua com a maior parcela das emissões de CO_2, os multiplicadores mostram que as diversas atividades que compõem o setor de serviços constituem-se nos principais canais de emissões de CO_2 da economia, seguidos da agropecuária e da indústria. Isto porque, além dos multiplicadores de emissões tipo I (3,589) e tipo II (11,727) do setor de serviços se destacarem sobre todos os setores da economia, também o efeito-renda das famílias (7,139%) via serviços é significativamente preponderante.

Nesse contexto, uma análise setorial mais desagregada torna-se necessária para identificar os principais setores que emitem CO_2 na economia do país. A tabela 4 mostra a composição setorial das emissões, bem como a participação de cada setor no volume de emissões geradas. Contudo, para facilitar a identificação dos setores mais relevantes na tabela, algumas informações são apresentadas com destaque.

TABELA 4

Emissões setoriais diretas, indiretas e induzidas de CO_2 e participação setorial nas emissões totais na economia brasileira (2009)
(Em % e Gg de CO_2)

Setores	Emissões em Gg de CO_2								Participação setorial nas emissões totais (Gg de CO_2)	
	Diretas		Indiretas		Induzidas		**Total**			
	Gg	(%)	Gg	(%)	Gg	(%)	**Gg**	**(%)**	(%)	Ordem
1) Agricultura, silvicultura e exploração florestal	850	12,1	1.372	19,5	4.798	*68,3*	**7.020**	**100**	1,58	20
2) Pecuária e pesca	1.239	16,1	1.622	21,1	4.837	62,8	**7.698**	**100**	1,73	14
3) Energético	6.758	17,7	14.593	38,2	16.816	44,1	**38.166**	**100**	8,60	*2*
4) Minério de ferro	2.797	30,9	1.401	15,5	4.841	53,6	**9.040**	**100**	2,04	8
5) Outros da indústria extrativa	2.735	31,8	1.568	18,2	4.297	50,0	**8.600**	**100**	1,94	9
6) Alimentos e bebidas	2.518	18,0	6.689	47,9	4.755	34,1	**13.961**	**100**	3,15	*5*
7) Produtos do fumo	1.486	20,0	1.466	19,7	4.487	60,3	**7.439**	**100**	1,68	17
8) Têxteis	887	14,6	1.016	16,7	4.167	*68,6*	**6.070**	**100**	1,37	34
9) Artigos do vestuário e acessórios	530	9,1	927	15,9	4.368	*75,0*	**5.825**	**100**	1,31	40
10) Artefatos de couro e calçados	1.147	16,7	1.475	21,5	4.251	61,8	**6.872**	**100**	1,55	25
11) Produtos de madeira, exclusive móveis	1.945	20,0	2.554	26,3	5.231	53,8	**9.730**	**100**	2,19	7
12) Celulose e produtos de papel	2.444	21,9	3.966	35,6	4.739	42,5	**11.149**	**100**	2,51	6
13) Jornais, revistas e discos	998	15,0	1.072	16,1	4.601	*69,0*	**6.671**	**100**	1,50	27
14) Produtos químicos	1.328	19,4	1.930	28,2	3.583	52,4	**6.841**	**100**	1,54	26
15) Fabricação de resina e elastômeros	1.192	21,0	1.427	25,1	3.057	53,9	**5.676**	**100**	1,28	42
16) Produtos farmacêuticos	1.237	18,7	927	14,0	4.439	*67,2*	**6.603**	**100**	1,49	30
17) Defensivos agrícolas	855	15,2	1.342	23,8	3.432	61,0	**5.629**	**100**	1,27	43

(Continua)

(Continuação)

Setores	Emissões em Gg de CO_2								Participação setorial nas emissões totais (Gg de CO_2)	
	Diretas		Indiretas		Induzidas		**Total**			
	Gg	(%)	Gg	(%)	Gg	(%)	**Gg**	**(%)**	(%)	Ordem
18) Perfumaria, higiene e limpeza	1.454	21,0	1.420	20,5	4.057	58,5	**6.931**	**100**	1,56	23
19) Tintas, vernizes, esmaltes e lacas	1.029	16,2	1.279	20,2	4.033	63,6	**6.340**	**100**	1,43	32
20) Produtos e preparados químicos diversos	986	16,4	1.304	21,7	3.718	61,9	**6.008**	**100**	1,35	37
21) Artigos de borracha e plástico	1.015	16,8	1.286	21,3	3.739	61,9	**6.039**	**100**	1,36	35
22) Cimento	3.526	22,1	5.451	34,2	6.983	43,8	**15.960**	**100**	3,60	*3*
23) Outros produtos de minerais não metálicos	1.554	18,2	2.360	27,7	4.616	54,1	**8.531**	**100**	1,92	10
24) Fabricação de aço e derivados	2.890	20,3	6.725	47,3	4.590	32,3	**14.205**	**100**	3,20	*4*
25) Metalurgia de metais não ferrosos	1.948	23,1	2.188	26,0	4.295	50,9	**8.431**	**100**	1,90	11
26) Produtos de metal, exclusive máquinas e equipamentos	1.723	21,6	1.713	21,5	4.523	56,8	**7.958**	**100**	1,79	12
27) Máquinas e equipamento, inclusive manutenção e reparos	1.538	20,6	1.765	23,6	4.173	55,8	**7.477**	**100**	1,68	16
28) Eletrodomésticos	1.853	24,0	1.859	24,1	3.998	51,9	**7.710**	**100**	1,74	13
29) Máquinas para escritório e equipamento de informática	775	15,2	1.220	24,0	3.092	60,8	**5.088**	**100**	1,15	53
30) Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	1.393	20,2	1.534	22,2	3.973	57,6	**6.901**	**100**	1,55	24
31) Material eletrônico e equipamento de comunicação	1.209	19,7	1.442	23,5	3.496	56,9	**6.147**	**100**	1,38	33
3)2 Aparelhos/instrumentos médico-hospitalares, medida e óptico	753	12,5	873	14,5	4.407	*73,0*	**6.034**	**100**	1,36	36
33) Automóveis, camionetas e utilitários	1.332	18,5	2.049	28,4	3.832	53,1	**7.213**	**100**	1,63	19
34) Caminhões e ônibus	1.159	16,6	1.949	27,9	3.873	55,5	**6.981**	**100**	1,57	22
35) Peças e acessórios para veículos automotores	1.364	18,7	1.838	25,1	4.110	56,2	**7.313**	**100**	1,65	18
36) Outros equipamentos de transporte	818	14,1	1.394	24,0	3.593	61,9	**5.804**	**100**	1,31	41
37) Móveis e produtos das indústrias diversas	994	14,2	1.498	21,4	4.501	64,4	**6.993**	**100**	1,58	21

(Continua)

(Continuação)

Setores	Emissões em Gg de CO_2								Participação setorial nas emissões totais (Gg de CO_2)	
	Diretas		Indiretas		Induzidas		**Total**			
	Gg	(%)	Gg	(%)	Gg	(%)	**Gg**	**(%)**	(%)	Ordem
38) Construção	630	9,6	1.276	19,4	4.661	*71,0*	**6.566**	**100**	1,48	31
39) Comércio	1.306	19,6	490	7,4	4.859	*73,0*	**6.655**	**100**	1,50	28
40) Transporte, armazenagem e correio	2.885	*7,5*	29.203	*75,8*	6.451	16,7	**38.539**	**100**	*8,68*	*1*
41) Serviços de informação	657	11,2	656	11,2	4.549	*77,6*	**5.861**	**100**	1,32	38
42) Intermediação financeira e seguros	247	4,5	347	6,3	4.871	*89,1*	**5.464**	**100**	1,23	48
43) Serviços imobiliários e aluguel	52	1,0	108	2,0	5.170	*97,0*	**5.329**	**100**	1,20	51
44) Serviços de manutenção e reparação	136	2,5	504	9,4	4.733	*88,1*	**5.373**	**100**	1,21	50
45) Serviços de alojamento e alimentação	1.430	18,9	1.581	20,9	4.537	60,1	**7.547**	**100**	1,70	15
46) Serviços prestados às empresas	367	6,6	537	9,6	4.699	*83,9*	**5.603**	**100**	1,26	45
47) Educação mercantil	407	7,3	469	8,4	4.726	*84,4*	**5.602**	**100**	1,26	46
48) Saúde mercantil	570	9,8	702	12,0	4.556	*78,2*	**5.827**	**100**	1,31	39
49) Serviços prestados às famílias e associativas	1.305	19,7	847	12,8	4.464	*67,5*	**6.616**	**100**	1,49	29
50) Serviços domésticos	0	0,0	0	0,0	5.261	100,0	**5.261**	**100**	1,19	52
51) Educação pública	274	4,9	378	6,8	4.905	*88,3*	**5.557**	**100**	1,25	47
52) Saúde pública	386	6,9	575	10,3	4.643	*82,9*	**5.603**	**100**	1,26	44
53) Administração pública e seguridade social	232	4,3	397	7,4	4.771	*88,3*	**5.400**	**100**	1,22	49
Total	**71.142**	**16,0**	**124.565**	**28,1**	**248.153**	**55,9**	**443.860**	**100**	**100,00**	**–**
Multiplicador de emissões	1	–	1,751	–	3,488	–	**6,239**	**–**	–	–

Elaboração dos autores.

A quantidade de carbono embutido na produção dos diversos setores da economia revela que o setor de transporte, armazenagem e correio contribuiu com 8,68% (ou 38.539 Gg de CO_2) no total de emissões do país, seguido de perto pelo setor energético, que contribuiu com 8,60% (ou 38.166 Gg de CO_2). Os setores de cimento (3,60%), fabricação de aço e derivados (3,20%) e alimentos e bebidas (3,15%) também apresentam destaque nas emissões de CO_2. Fica evidente, portanto, que esses cinco setores, por um lado, são os que mais liberam CO_2 em suas produções e, por outro, que em conjunto concentram 27,23% das emissões do país. Os demais setores apresentam participações menores nas emissões; no entanto, em conjunto, tais setores apresentam importantes externalidades negativas, que devem ser tratadas com responsabilidade direcionada para restringir emissões e substituir os combustíveis fósseis.

Entretanto, a composição das emissões de CO_2 de cada setor, em termos de emissões diretas *versus* indiretas (tabela 4), associada à participação relativa nas emissões totais do país, destaca o setor de transporte, armazenagem e correio com maior poder de multiplicação nas emissões de CO_2. Isto porque este setor detém o maior peso (8,68%) na emissão total de carbono e apresenta a mais baixa relação de emissões diretas *versus* indiretas.

No outro extremo encontra-se o setor energético (8,60%), o setor de cimento (3,60%) e o setor de fabricação de aço e derivados (3,20%), os quais, além de ter em conjunto um peso (14,40%) significativo na emissão total de carbono, apresentam alta relação de emissões diretas *versus* indiretas, o que indica baixos multiplicadores tipo I nas emissões de CO_2.

Já a composição de emissões diretas-indiretas *versus* induzidas, corroboram que as famílias encontram, na maioria dos setores, como o de serviços, de comércio, de construção, de agricultura e de bens de uso pessoal, os principais canais de emissões de CO_2 da economia brasileira.

5.1 Emissões setoriais de CO_2 por fonte de energia

Estabelecidos os setores que mais contribuem com as emissões de CO_2 na economia brasileira, resta agora identificar as fontes de energia que mais contribuem com os gases efeito estufa. As informações da tabela 5 mostram os resultados das emissões por fontes de energia, bem como por tipo de impactos e multiplicadores que eles implicam.

De modo geral observa-se, na distribuição de emissões por fontes de energia, que a energia não renovável contribui com 72,5% das emissões de CO_2, e a renovável com 27,5%. Por sua vez, na composição das emissões, fica notório que além das induzidas (55,9% ou 248.153 Gg de CO_2) serem maioritárias no sistema econômico, nota-se que do total de emissões de origem energética não renováveis, as induzidas respondem por 54,5% (175.358 Gg de CO_2 ÷ 321.620 Gg de CO_2 = 0,5452),

o que equivale a 39,5% das emissões totais do país. Assim, pode-se afirmar que o consumo das famílias via efeito-renda contribui, de forma dispersa e significativa, com as emissões de energia não renováveis.

Em termos relativos, o multiplicador tipo II (7,288) e o efeito-renda (4,340) destacam, principalmente, as emissões renováveis sobre as outras fontes, o que, de certa forma, sugere, no consumo de energia induzido para satisfazer a demanda final, o uso mais intenso de energia renovável por unidade produzida. Isto é, destaca o forte componente de energia renovável na matriz energética do país.

TABELA 5
Composição das emissões totais de CO_2 por fonte de energia, participação relativa e multiplicadores de emissões na economia brasileira (2009)
(Em % e Gg de CO_2)

Fontes de energias e multiplicadores	Emissão em Gg de CO_2							
	Direta		Indireta		Induzida		**Total**	
	Gg	(%)	Gg	(%)	Gg	(%)	**Gg**	**(%)**
Fontes renováveis	16.774	3,8	32.671	7,4	72.795	16,4	122.240	27,5
Fontes não renováveis dos derivados do petróleo (a)	48.890	11,0	79.741	18,0	170.994	38,5	299.626	67,5
Fontes não renováveis das demais fontes (b)	5.478	1,2	12.153	2,7	4.363	1,0	21.994	5,0
Total fonte não renovável = (a + b)	54.368	12,2	91.894	20,7	175.358	39,5	321.620	72,5
Total fontes de energia	71.142	16,0	124.565	28,1	248.153	55,9	443.860	100,0
Multiplicadores			Tipo I		Efeito-renda		Tipo II	
Multiplicador de emissões das fontes renováveis	1	–	1,948	–	4,340	–	7,288	–
Multiplicador de emissões das fontes não renováveis	1	–	1,690	–	3,225	–	5,916	–
Multiplicador de emissões	1	–	1,751	–	3,488	–	6,239	–

Elaboração dos autores.

Cabe manifestar que as emissões renováveis devem ser vistas em um contexto ecologicamente mais correto, já que, conforme o balanço energético nacional (Brasil, 2012), no período de 2009 a 2011, em média, 63,33% (ou 39.298 Gg de CO_2) do consumo final de fontes renováveis constitui-se por biomassa e 36,67% (ou 67.863 Gg de CO_2) por eletricidade (apêndice C, ao final deste artigo). Embora com a queima do bagaço da cana, casca de arroz, madeira e álcool se libere abundante emissão de CO_2 pela combustão da biomassa, esta também é minimizada pela absorção das plantas durante seu crescimento, no processo de fotossíntese, o que ajuda a controlar o efeito estufa global. Portanto, o centro das atenções para diminuir as emissões passa a ser as fontes de energia não renováveis.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo teve como objetivo avaliar, na economia brasileira, os requerimentos setoriais e as emissões de CO_2 por fontes de energias renovável e não renovável. Com esses fins, se desagregou o consumo setorial da matriz energética do BEN de 2009 para, logo, com base na construção de um modelo insumo-produto híbrido de 53 setores, mapear com mais detalhe o uso de energia e a intensidade de carbono nas atividades produtivas e no consumo das famílias.

A relação requerimentos diretos *versus* indiretos, associada à importância relativa dos setores no consumo total de energia do país, identificou principalmente o setor de transporte, armazenagem e correio, o próprio setor energético e o setor de fabricação de aço e derivados como os que mais exercem pressão sobre o consumo de energia.

Verificou-se, pela dimensão elevada do requerimento induzido do país, que o consumo setorial de energia, por conta do aumento da renda das famílias, é de extrema relevância. Nesse sentido, a relação dos requerimentos direto-indiretos *versus* induzidos mostrou que os canais pelos quais as famílias exercem maior pressão sobre o consumo de energia são maioritariamente os segmentos que conformam o setor terciário e alguns setores que produzem bens de uso pessoal.

O quadro geral dos índices de dependência por fonte de energia evidenciou que a maior taxa relativa de dependência de energia não renovável pertence aos setores de transporte, armazenagem e correio, de produtos químicos, de cimento, de minério de ferro e energético. Já entre os setores com elevada dependência por fontes de energia renováveis e mais limpas, destacaram-se, principalmente, os de celulose e produtos de papel, de produtos de madeira e de alimentos e bebidas.

A avaliação do consumo de energia mostrou que as diversas atividades de produção, transformação e processamento, que conformam o setor da indústria, contribuem com quase 70% das emissões de gases efeito estufa no país. Entretanto, pelo fato de a composição das emissões mostrarem majoritariamente emissões induzidas (55,9%), verificou-se que os gases que mais afetam o meio ambiente são emitidos de forma dispersa no sistema econômico pelo consumo adicional das famílias, principalmente conforme mostram os multiplicadores de emissões, apor meio dos serviços. Assim, fica evidente que os esforços na redução de emissões deverão não somente abranger os setores produtivos da indústria, mas principalmente as preferências e o comportamento do consumidor.

Em nível setorial, verificou-se, por meio das emissões diretas *versus* indiretas, associadas à participação relativa nas emissões totais do país, que o setor de transporte,

armazenagem e correio, além de emitir a maior quantidade de CO_2, detém o maior poder de multiplicação nas emissões setoriais. Já a composição de emissões diretas-indiretas *versus* induzidas explicitam que as famílias encontram, na maioria dos setores, como de serviços, de comércio, de construção, de agricultura e de bens de uso pessoal, os principais canais de emissões de CO_2 da economia brasileira.

De modo geral, observa-se, na distribuição de emissões, que a energia não renovável contribui com 72,5% das emissões de $CO_{2,}$ e a renovável com 27,5%. Já na composição das emissões, fica notório que, do total de emissões de origem energética não renováveis, as emissões induzidas (54,5%) são maioritárias no país. Assim, pode-se afirmar que o consumo das famílias via efeito-renda contribui, de forma dispersa e significativa, com as emissões de energia não renováveis.

Em suma, os resultados desta pesquisa, ao identificar os setores mais intensivos no uso de energia, bem como os que mais emitem CO_2, permitiram compreender melhor a abrangência do setor energético e seus impactos ambientais. Certamente as informações encontradas fornecem subsídios para direcionar, em setores específicos e sobre as preferências do consumidor, políticas que restrinjam o uso de energia não renovável e emissão de CO_2 nos próximos anos. Portanto, o desafio atual se traduz em como conciliar o aumento do consumo das famílias e o crescimento econômico setorial de alta produtividade com respeito ao meio ambiente.

Finalmente, cabe salientar que, embora se possa argumentar que os dados da MIP de 2009 podem estar sendo afetados pela mudança de preços relativos da crise financeira dos Estados Unidos de 2008, acredita-se, pelo fato de utilizar unidades físicas no modelo e índices de natureza estrutural, que as informações geradas não são afetadas em sua essência.

ABSTRACT

The article breaks down the consumption sector of the Brazilian Energy Matrix, 2009 to build a hybrid input-output model of 53 sectors and evaluate the applications and sectoral CO_2 emissions from energy sources. It was found that the sectors Transport, Energy and Manufacturing of steel and derivatives besides exerting strong pressure on energy consumption, using mostly fossil energy. The composition of requirements and emissions showed, due to the induced effect, the household consumption due to increased income contributes significantly to the energy consumption and with the majority of CO_2 emissions in the country, especially when families consume services and personal goods. Therefore, efforts to reduce emissions should be directed to the productive sectors intensive in the use of non-renewable energy and especially on consumer behavior.

Keywords: input-output; greenhouse effect; CO_2 emissions; energy sector.

REFERÊNCIAS

ANGELO, L. C.; RAMOS F. S. **Previsão do impacto de racionamento de energia sobre a economia pernambucana a partir da experiência de 2001/2002**: uma análise de insumo-produto. Argentina: Cidel, 2010. Disponível em: <http://www.cidel2010.com>. Acesso em: 15 jun. 2013.

BRASIL. Ministério de Minas e Energia. **Balanço energético nacional 2012**: ano base 2011. Rio de Janeiro: EPE, 2012. Disponível em: <https://goo.gl/Pfgt56>.

_____. _____. **Plano Decenal de Expansão de Energia – PDE 2013**. [S.l.], 2013. Disponível em: <http://goo.gl/CZcq3a>. Acesso em: 19 abr. 2013.

BULLARD, C. W.; HERENDEEN, R. A. The energy cost of goods and services. **Energy Policy**, v. 3, n. 4, p. 268-278, dez. 1975.

CAPELETTO, G. J. **Balanço energético do Rio Grande do Sul 2010**: ano base 2009. Porto Alegre: Grupo CEEE/Secretaria de infraestrutura e logística do Rio Grande do Sul, 2010. Disponível em: <http://goo.gl/LdTnIV>.

CARNEIRO, A. C. G.; FIGUEIREDO, N. R. M.; ARAÚJO JÚNIOR, I. T. **Utilização da matriz insumo-produto híbrida para avaliar os efeitos da substituição de óleo combustível por gás natural na matriz energética brasileira**. [S.l.]: [s.d.]. Disponível em: <http//www.anpec.org.br/encontro2009>. Acesso em: 6 jun. 2011.

CARVALHO, T. S.; PEROBELLI, F. S. **Avaliação da intensidade de emissões de CO_2 setoriais e na estrutura de exportações**: um modelo inter-regional de insumo-produto São Paulo/restante do Brasil. Aracaju: Enaber, 2008.

CASLER, S. D.; BLAIR, P. D. Economic structure, fuel combustion, and pollution emissions. **Ecological economics**, n. 22, p. 19-27, 1997.

COEFICIENTE da matriz de emissões: projeto "fornecimento de instrumentos de avaliação de emissões de gases de efeito estufa acoplados a uma matriz energética". **Economia & Energia**, n. 24, 2000. Disponível em: <http://ecen.com/matriz/eee24>. Acesso em: 30 out. 2007.

FIGUEIREDO, N. R. M.; ARAÚJO JUNIOR, I. T.; PEROBELLI, F. S. **Construção da matriz de insumo-produto híbrida para o estado de Pernambuco e avaliação da intensidade energética e de emissões de CO_2 setorial**. [S.l]: [s.d.]. Disponível em: <http://www.bnb.gov.br>. Acesso em: 24 jun. 2011.

FIRME, V. A. C.; PEROBELLI, F. S. **Evolução estrutural do setor energético brasileiro 1997-2002**. Aracaju: Enaber, 2008.

GUILHOTO, J. J. M.; SESSO FILHO, U. A. Estimação da matriz insumo-produto a partir de dados preliminares das contas nacionais. **Economia Aplicada**, v. 9. n. 2. p. 277-299, abr.-jun. 2005.

GUILHOTO, J. J. M.; SESSO FILHO, U. A. Estimação da matriz insumo-produto utilizando dados preliminares das contas nacionais: aplicação e análise de indicadores econômicos para o Brasil em 2005. **Economia & Tecnologia**, ano 6, v. 23, out. 2010.

HAWDON, D.; PEARSON, P. J. Input-output simulations of energy, environment, economy interactions in the UK. **Energy Economics**, v. 17, n. 1, p. 73-86, Jan. 1995.

HILGEMBERG, E. M.; GUILHOTO, J. J. M. Uso de combustíveis e emissões de CO2 no Brasil: um modelo inter-regional de insumo-produto. **Nova economia**, Belo Horizonte, v. 16, n. 1, p. 49-99, abr., 2006.

IEA – INTERNATIONAL ENERGY AGENCY. **International energy outlook 2009**. Paris: IEA, 2009. Disponível em: <https://goo.gl/G5vJGS>. Acesso em: 11 jun. 2011.

MATTOS, R. S. **Interações setoriais sobre a demanda de energia elétrica em Pernambuco**: uma análise inter-regional de insumo-produto. Juiz de Fora: Enaber, 2010. Disponível em: <http//www.estudosregionais.org.br>. Acesso em: 8 jun. 2011.

MILLER, E. R.; BLAIR, D. P. **Input-output analysis**: foundations and extensions. New York: Cambridge University Press, 2009.

MIYAZAWA, K. Input-output analysis and structure of income distribution. *In*: **Lectures notes in economics and mathematical systems**. Managing Editores: Beckmann and Künzi, 1976.

MONTOYA, M, A. *et al*. **Importância do setor energético para o crescimento da economia brasileira**: uma abordagem insumo-produto. Passo Fundo: Feac/UPF, 2013. (Texto para Discussão, n. 5). Disponível em: <http://goo.gl/lF88RM>. Acesso em: 8 jun. 2013b.

MONTOYA, M, A.; LOPES, R, L.; GUILHOTO, J. J. M. **Desagregação setorial do balanço energético nacional a partir dos dados da matriz insumo-produto**: uma avaliação metodológica. São Paulo: Nereus, 2013. (Texto para Discussão, n. 5). Disponível em <http://www.usp.br/nereus/?td=nova-serie>. Acesso em: 8 abr. 2013a.

MONTOYA, M, A.; LOPES, R, L.; GUILHOTO, J. J. M. Desagregação setorial do balanço energético nacional a partir dos dados da matriz insumo-produto: uma avaliação metodológica. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 18, n. 3, p. 379-419, 2014.

MONTOYA, M. A. *et al*. **Consumo setorial de combustíveis e emissões de dióxido de carbono (CO_2) na economia do Rio Grande do Sul**: uma abordagem insumo-produto híbrida. Passo Fundo: Feac/UPF, 2013b. (Texto para Discussão, n. 6). Disponível em: <http://goo.gl/f1MGzj>. Acesso em: 11 jul. 2013.

PEROBELLI, F. S.; MATTOS, R. S.; FARIA, W. R. **A interdependência energética entre o estado de Minas Gerais e o restante do Brasil**: uma análise inter-regional de insumo-produto, 2006. [S.l]: [s.d]. Disponível em: <http//www.cedeplar.ufmg.br>. Acesso em: 8 jun. 2011.

SANTIAGO, S. F.; CARVALHO, T. S.; PEROBELLI, F. S. **Análise setorial da intensidade de emissões de CO_2 e na estrutura de exportações**: um modelo regional de insumo-produto para minas gerais. [S.l.]: [s.d.]. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/encontro2010>. Acesso em: 24 jun. 2011.

WCED. **Nosso futuro comum**. 1. ed. Rio de Janeiro: FGV, 1987.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

FIRME, V. A. C.; PEROBELLI, F. S. O setor energético brasileiro: uma análise via indicadores de insumo-produto e modelo híbrido para os anos de 1997- 2002. **Planejamento e política Pública (PPP)**, n. 39, jul.-dez. 2012.

(Originais submetidos em outubro de 2014. Última versão recebida em abril de 2015. Aprovada em maio de 2015.)

APÊNDICES

APÊNDICE A

QUADRO A.1
Agregação e compatibilização setorial para o ano de 2009 entre a MIP e a matriz energética do Brasil de acordo a CNAE 1.0 do IBGE

Agregação de grandes setores	Compatibilização das atividades do Brasil				
	MIP Brasil 2009			Matriz energética do Brasil 2009	
	Setores	Nível 80	Descrição das atividades	Código	Descrição das atividades
I	1	0101	Agricultura, silvicultura e exploração florestal	11.2.5	Agropecuários
	2	0102	Pecuária e pesca	11.2.5	
II	3	0201	Petróleo e gás natural	11.2.1	Energético
	14	0309	Refino de petróleo e coque	11.2.1	
	15	0310	Álcool	11.2.1	
	40	0401	Eletricidade e gás, água, esgoto e limpeza urbana	11.2.1	
III	4	0202	Minério de ferro	11.2.7.4	Mineração e pelotização
	5	0203	Outros da indústria extrativa	11.2.7.4	
IV	6	0301	Alimentos e bebidas	11.2.7.7	Alimentos e bebidas
	7	0302	Produtos do fumo	11.2.7.7	
V	8	0303	Têxteis	11.2.7.8	Têxtil
	9	0304	Artigos do vestuário e acessórios	11.2.7.8	
	10	0305	Artefatos de couro e calçados	11.2.7.8	
VI	11	0306	Produtos de madeira, exclusive móveis	11.2.7.9	Papel e celulose
	12	0307	Celulose e produtos de papel	11.2.7.9	
	13	0308	Jornais, revistas e discos	11.2.7.9	
VII	16	0311	Produtos químicos	11.2.7.6	Química
	17	0312	Fabricação de resina e elastômeros	11.2.7.6	
	18	0313	Produtos farmacêuticos	11.2.7.6	
	19	0314	Defensivos agrícolas	11.2.7.6	
	20	0315	Perfumaria, higiene e limpeza	11.2.7.6	
	21	0316	Tintas, vernizes, esmaltes e lacas	11.2.7.6	
	22	0317	Produtos e preparados químicos diversos	11.2.7.6	
	23	0318	Artigos de borracha e plástico	11.2.7.6	
VIII	24	0319	Cimento	11.2.7.1	Cimento
IX	25	0320	Outros produtos de minerais não metálicos	11.2.7.10	Cerâmica
X	26	0321	Fabricação de aço e derivados	11.2.7.3	Ferroligas
				11.2.7.2	Ferro-gusa e aço

(Continua)

(Continuação)

Agregação de grandes setores	Compatibilização das atividades do Brasil				
	MIP Brasil 2009			Matriz energética do Brasil 2009	
	Setores	Nível 80	Descrição das atividades	Código	Descrição das atividades
XI	27	0322	Metalurgia de metais não ferrosos	11.2.7.5	Não ferrosos e outros metálicos
	28	0323	Produtos de metal, exclusive máquinas e equipamentos	11.2.7.5	
XII	29	0324	Máquinas e equipamentos, inclusive manutenção e reparos	11.2.7.11	Outras indústrias
	30	0325	Eletrodomésticos	11.2.7.11	
	31	0326	Máquinas para escritório e equipamentos de informática	11.2.7.11	
	32	0327	Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	11.2.7.11	
	33	0328	Material eletrônico e equipamentos de comunicações	11.2.7.11	
	34	0329	Aparelhos/instrumentos médico-hospitalares, medida e óptico	11.2.7.11	
	35	0330	Automóveis, camionetas e utilitários	11.2.7.11	
	36	0331	Caminhões e ônibus	11.2.7.11	
	37	0332	Peças e acessórios para veículos automotores	11.2.7.11	
	38	0333	Outros equipamentos de transporte	11.2.7.11	
	39	0334	Móveis e produtos das indústrias diversas	11.2.7.11	
	41	0501	Construção	11.2.7.11	
XIII	42	0601	Comércio	11.2.3	Comercial
	44	0801	Serviços de informação	11.2.3	
	45	0901	Intermediação financeira e seguros	11.2.3	
	46	1001	Serviços imobiliários e aluguel	11.2.3	
	47	1101	Serviços de manutenção e reparação	11.2.3	
	48	1102	Serviços de alojamento e alimentação	11.2.3	
	49	1103	Serviços prestados às empresas	11.2.3	
	50	1104	Educação mercantil	11.2.3	
	51	1105	Saúde mercantil	11.2.3	
	52	1106	Serviços prestados às famílias e associativas	11.2.3	
	53	1107	Serviços domésticos	11.2.3	
XIV	43	0701	Transporte, armazenagem e correio	11.2.6	Transporte total
XV	54	1201	Educação pública	11.2.4	Público
	55	1202	Saúde pública	11.2.4	
	56	1203	Administração pública e seguridade social	11.2.4	

Fonte: Montoya, Lopes e Guilhoto (2013).
Elaboração dos autores.
Obs.: O consumo não identificado (11.2.8) foi adicionado ao consumo de outras indústrias (11.2.7.11).

APÊNDICE B

QUADRO B.1
Compatibilização dos fluxos setoriais da matriz energética com os fluxos setoriais da MIP do Brasil, de acordo a CNAE 1.0 do IBGE, para estabelecer o fator de ponderação

Matriz energética do Brasil 2009	MIP (tabela de recursos e usos) Brasil 2009	
Descrição das fontes de energia primária	Nível 80	Descrição das atividades
Petróleo	–	NC: não consome
Gás natural	020101	Petróleo e gás natural
Carvão a vapor	020301	Carvão mineral
Carvão metalúrgico	–	NC: não consome
Urânio u_3o_8	–	NC: não consome
Energia hidráulica	–	NC: não consome
Lenha	010112	Produtos da exploração florestal e da silvicultura
Produtos da cana	030115	Produtos das usinas e do refino de açúcar
Outras fontes primárias	010112	Produtos da exploração florestal e da silvicultura
Descrição das fontes de energia secundária	Nível 80	Descrição das atividades
Óleo diesel	030905	Óleo diesel
Óleo combustível	030904	Óleo combustível
Gasolina	030903	Gasoálcool
GLP	030901	Gás liquefeito de petróleo
Nafta	–	NC: não consome
Querosene	030906	Outros produtos do refino de petróleo e coque
Gás de cidade e de coqueria	040101	Eletricidade e gás, água, esgoto e limpeza urbana
Coque de carvão mineral	020301	Carvão mineral
Urânio contido no uo_2	–	NC: não consome
Eletricidade	040101	Eletricidade e gás, água, esgoto e limpeza urbana
Carvão vegetal	031102	Produtos químicos orgânicos
Álcool etílico anidro e hidratado	031001	Álcool
Outras secundárias de petróleo	030906	Outros produtos do refino de petróleo e coque
Produtos não energéticos de petróleo	–	NC: não consome
Alcatrão	020301	Carvão mineral

Fonte: Montoya, Lopes e Guilhoto (2013).
Elaboração dos autores.

APÊNDICE C

TABELA C.1
Consumo final por fonte de energia na economia brasileira (2009-2011)
(Em mil tep)

Fontes de energia	Consumo final de energia					
	Anos			Média de 2009 a 2011		
	2009	2010	2011	Energia renovável	Energia não renovável	**Total**
Petróleo	0	0	0	–	0	**0**
Gás natural	15.307	16.887	18.695	–	16.963	**16.963**
Carvão a vapor	2.382	3.237	3.484	–	3.034	**3.034**
Carvão metalúrgico	0	0	0	–	0	**0**
Urânio U_3O_8	0	0	0	–	0	**0**
Energia hidráulica	0	0	0	–	0	**0**
Lenha	16.583	17.052	16.366	16.667	–	**16.667**
Produtos da cana	28.445	30.066	27.313	28.608	–	**28.608**
Outras fontes primárias	5.568	6.043	6.079	5.896	–	**5.896**
Energia primária total	68.284	73.286	71.937	51.171	19.998	**71.169**
Óleo diesel	37.263	41.498	43.551	–	40.771	**40.771**
Óleo combustível	5.975	4.939	4.417	–	5.111	**5.111**
Gasolina	14.720	17.578	20.892	–	17.730	**17.730**
GLP	7.446	7.701	8.000	–	7.716	**7.716**
Nafta	7.360	7.601	7.386	–	7.449	**7.449**
Querosene	2.847	3.202	3.594	–	3.214	**3.214**
Gás de cidade e de coqueria	1.200	1.434	1.555	–	1.396	**1.396**
Coque de carvão mineral	5.309	7.516	8.015	–	6.947	**6.947**
Urânio contido no UO_2	0	0	0	–	0	**0**
Eletricidade	36.638	39.964	41.290	39.298	–	**39.298**
Carvão vegetal	3.970	4.648	4.990	4.536	–	**4.536**
Álcool etílico anidro e hidratado	12.550	12.628	11.289	12.156	–	**12.156**
Outras secundárias de petróleo	11.117	11.164	11.964	–	11.415	**11.415**
Produtos não energéticos de petróleo	5.844	7.797	7.530	–	7.057	**7.057**
Alcatrão	187	238	237	–	220	**220**
Energia secundária total	152.427	167.908	174.708	55.989	109.025	**165.014**
Fontes de energia totais	**220.711**	**241.194**	**246.645**	**107.161**	**129.022**	**236.183**
Participação relativa (%)	–	–	–	45,37	54,63	**100,00**

Fonte: Brasil (2012).
Elaboração dos autores.

ANEXO A

TABELA A.1
Coeficientes de conversão da quantidade total de CO_2
(Em Gg/mil tep emitidas na atmosfera)

Setores consumidores	Gás natural	Carvão a vapor	Carvão metal	Lenha	Prod. da cana	Outra fonte	Diesel	Combustível	Gasolina	GLP	Querosene	Gás	Coque carvão mineral	Carvão vegetal	Álcool	Outras fontes secundárias	Outras fontes secundárias do petróleo	Alcatrão
Energético	2,34	3,94	3,94	4,52	4,52	3,31	3,07	3,21	2,87	2,61	2,98	3,07	3,94	3,86	3,00	3,07	3,07	3,94
Residencial	2,34	3,78	3,78	4,23	4,23	3,31	3,07	3,21	2,87	2,61	2,98	3,07	3,78	3,46	2,71	3,07	3,07	3,78
Comercial	2,34	3,81	3,81	4,23	4,23	3,31	3,07	3,21	2,87	2,61	2,98	3,07	3,81	3,48	2,71	3,07	3,07	3,81
Público	2,34	3,81	3,81	4,23	4,23	3,31	3,07	3,21	2,87	2,61	2,98	3,07	3,81	3,79	2,71	3,07	3,07	3,07
Agropecuário	2,34	3,78	3,78	3,91	3,91	3,31	3,07	3,21	2,87	2,61	2,98	3,07	2,78	3,46	2,39	3,07	3,07	3,78
Rodoviário	2,34	3,78	3,78	3,91	3,91	3,31	3,07	3,21	2,35	2,62	2,97	3,07	3,98	3,95	2,76	3,07	3,07	3,95
Ferroviário	2,34	3,78	3,78	3,91	3,91	3,31	3,07	3,21	2,35	2,62	2,97	3,07	3,98	3,95	2,76	3,07	3,07	3,95
Aéreo	2,34	3,95	3,95	4,59	4,59	3,31	3,07	3,21	2,87	2,62	2,97	3,07	3,95	3,95	3,07	3,07	3,07	3,95
Hidroviário	2,34	3,95	3,95	4,59	4,59	3,31	3,07	3,14	2,87	2,62	2,97	3,07	3,95	3,95	3,07	3,07	3,07	3,95
Cimento	2,34	3,93	3,93	4,46	4,32	3,31	3,07	3,21	2,87	2,62	2,98	3,07	3,93	3,66	2,80	3,07	3,07	3,93
Ferro-gusa e aço	2,34	3,93	3,93	4,46	4,32	3,31	3,07	3,21	2,87	2,62	2,98	3,07	3,93	3,66	2,80	3,07	3,07	3,93
Ferroligas	2,34	3,93	3,93	4,46	4,32	3,31	3,07	3,21	2,87	2,62	2,98	3,07	3,93	3,66	2,80	3,07	3,07	3,93
Mineração e pelotização	2,34	3,93	3,93	4,46	4,32	3,31	3,07	3,21	2,87	2,62	2,98	3,07	3,93	3,66	2,80	3,07	3,07	3,93
Não ferrosos	2,34	3,93	3,93	4,46	4,32	3,31	3,07	3,21	2,87	2,62	2,98	3,07	3,93	3,66	2,80	3,07	3,07	3,93
Química	2,34	3,93	3,93	4,46	4,32	3,31	3,07	3,21	2,87	2,62	2,98	3,07	3,93	3,66	2,80	3,07	3,07	3,93
Alimentos e bebidas	2,34	3,81	3,81	4,55	4,55	3,31	3,07	3,21	2,87	2,61	2,98	3,07	3,93	3,48	3,03	3,07	3,07	3,81
Têxtil	2,34	3,93	3,93	4,46	4,32	3,31	3,07	3,21	2,87	2,62	2,98	3,07	3,93	3,66	2,80	3,07	3,07	3,93
Papel e celulose	2,34	3,93	3,93	4,46	4,32	3,31	3,07	3,21	2,87	2,62	2,98	3,07	3,93	3,66	2,80	3,07	3,07	3,93
Cerâmica	2,34	3,93	3,93	4,46	4,32	3,31	3,07	3,21	2,87	2,62	2,98	3,07	3,93	3,66	2,80	3,07	3,07	3,93
Outros	2,34	3,93	3,93	4,46	4,32	3,31	3,07	3,21	2,87	2,62	2,98	3,07	3,93	3,66	2,80	3,07	3,07	3,93
Consumo não industrializado	2,34	3,93	3,93	4,46	4,32	3,31	3,07	3,21	2,87	2,62	2,98	3,07	3,93	3,66	2,80	3,07	3,07	3,93

Fonte: Coeficiente... (2000).

ÍNDICE DE DESENVOLVIMENTO HUMANO EFICIENTE: UMA MENSURAÇÃO ALTERNATIVA DO BEM-ESTAR DAS NAÇÕES

Cassiano Ricardo Dalberto[1]
Gabriel Teixeira Ervilha[2]
Liana Bohn[3]
Adriano Provezano Gomes[4]

Sendo atualmente uma importante fonte de informação na definição de políticas públicas e investimentos entre as nações, cabe ao índice de desenvolvimento humano (IDH) não somente representar a atual conjuntura econômico-social da nação, mas também considerar os esforços envolvidos na busca de melhores resultados. Dentro desse contexto, este trabalho tem o objetivo de apresentar como um novo componente, a eficiência, pode gerar melhores indicadores e, consequentemente, novos meios de se alcançar um desenvolvimento social e econômico. Por meio da utilização da metodologia não paramétrica da análise envoltória de dados (DEA), sendo os resultados refinados pela detecção de *outliers*, revela-se uma alta ineficiência nos gastos com educação e saúde, o que causa uma mudança considerável na classificação de bem-estar dos países, indicando que serviços mais eficientes podem, sim, gerar um grande impacto na busca pelo desenvolvimento.

Palavras-chave: IDH; análise envoltória de dados; gastos públicos.

JEL: H53.

1 INTRODUÇÃO

No início da década de 1990 foi lançado, pela Organização das Nações Unidas (ONU), o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH), que se propôs a verificar o nível de desenvolvimento de um país utilizando-se de indicadores de desempenho. O IDH, assim, passou a ser o mais conhecido cálculo do desenvolvimento humano (Torres, Ferreira e Dini, 2003). A partir dele, o debate referente aos aspectos econômicos e sociais passou a ser mais direcionado à qualidade de vida e às condições essenciais da sociedade, opondo-se às antigas mensurações em que a esfera econômica do indivíduo sobressaía-se frente aos aspectos sociais inerentes a ele. Com o IDH, o caráter social passou a ter peso fundamental na definição desse mensurador de desenvolvimento humano.

Encomendado pelo Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (Pnud), o IDH combina três componentes básicos do desenvolvimento humano: a longevidade, a educação e a renda. A partir dele, e observando as características

1. Doutorando em Economia no Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Universidade Federal de Minas Gerais (Cedeplar/UFMG). *E-mail*: <cassianord@gmail.com>.

2. Mestre em Economia pelo Departamento de Economia da Universidade Federal de Viçosa (DEE/UFV). *E-mail*: <gabrielte8@yahoo.com.br>.

3. Doutoranda em Economia no Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Santa Catarina (PPGE/UFSC). *E-mail*: <libohn@gmail.com>.

4. Professor-titular no Departamento de Economia da Universidade Federal de Viçosa (DEE/UFV). *E-mail*: <apgomes@ufv.br>.

de cada país com base em seus aspectos históricos, culturais, econômicos e sociais, surge a seguinte questão: as informações fornecidas pelo IDH conseguem exprimir claramente os esforços públicos e privados na determinação dos componentes considerados básicos ao desenvolvimento de uma nação?

Sendo uma fonte de informação não apenas para os governantes verificarem as atuais circunstâncias de seu país ou um retrato social exclusivo da ONU, o IDH é um guia para todas as pessoas e organismos públicos e privados na definição de políticas públicas e investimentos entre as nações. Cabe a ele, portanto, não somente definir a atual conjuntura econômico-social de uma região, mas também considerar os esforços envolvidos na busca de melhores resultados. Nesse sentido, os países podem utilizar seus recursos na busca de bons indicadores, mas se deparam com restrições orçamentárias e com a dificuldade de utilizá-los da maneira mais racional possível. Desta forma, a eficiência dos gastos em saúde e em educação, componentes básicos do desenvolvimento humano, e a distribuição de renda são importantes medidas dos esforços auferidos pelos setores nacionais, que podem proporcionar mudanças nos indicadores de desenvolvimento humano e consequente alteração de como aquela nação é vista aos olhares de todo o mundo.

Dentro desse contexto, este trabalho não almeja substituir o atual IDH, mas sim evidenciar a importância da eficiência na obtenção do bem-estar, revelando quão bem os países utilizam seus recursos e de que maneira isso pode impactar nos resultados alcançados por eles, fornecendo um indício dos produtos potenciais que poderiam ser atingidos caso as riquezas fossem utilizadas de maneira mais eficiente.

Além desta introdução, este artigo contém mais quatro seções. Na seção 2 procura-se discutir o histórico e as referências bibliográficas referentes aos indicadores de desenvolvimento humano. Na seção 3 procura-se definir os meios pelos quais se espera atingir o objetivo proposto neste trabalho. A seção 4 apresenta e discute os resultados obtidos pela pesquisa e, por fim, a seção 5 traz as considerações finais.

2 REVISÃO DE LITERATURA

A ideia de desenvolvimento é tão subjetiva quanto a de utilidade. Durante muito tempo, entretanto, a medida mais comum do bem-estar humano agregado foi a renda nacional, usualmente expressa pelo produto interno bruto (PIB) *per capita* ou pelo produto nacional bruto (PNB) *per capita*. Ambos, entretanto, sofreram críticas por representarem modos de valoração de bem-estar que somente registram transações monetárias, tratando os recursos naturais como livres e ilimitados, ignorando a liberdade e os direitos humanos, assim como a distribuição de renda da sociedade, entre outros motivos (Stanton, 2007). Diante desta dificuldade de a renda nacional retratar o nível de bem-estar de uma nação, muitos órgãos de pesquisa e agências internacionais de desenvolvimento começaram a dar atenção

a medidas que, mediante a combinação de indicadores, poderiam representar o nível de progresso social de um país. O grande questionamento passava a ser, como destacado por Hicks e Streeten (1979), a escolha das variáveis e a forma de combiná-las.

Conforme o estudo de Stanton (2007), vários índices foram desenvolvidos a partir da década de 1960 buscando encontrar maneiras mais efetivas de representar o nível de desenvolvimento humano das sociedades. Entre tais indicadores estão o Índice do Nível de Vida (INV), desenvolvido pela United Nations Research Institute for Social Development (UNRISD) em 1966, que levava em consideração necessidades físicas e culturais, além da própria renda; o Índice de Desenvolvimento, criado pela mesma UNRISD em 1972; e o índice físico de qualidade de vida (PQLI), elaborado pelo Overseas Development Council (ODC) em 1979, com o objetivo de mensurar um conjunto mínimo de necessidades humanas a serem atendidas pelas pessoas mais pobres do mundo, combinando dados de mortalidade infantil, expectativa de vida ao nascer e nível de alfabetização, transformando cada indicador em um índice para, em seguida, obter a média destes três elementos.

Apesar de o PQLI já revelar algumas similaridades com o atual IDH, foram necessários mais dez anos para projetar uma ideia de desenvolvimento apoiado em uma nova conceituação de bem-estar, desviando o foco da economia e da contabilidade da renda nacional para as políticas centradas nas pessoas. Este trabalho coube ao economista paquistanês Mahbub ul Haq (1995), em parceria com o Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (Pnud).

Guiando-se pela ideia de incluir escolhas econômicas e sociais para formular um índice composto e flexível a melhorias graduais, Haq (1995) resolveu focar em três componentes essenciais: *i)* vida longa e saudável (longevidade); *ii)* conhecimento; e *iii)* acesso aos recursos necessários para manter um nível decente de vida. A primeira medida corresponde à expectativa de vida ao nascer e leva em consideração, neste caso, valores associados à mortalidade; o segundo componente faz referência à média dos anos de estudo da população adulta e à expectativa de escolarização; e a terceira dimensão equivale ao logaritmo[5] do produto *per capita* definido em dólares, por sua facilidade de mensuração (Anand e Sen, 1994).

Ao longo dos anos o cálculo do IDH sofreu diversas alterações visando mantê-lo atualizado e alinhado ao objetivo de retratar mais adequadamente o nível de bem-estar das nações. O quadro 1 retrata essas mudanças de maneira sintética.

5. O uso do logaritmo serve ao propósito de igualar as preferências, dado que é uma transformação estritamente côncava, e a média dos logaritmos da renda tende a aumentar conforme mais igualitária for a distribuição da renda total (Anand e Sen, 1994).

QUADRO 1
Mudanças no IDH

<table>
<tr><th rowspan="2">IDH</th><th rowspan="2">Limites</th><th colspan="3">Indicadores</th><th rowspan="2">Tratamento da Renda</th><th rowspan="2">Tipo</th></tr>
<tr><th>Saúde</th><th>Educação</th><th>Renda</th></tr>
<tr><td>90</td><td rowspan="2">Observados</td><td rowspan="9">Expectativa de vida ao nascer (UN Population Division)</td><td>Taxa de alfabetização dos adultos (25+) (UNESCO)</td><td>PIB per capita real PPP $ (log) (Banco Mundial)</td><td>Transformação logarítmica</td><td rowspan="9">Média aritmética</td></tr>
<tr><td>91-93</td><td>2/3 – Taxa de alfabetização dos adultos (UNESCO)
1/3 – Média de anos de escolaridade (UNESCO)</td><td rowspan="3">PIB per capita real PPP $ (ajustado) (Banco Mundial)</td><td>Fórmula de Atkinson com valor limiar derivado da linha de pobreza</td></tr>
<tr><td>94</td><td rowspan="4">Fixos</td><td>2/3 – Índice da taxa de alfabetização dos adultos (UNESCO)
1/3 – Índice da média dos anos de escolaridade (UNESCO)</td><td rowspan="2">Fórmula de Atkinson com valor limiar derivado da média global</td></tr>
<tr><td>95-98</td><td>2/3 – Índice da taxa de alfabetização dos adultos (UNESCO)
1/3 – Índice da taxa combinada bruta de matrícula nos três níveis de ensino (UNESCO)</td></tr>
<tr><td>99</td><td rowspan="2">PIB per capita real PPP $ (log) (Banco Mundial)</td><td rowspan="2">Transformação logarítmica</td></tr>
<tr><td>00-09</td><td>2/3 – Índice da taxa de alfabetização dos adultos (15+) (UNESCO)
1/3 – Índice da taxa combinada bruta de matrícula nos três níveis de ensino (UNESCO)</td></tr>
<tr><td>10</td><td>Superior observado e inferior fixo</td><td>1/2 – Índice da média dos anos de escolaridade (Barro-Lee)
1/2 – Anos esperados de escolaridade (UNESCO)</td><td>PNB per capita real PPP $ (ln) (Banco Mundial)</td><td>Transformação logarítmica natural</td><td>Média geométrica</td></tr>
</table>

Fonte: Adaptado de Klugman, Rodríguez e Choi (2011).

O índice atual, atualizado em 2010, introduziu mudanças importantes, entre as quais: a alteração dos indicadores do componente educação e de seus pesos; a introdução de limites mínimos fixos[6] e máximos observados;[7] e a utilização da média geométrica para agregar os indicadores, o que faz com que uma baixa performance em quaisquer das dimensões reflita mais diretamente no IDH, além de não permitir substitutibilidade perfeita entre os componentes, como ocorria anteriormente com a média simples. Esse método revela quão equilibrado

6. Estabelecidos pelo PNUD em vinte anos para a expectativa de vida; zero para as variáveis educacionais; e PPP $ 100 para a renda nacional *per capita* (UNDP, 2011).

7. Tais limites em 2011 foram de 83,4 anos para a expectativa de vida (Japão), 12,6 anos de escolaridade média (Noruega), 18 anos de expectativa de escolaridade (Austrália, Nova Zelândia, Irlanda e Islândia) e PPP $ 107.721 de renda *per capita* (Catar) (UNDP, 2011).

é o desempenho de um país entre as três dimensões, reconhecendo que todas elas são importantes e evitando que valores elevados em um atributo compensem valores baixos em outro (UNDP, 2010).

Desde a construção do IDH, os estudos daí decorrentes podem ser classificados em três grupos: o primeiro se refere àqueles que buscam entender e justificar a construção metodológica do índice; o segundo explora o papel do IDH na explicação de questões específicas relacionadas ao desenvolvimento humano em diversas regiões do mundo; e, por fim, o terceiro grupo busca aumentar a aplicabilidade do IDH, mediante incorporação de outras dimensões na estrutura de cálculo (Arcelus, Sharma e Srinivasan, 2003).

Esse último grupo de estudos reconhece o avanço proporcionado pela utilização do IDH como indicador de desenvolvimento das sociedades, apesar de fundamentar críticas ao seu uso para tal fim. Neste sentido, Mahlberg e Obersteiner (2001) identificaram duas correntes de críticas ao IDH, ainda relacionadas com aquelas feitas à renda nacional como forma de valorar o bem-estar. A primeira delas questiona a escolha dos indicadores que compõem o índice, enquanto o segundo grupo de pesquisadores afirma que o IDH falha em medir a real condição de vida de uma sociedade, uma vez que importantes aspectos do desenvolvimento não são levados em consideração, tais como a situação ambiental, a distribuição de renda e a estabilidade política. Em uma dessas críticas, Hicks (1997) propõe uma forma alternativa que incorpora as desigualdades de distribuição de renda, de educação e de longevidade na estrutura de cálculo do IDH.

Seguindo a ideia de ampliar a aplicabilidade do IDH mediante a incorporação de outras dimensões relacionadas ao desenvolvimento humano, associa-se como possível parâmetro a eficiência dos países na geração dos produtos (componentes) do IDH. Como este computa apenas o resultado final do processo, ele não leva em consideração os recursos que foram aplicados por cada unidade avaliada. Em outras palavras, a eficiência na utilização dos recursos não é refletida no IDH. Com isto, pode ser que existam duas sociedades que apresentam o mesmo valor para o índice, mas que aplicam quantidades diferentes de recursos. Ora, é de se esperar que a sociedade que aplica melhor (mais eficientemente) seus recursos consegue poupar mais e, consequentemente, pode investir mais em outras atividades que não são mensuradas no IDH, mas que também possuem dimensões humanas importantes, como a conservação ambiental, a cultura, o lazer etc. Além disso, os recursos economizados podem ser utilizados para melhorar a qualidade dos serviços já oferecidos, qualidade esta que não é levada em consideração no cômputo do IDH.

3 METODOLOGIA

3.1 Análise envoltória de dados (DEA)

Com base nas análises de eficiência, os autores Charnes, Cooper e Rhodes (1978) deram início ao estudo da abordagem não paramétrica para a análise de eficiência relativa de firmas com múltiplos insumos e produtos, cunhando o termo análise envoltória de dados (ou em inglês *data envelopment analysis* – DEA). Vale ressaltar que, na literatura relacionada aos modelos DEA, uma firma é tratada como *decision making unit* (DMU), uma vez que estes modelos provêm uma medida para avaliar a eficiência relativa de unidades tomadoras de decisão.

A DEA baseia-se em modelos matemáticos não paramétricos, isto é, não utiliza inferências estatísticas ou se apega a medidas de tendência central, testes de coeficientes ou formalizações de análise de regressão (Ferreira e Gomes, 2009). O objetivo principal da DEA é avaliar a eficiência de cada DMU e verificar quais destas estão inseridas na fronteira de possibilidade de produção, ou seja, verificar se o desempenho dessas DMUs, do ponto de vista da eficiência técnica, é ótimo.

Considerando a existência de k insumos e m produtos para cada n DMUs, são construídas duas matrizes: a matriz X de insumos (k x n), e a matriz Y de produtos (m x n), representando os dados de todas as n DMUs. Na matriz X, cada linha representa um insumo e cada coluna representa uma DMU. Já na matriz Y, cada linha representa um produto e cada coluna uma DMU. Para a matriz X, é necessário que os coeficientes sejam não negativos e que cada linha e cada coluna contenha, pelo menos, um coeficiente positivo. O mesmo raciocínio se aplica para a matriz Y.

Assim, para a i-ésima DMU, são representados os vetores x_i e y_i, respectivamente para insumos e produtos. Para cada DMU, pode-se obter uma medida de eficiência, que é a razão entre todos os produtos e todos os insumos. Para a i-ésima DMU tem-se:

$$Eficiência\ da\ DMU\ i = \frac{u'y_i}{v'x_i} = \frac{u_1y_{1i}+u_2y_{2i}+\ ...+\ u_my_{mi}}{v_1x_{1i}+v_2x_{2i}+\ ...+\ v_kx_{ki}}, \qquad (1)$$

em que u é um vetor (m x 1) de pesos nos produtos e v é um vetor (k x 1) de pesos nos insumos.

A pressuposição inicial é que essa medida de eficiência requer um conjunto comum de pesos que será aplicado em todas as DMUs. Entretanto, existe certa dificuldade em obter tal conjunto comum de pesos porque as DMUs podem estabelecer valores para os insumos e para os produtos de modos diferentes, e então adotarem diferentes pesos. É necessário, portanto, estabelecer um problema que permita que cada DMU possa adotar o conjunto de pesos que for mais favorável, em termos comparativos com as outras unidades. Para selecionar

os pesos ótimos para cada DMU, especifica-se um problema de programação matemática. Para a *i*-ésima DMU, tem-se:

$$\begin{aligned} & MAX_{u,v}\left({u'y_i}/{v'x_i}\right) \\ & sujeito\ a: \\ & {u'y_j}/{v'x_j} \leq 1, \qquad j = 1, 2, \ldots, n \\ & u, v \geq 0 \end{aligned} \tag{2}$$

Essa formulação envolve a obtenção de valores para u e v, de tal forma que a medida de eficiência para a *i*-ésima DMU seja maximizada, sujeita à restrição de que as medidas de eficiência de todas as DMUs sejam menores ou iguais a 1.

Linearizando e aplicando-se a dualidade em programação linear, pode-se derivar uma forma envoltória do problema anterior. Com isso, a eficiência da *i*-ésima DMU, considerando-se a pressuposição de retornos constantes à escala, é dada por:

$$\begin{aligned} & MIN_{\theta,\lambda}\theta, \\ & sujeito\ a: \\ & -y_i + Y\lambda \geq 0, \\ & \theta x_i - X\lambda \geq 0, \\ & \lambda \geq 0 \end{aligned} \tag{3}$$

em que θ é um escalar, cujo valor será a medida de eficiência da *i*-ésima DMU. O parâmetro λ é um vetor (*n* x 1), cujos valores são calculados de forma a obter a solução ótima. Para uma DMU eficiente *k*, o valor de λ_k será igual a 1, e de todos os demais λ serão 0; para uma DMU ineficiente, os valores de λ serão os pesos utilizados na combinação linear de outras DMUs eficientes, que influenciam a projeção da DMU ineficiente sobre a fronteira calculada.

Na formulação dos multiplicadores apresentada na equação (2), os pesos *u* e v são tratados como incógnitas, sendo escolhidos de maneira que a eficiência da *i*-ésima DMU seja maximizada.

Para cada unidade ineficiente, os modelos DEA fornecem seus respectivos *benchmarks* (DMUs de referência), determinados pela projeção dessas unidades na fronteira de eficiência. Essa projeção é feita de acordo com a orientação do modelo, sendo orientação a insumos quando se deseja minimizar os recursos, mantendo-se os valores dos produtos constantes, ou orientação a produtos quando se deseja maximizar os produtos sem diminuir os insumos.

Neste estudo foi utilizada a orientação a insumos e o modelo escolhido foi o de retornos variáveis à escala, uma vez que este admite a separação dos resultados em relação à pura eficiência técnica e à eficiência de escala. Esse modelo foi proposto por Banker, Charnes e Cooper (1984) a partir daquele com retornos constantes à escala (CCR), sendo uma nova metodologia de fronteira de eficiência que admite retornos variáveis de escala, ou seja, substitui o axioma da proporcionalidade entre *inputs* e *outputs* pela máxima da convexidade. Esse novo modelo, em homenagem aos seus idealizadores, é conhecido como modelo BCC. Estabelecendo a convexidade da fronteira, ele permite que DMUs que operam com baixos valores de *inputs* tenham retornos crescentes de escala e as que operam com altos valores tenham retornos decrescentes de escala. O problema de programação linear com retornos constantes pode ser modificado para atender à pressuposição de retornos variáveis, adicionando-se a restrição de convexidade $N_1\lambda = 1$, em que N_1 é um vetor (n x 1) de algarismos unitários.

Essa abordagem forma uma superfície convexa de planos em interseção, a qual envolve os dados de forma mais compacta do que a superfície formada pelo modelo com retornos constantes. Com isso, os valores obtidos para eficiência técnica, com a pressuposição de retornos variáveis, são maiores ou iguais aos obtidos com retornos constantes.

Além disso, o modelo DEA é apoiado em três suposições: *i)* sendo determinístico, produz resultados que são particularmente sensíveis a erros de medida; *ii)* o DEA só mede a eficiência relativa da melhor prática entre um exemplo particular, de modo que não é significativo comparar os escores de eficiência entre diferentes estudos porque a melhor prática entre os estudos é desconhecida; e *iii)* é sensível à especificação dos fatores e ao tamanho do grupo sob análise.

3.2 Detecção de *outliers*

Dada a alta sensibilidade da DEA à presença de *outliers* e aos erros de amostra, é de grande importância a utilização de métodos para sua detecção. Neste trabalho, utilizou-se a metodologia desenvolvida por Sousa e Stosic (2003). Os autores conceberam uma combinação de dois métodos de reamostragem, de modo a proceder com uma análise de *outliers* específica para métodos DEA. A partir dos métodos *jackknife* (determinístico) e *bootstrap* (estocástico), os autores deram origem ao procedimento denominado *jackstrap*. Em um primeiro momento, o *jackknife* é utilizado por meio de um algoritmo que mensura a influência de cada DMU no cálculo das eficiências, removendo isoladamente cada unidade da amostra para que as eficiências sejam, então, calculadas sem sua presença. Posteriormente, é utilizado o método *bootstrap* de reamostragem estocástica, levando em consideração a informação das influências obtidas pelo *jackknife*.

O estimador obtido dessa maneira é denominado *leverage*, e possibilita uma análise automática da amostra, dispensando uma análise manual que, além de imprecisa, torna-se inviável à medida que a amostra aumenta. Formalmente, o *leverage* de Sousa e Stosic (2003) pode ser definido como o desvio padrão das medidas de eficiência antes e depois da remoção de cada DMU do conjunto amostral. Assim, o *leverage* da *j*-ésima DMU pode ser definido como:

$$\ell_j = \sqrt{\sum_{k=1;k\neq j}^{K}(\theta_{kj}^{*} - \theta_k)^2/K-1}, \tag{4}$$

onde o índice *k* representa as DMUs, variando de 1 até *K*; o índice *j* representa a DMU removida; e $\boldsymbol{\theta}$ são os indicadores de eficiência. Assim, $\{\theta_k | k = 1, \dots, K\}$ representa o conjunto de eficiências originais, sem alteração na amostra, e $\{\theta_{kj}^{*} | k = 1, \dots, K; k \neq j\}$ representa o conjunto de eficiências recalculado após a remoção individual de cada DMU.

Presume-se que as DMUs caracterizadas como *outliers* possuam um *leverage* consideravelmente acima da média global. Desta maneira, caso ℓ_j esteja muito acima dessa média, há a suspeita de que a DMU em questão seja um *outlier*. Quando a DMU *j* está localizada dentro da fronteira eficiente, ocorre que $\theta_{kj}^{*} - \theta_k = 0$, e então $\ell_j = 0$, o que significa que a observação em questão não é influente. Por outro lado, no caso crítico de uma DMU cuja influência seja extrema, sua remoção faz com que as unidades remanescentes apresentem um valor de eficiência igual a 1, isto é, $\sum(\theta_{kj}^{*} - \theta_k)^2 = K - 1$, e então $\ell_j = 1$. Assim, o índice de *leverage* encontra-se dentro do intervalo [0,1]. Entretanto, o caso em que $\ell_j = 1$ é extremo, servindo apenas como prova teórica do limite superior do índice. Nos casos práticos, o que acontece é que, ao se remover um *outlier* detectado pelo método, ao menos uma outra DMU será considerada eficiente, e a eficiência média das demais unidades irá aumentar, de modo que $\overline{\theta_{-j}} \geq \bar{\theta}$, onde $\overline{\theta_{-j}}$ é a média de eficiência na nova amostra sem a unidade *outlier j*, e $\bar{\theta}$ é a média de eficiência geral, com todas a observações.

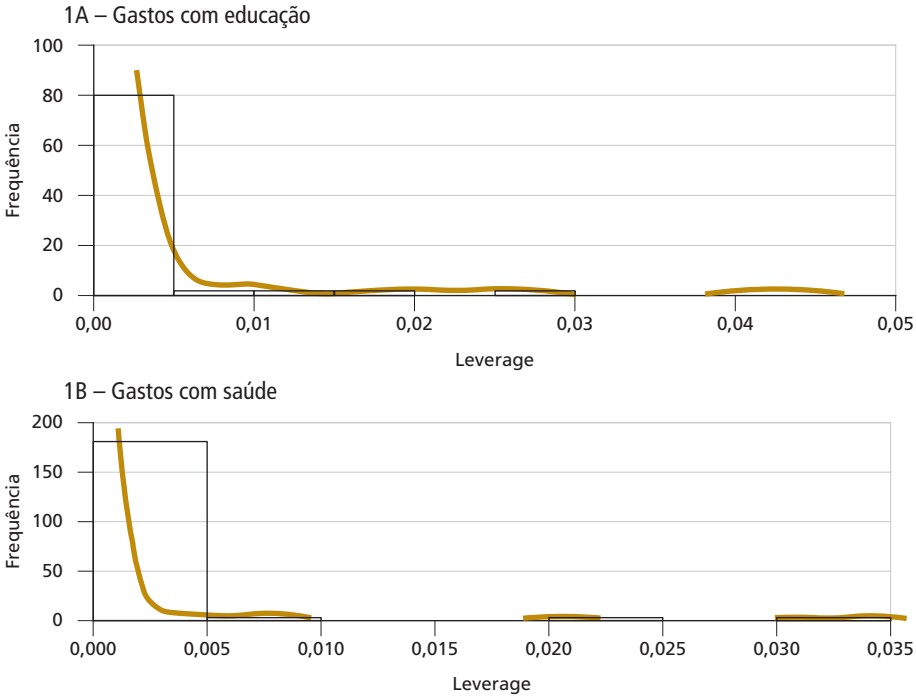
Com a informação dada pelo *leverage* é possível, então, identificar e eliminar observações *outliers*. Para tanto, é necessário utilizar um critério específico relacionado ao desvio do índice em relação à sua média global. Sousa e Stosic (2005) sugerem um múltiplo da média global $(\tilde{\ell}_0 = c\tilde{\ell})$, onde $\tilde{\ell}$ representa a média global do *leverage* e *c* é uma constante que assume valor de 2 ou 3 de modo geral, ou, alternativamente, adota-se $\tilde{\ell}_0 = 0{,}02$ como critério de corte. Desta forma, DMUs com um *leverage* acima desse valor seriam caracterizadas como *outliers* e, então, removidas da amostra.

4 RESULTADOS

4.1 Evidência da presença de *outliers*

A fim de fornecer credibilidade aos índices de eficiência estimados, é importante observar a presença de *outliers*. O gráfico 1 apresenta o histograma do teste *leverage* que revela a existência desses casos extremos em relação aos gastos com educação e com saúde. Para a amostra selecionada, no caso da educação, dois países revelaram-se influentes em relação à fronteira de eficiência: Eritreia e Madagascar. No caso da saúde, outras duas nações foram caracterizadas como *outliers*: Cuba e Myanmar.

GRÁFICO 1
Histograma da distribuição dos *leverages* em relação aos gastos com educação e saúde



Elaboração dos autores.

Em 2011, a Eritreia possuía um $IDH_{educação}$ de 0,271, sendo que seus gastos por estudante com a educação primária foram, em média, de US$ 22,32 anuais, com a secundária de US$ 54,01 e com a terciária de US$ 1.295,79 anuais. Tais valores ficaram consideravelmente abaixo da média dos demais países da amostra, que apresentaram um gasto médio de US$ 2.600,97 anuais por estudante na educação primária, US$ 3.295,18 na educação secundária e US$ 5.159,38 na educação terciária.

Já Madagascar possuía um $IDH_{educação}$ de 0,497, com gastos médios por estudante de US$ 28,65 no setor primário, US$ 52,75 no setor secundário e US$ 505,99 no setor terciário. Comparando tais valores com as respectivas médias amostrais visualiza-se que, como esperado, o país apresentou gastos bastante inferiores aos médios. Dado que Eritreia e Madagascar foram caracterizados como *outliers*, procedeu-se à remoção destes da amostra para, posteriormente, efetuar o cálculo da eficiência.

Em 2011, o $IDH_{saúde}$ de Cuba era de 0,933, com um gasto público médio *per capita* em saúde de $ 264,40 dólares internacionais (PPP). Já seus gastos privados médios *per capita* foram de $ 21,09. Enquanto no âmbito público Cuba gastou menos da metade (46%) da média geral da amostra ($ 574,90), na esfera privada os gastos foram ainda menores em relação à média: apenas 7,9% dos $ 266,8 da média amostral. Tais dados refletem a característica idiossincrática do país, em que a saúde é quase que completamente estatizada, atingindo altos índices de qualidade mesmo com a utilização de recursos inferiores à metade da média dos demais países. Desta forma, é importante fazer duas considerações: apesar de Cuba ter sido considerada uma unidade *outlier*, é inegável que a qualidade de sua saúde é digna de nota, o que pode colocar o país no rol dos eficientes. Contudo, é preciso levar em conta as possíveis distorções causadas em seu sistema de preços, dado o forte controle estatal sobre a economia e na sociedade, de modo que nem mesmo medidas relativas de valor, como a paridade de poder de compra aqui utilizada, podem captar os verdadeiros valores envolvidos com o gasto público. Já para Myanmar, seu $IDH_{saúde}$ em 2011 era de 0,713, apesar de seus gastos, tanto públicos quanto privados, representarem apenas uma pequena parcela da média geral. Mais especificamente, os gastos públicos médios *per capita* foram de $ 3,16 dólares internacionais (PPP), ou seja, 0,55% da média geral, enquanto os gastos privados foram de $ 22,67, ou 8,5% da média.

4.2 Eficiência dos gastos com educação

A análise da eficiência dos países na geração do $IDH_{educação}$ revela quinze nações que foram consideradas 100% eficientes. Os dados dos insumos e dos produtos para tais países são apresentados na tabela 1.

TABELA 1
***Inputs* e *outputs* dos países 100% eficientes no gasto educacional**

País	Gasto primário[1]	Gasto secundário[1]	Gasto terciário[1]	$IDH_{educação}$
Armênia	465,42	647,42	235,70	0,760
Bangladesh	47,92	62,86	160,17	0,415
Bolívia	138,77	121,56	406,29	0,749
Burundi	27,63	110,06	934,34	0,353

(Continua)

(Continuação)

País	Gasto primário[1]	Gasto secundário[1]	Gasto terciário[1]	$IDH_{educação}$
Camarões	73,30	345,21	493,68	0,520
Coreia do Sul	2.932,34	3.670,67	1.565,23	0,934
Eslovênia	3.384,20	3.030,69	4.280,31	0,933
Estônia	2.105,04	2.579,64	2.107,65	0,916
Filipinas	121,81	113,46	139,90	0,684
Lituânia	1.554,66	2.050,69	1.577,54	0,883
Nepal	42,82	31,42	228,53	0,356
Nova Zelândia	4.474,12	4.995,14	7.448,54	1,000
República Tcheca	1.670,66	2.875,40	3.722,70	0,924
Romênia	683,31	730,53	946,50	0,831
Ruanda	34,50	131,19	1.311,44	0,407

Fonte: UNDP (2011) e Unesco ([s.d.]).
Nota: [1] Gasto anual médio por estudante, em US$.

Apesar de todos os países listados na tabela 1 serem 100% eficientes segundo a metodologia aplicada, nota-se uma clara heterogeneidade nos valores de insumos e de produtos, de maneira que três grupos podem ser distinguidos de acordo com seu índice educacional. De fato, a medida de eficiência calculada não leva em consideração julgamentos morais a respeito dos índices educacionais de cada país, de forma que uma nação como o Burundi, cujo $IDH_{educação}$ é consideravelmente baixo, pode mesmo assim ser considerada eficiente sob uma ótica meramente técnica. Contudo, seria um grave erro aceitar, com base nestas informações, que o Burundi não precisa melhorar a qualidade de sua educação. Provavelmente, ele faz o melhor que pode com a aplicação atual dos recursos, mas o ponto fundamental é que tais recursos são demasiadamente baixos, tornando-se um impedimento à sua melhora educacional. Em situação semelhante ao Burundi encontram-se Bangladesh, Camarões, Nepal e Ruanda, perfazendo o grupo dos países eficientes, mas cujos índices educacionais são baixos. Apesar de a gestão dos recursos destinados à educação nesses países parecer eficiente, a verdadeira necessidade deles é aumentar eficientemente a aplicação de recursos na educação.

Ilustrando essa necessidade de elevação dos gastos educacionais nos países acima, surgem, em contraste, aqueles cujos índices educacionais foram considerados elevados: Nova Zelândia, Coreia do Sul, Eslovênia, República Tcheca e Estônia. Todos estes atingiram um $IDH_{educação}$ acima de 0,9, parecendo evidente que, em grande medida, tais valores estão associados aos elevados gastos que eles aplicaram nos setores primário e secundário da educação.

No meio desses extremos, encontram-se países cujos índices, ainda que não sejam tão elevados quanto os do grupo superior, mostraram-se satisfatórios em face dos gastos moderados com a educação. Nesse grupo encontram-se Lituânia,

Romênia, Armênia, Bolívia e Filipinas. Comparando os valores deste grupo com os do grupo inferior, percebe-se uma relação em que é possível aumentar a qualidade educacional (em termos de índice) em uma proporção aproximadamente constante – ou até mesmo crescente – ao aumento nos gastos. Por exemplo, comparando-se Romênia e Ruanda, percebe-se que os gastos da primeira são, em média, 1,6 vezes superiores, enquanto que seu índice educacional é 2,04 vezes maior que o da segunda. À medida que o IDH eleva-se, contudo, imperam os retornos decrescentes, como seria de se esperar. Ao comparar a própria Romênia com a Estônia, por exemplo, é possível perceber que esta possui um IDH 10,2% maior, mas gastando, em média, 2,8 vezes (280%) mais. Tal constatação reforça a necessidade de os países com baixos índices educacionais elevarem seus gastos, em face dos retornos relativamente constantes – talvez até mesmo crescentes nos primeiros momentos.

O Brasil configura-se como o 13º pior nível de eficiência na alocação de recursos para a educação entre os países observados, alcançando irrisórios 13,63% de suas competências em relação aos *benchmarks* já relacionados. Em termos de gastos, as quantias figuram bem abaixo das faixas internacionais intermediárias para os três estratos educacionais,[8] mas quando se comparam tais valores com os dispêndios realizados por outros países da América Latina, eles são superiores. A diferença se dá, especialmente, no ensino terciário, quando no país se gasta duas vezes mais por estudante em relação ao montante despendido nos graus de ensino inferior.

Uma das justificativas para o baixo desempenho brasileiro pode não ser, portanto, a quantidade de recursos, de modo que a ineficiência seja explicada em termos de *output* – na própria América Latina existem exemplos que confirmam tal hipótese: o Peru gasta 25% dos dispêndios em educação realizados no Brasil e tem uma eficiência no setor de 61,60%; e, sobretudo, a Bolívia, que gasta menos de 19% do valor brasileiro e apresenta um $IDH_{educação}$ de 0,749 (comparado ao do Brasil, de 0,663) tem 100% de eficiência. Contrastado com a Argentina, o Brasil também está em desvantagem – com gastos próximos no ensino primário, inferiores no secundário (a nação vizinha gasta inclusive mais neste estrato que nos demais) e o dobro no terciário, os argentinos se encontram em uma região muito mais promissora que a brasileira ($IDH_{educação}$ de 0,806 e uma eficiência superior a 75%).

Dos 83 países analisados no setor, 49 tiveram eficiências técnicas nos gastos com educação abaixo de 0,5 e a média de eficiência foi 47,7%. Isso mostra a grande heterogeneidade com que lidam as nações em termos de recursos e de condições

8. As médias de gastos nos estratos primário, secundário e terciário são, respectivamente, de U$S 2.712,43, U$S 3.425,72 e U$S 5.272,16. Entretanto, estes valores escondem fortes disparidades, evidenciadas quando se compara a posição do Brasil com os países limítrofes de gastos em cada uma das classificações: no ensino primário, o Brasil gasta trinta vezes mais que Burundi e quinze vezes menos que a Noruega; no secundário, 26 vezes mais que o Nepal e 23 vezes menos que Liechtenstein; e no terciário, treze vezes mais que as Filipinas e quinze vezes menos que a Noruega.

de promoção de resultados na educação, de modo que identificar os principais obstáculos que interferem na melhoria da eficiência torna-se um mecanismo necessário para a política pública educacional – tanto de interferência direta (no que concerne aos gastos públicos), quanto indireta, ao influenciar a decisão de investir em educação dos indivíduos.

4.3 Eficiência dos gastos públicos e privados com saúde

Nos gastos públicos com saúde, foram encontrados dezessete países considerados 100% eficientes. As informações dos insumos e dos produtos destes podem ser visualizadas na tabela 2.

TABELA 2
***Inputs* e *outputs* dos países 100% eficientes no gasto com saúde**

País	Gasto médio público[1]	Gasto médio privado[1]	$IDH_{saúde}$
Albânia	163,34	256,84	0,898
Andorra	1.007,45	430,94	0,961
Bangladesh	13,42	24,38	0,772
Cabo Verde	104,28	34,11	0,854
Chile	400,51	479,45	0,932
Costa Rica	551,05	235,81	0,936
Eritreia	10,98	11,85	0,656
Guiné	6,90	44,53	0,538
Ilhas Salomão	117,09	9,79	0,755
Japão	2.035,40	483,13	1,000
Madagascar	22,77	11,74	0,737
Moçambique	25,80	9,84	0,477
República Democrática do Congo	5,60	10,98	0,448
Singapura	527,46	989,79	0,964
Síria	78,90	90,00	0,881
Sri Lanka	61,98	71,65	0,867
Vietnã	46,38	91,32	0,870

Fonte: UNDP (2011) e WHO ([s.d.]).
Nota: [1] Em dólares internacionais (PPP) *per capita*.

Como no caso dos gastos com educação, a heterogeneidade também é percebida naqueles referentes à saúde. Ao observar os países 100% eficientes, tem-se a presença de nações de IDH de referência, como o Japão, e outros IDHs muito baixos, como a República Democrática do Congo e Moçambique. A deficiência de recursos é, novamente, a grande responsável por tal heterogeneidade, mas, segundo o método utilizado, os recursos, mesmo escassos, se encontram tecnicamente em pleno uso nos países com $IDH_{saúde}$ baixo.

A combinação de gastos é, aliás, um importante instrumento de análise na promoção de melhorias na saúde. A grande maioria dos países ainda possui um sistema tradicional e apoiado na iniciativa pública que, ainda que possa apresentar casos de sucesso, raramente isso ocorre. O caso japonês é um exemplo de 100% de eficiência e que mantém uma relação de US$ 4 despendidos no sistema público para US$ 1 no sistema privado. Na contramão deste está o exemplo chileno, com uma combinação quase equitativa de gastos entre privado e público – US$ 1,2 para US$ 1, respectivamente. Não há, portanto, uma convergência de melhor prática, uma vez que os casos de ineficiência ocorrem tanto no lado público quanto no privado.

Outro fato importante observado é que 113 países (61,7% da amostra) tiveram eficiências abaixo do índice 0,5, o que reafirma a ineficiência técnica na alocação de recursos na saúde, principalmente de fontes públicas. Esta ineficiência pode ocorrer pelo fato de algumas nações gastarem valores muito altos e não gerarem resultados semelhantes a outras que gastam proporcionalmente menos, ao passo que outras nações não são eficientes devido aos recursos escassos, que não permitem atingir resultados significativos no $IDH_{saúde}$. Tal grupo de países é bastante heterogêneo, compreendendo nações com IDHs altos e baixos, grandes e pequenas extensões territoriais e de todos os continentes. Assim, mesmo com as discrepâncias sociais e econômicas dos países, quando se fala em eficiência na alocação dos recursos na saúde muito se deve fazer pela melhor gestão destes, tanto nos países desenvolvidos quanto nos subdesenvolvidos, ainda que essa gestão se dê de formas distintas em cada um deles.

Nessa comparação, o Brasil se encontra exatamente entre os países de baixa eficiência (15,74%), colocando-se na 163ª posição entre os 183 países em estudo. Das nações avaliadas, o país é o 65º que mais gasta em saúde, sendo o 77º nos dispêndios públicos e o 40º nos dispêndios privados, quase revelando uma tentativa de compensação individual pela melhoria das condições na saúde, haja vista que mesmo com estes gastos ocupa apenas a 80ª posição no *ranking* do $IDH_{saúde}$.

4.4 IDH renda ponderado pelo índice de Gini

De modo a obter um IDH_{renda} que refletisse as desigualdades de cada país, seus valores foram ponderados pelo índice de Gini. De certa maneira, o índice de Gini é, ele próprio, uma medida de eficiência, por informar quão desigual é a distribuição de renda de um país, ou seja, o quão ineficiente é a alocação da renda entre os habitantes de uma nação. De fato, um indicador bruto de renda *per capita* não pode ser considerado uma medida de qualidade de vida por não levar em consideração aspectos distributivos.

Unindo os dados do IDH_{renda} de 2011 e os valores mais recentes do índice de Gini de 147 países, foi possível calcular um novo índice da renda, ponderado pela

desigualdade.[9] A tabela 3 mostra quais são os países com maior índice ajustado, o valor do índice e suas respectivas posições anteriores no IDH_{renda}.

TABELA 3
Países com maior IDH_{RENDA} ajustado pela desigualdade (2011)

Colocação	País	IDH_{renda} ajustado[1]	Índice de Gini	IDH_{renda}	Posição no IDH_{renda}[2]
1ª	Noruega	0,662	0,25	0,883	4ª
2ª	Luxemburgo	0,660	0.26	0,892	3ª
3ª	Suécia	0,648	0,23	0,842	9ª
4ª	Dinamarca	0,629	0,25	0,836	14ª
5ª	Áustria	0,623	0,26	0,842	10ª
6ª	Alemanha	0,612	0,27	0,838	12ª
7ª	Finlândia	0,606	0,27	0,828	17ª
8ª	Bélgica	0,599	0,28	0,832	15ª
9ª	Catar	0,589	0,41	1,000	1ª
10ª	Islândia	0,586	0,28	0,814	20ª

Elaboração dos autores e UNDP (2011).
Notas: [1] Obtido a partir do cálculo IDH_{RENDA} x (1-Gini).
[2] Considerando os países da amostra.

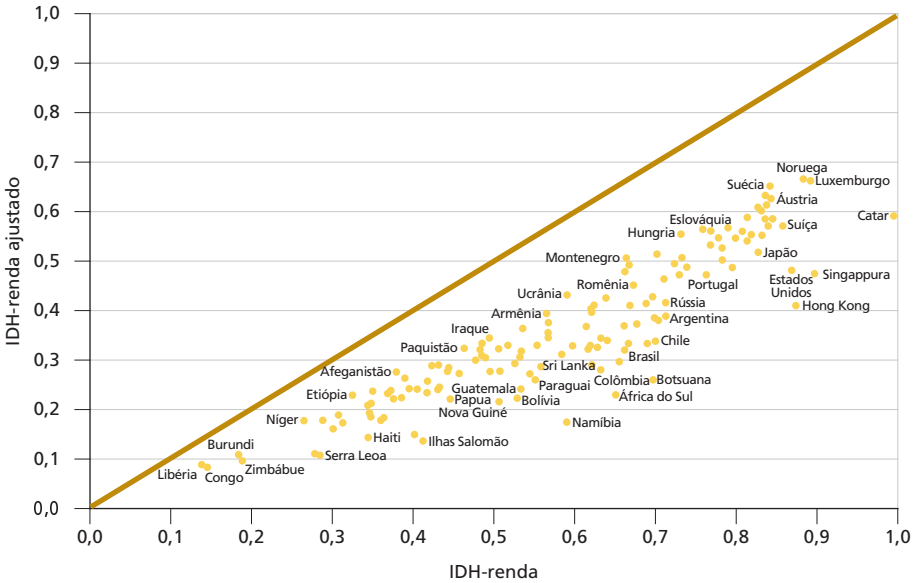
Entre os dez países com melhor desempenho no índice ajustado, verificam-se ganhos de posição para nove, sendo que, destes, Dinamarca, Finlândia e Islândia são os países que mais galgaram posições, seguidos pela Bélgica, Suécia e Alemanha. Por outro lado, o Catar perdeu oito posições, devido ao fato de possuir uma distribuição de renda mais desigual que os demais países da tabela. De maneira geral, as nações que mais ganharam posições possuíam um IDH_{renda} baixo, mas devido a um Gini relativamente melhor que vários outros países de renda *per capita* semelhante, puderam ganhar consideráveis posições no *ranking* (por exemplo, Iraque, Ucrânia, Timor-Leste e Paquistão). Entre os que mais perderam posições encontram-se vários países cujo IDH_{renda} era originalmente alto, como Hong Kong, Singapura e Estados Unidos.

O Brasil, nesse quesito, não surpreende. Por estar há anos em posições relativamente mais próximas à unidade do índice de Gini (figurando em 134º lugar dos 154 países considerados), o país se encontra no grupo daqueles que perderam posições no ajuste, saindo do 61º lugar para o 84º. O caso brasileiro, portanto, é bastante representativo para demonstrar como a ineficiência na distribuição dos recursos sociais pode implicar em uma piora da classificação da qualidade

9. Faz-se a observação que a construção de tal indicador de renda, ajustado pelo índice de Gini, não faz parte direta da construção do índice final. Tem como objetivo apenas apresentar uma medida de renda que leve em consideração a distribuição desta no país. O índice final considera o IDH_{renda} e o índice de Gini de maneiras separadas.

de vida em relação àquela mensurada apenas pelo indicador de renda *per capita*, revelando que uma alocação de renda concentrada pode implicar em uma queda generalizada no bem-estar das nações. O gráfico 2 apresenta a diferença entre os IDHs em termos gráficos.

GRÁFICO 2
IDH_{RENDA} e IDH_{RENDA} ajustado



Elaboração dos autores.

A distância vertical de cada ponto até a linha inclinada indica a discrepância relativa entre o IDH_{renda} ajustado observado e aquele que se verificaria caso o país possuísse uma perfeita distribuição de renda. Para um dado nível de renda, tal distância é tanto maior quanto mais desigual for a distribuição dessa renda no país. Graças a isso, países como a Romênia e Montenegro possuem um IDH_{renda} ajustado consideravelmente melhor que o do Brasil, apesar dos $IDHs_{renda}$ originais serem semelhantes.

4.5 O desenvolvimento humano considerando a eficiência

Considerando apenas os países dos quais se dispunham de todos os dados e eliminando aqueles considerados *outliers,* a nova proposta de mensuração do IDH abrangeu uma amostra de 74 nações. Os valores obtidos são apresentados no anexo A, ao final deste artigo, no qual também visualizam-se os respectivos *rankings* dos países, tanto para o IDH quanto para o IDHE.

A classificação segundo o novo índice apresenta a Coreia do Sul no topo, obtendo um índice de 0,890, valor apenas ligeiramente abaixo de seu IDH, que era de 0,897, e que colocava o país no 11º lugar da amostra neste índice. Tal ganho expressivo de posições se deve ao fato de a Coreia do Sul ter obtido valores elevados em todos os indicadores de eficiência: 100% na eficiência do gasto educacional, 95,2% na eficiência do gasto com saúde, e um índice de Gini de 0,31. Logo após aparecem Austrália, Nova Zelândia, República Tcheca e Israel, perfazendo os cinco países com maior IDHE. Destes, o que se encontrava mais distante no *ranking* do IDH era a República Tcheca, que aparecia em 21º lugar.

Entre os países que apresentaram uma significativa queda no índice e, consequentemente, de posições, estão a Noruega, que figurava em 1º no IDH e ficou em 9º no IDHE, a Holanda, que perdeu doze posições, passando do 3º para o 15º lugar; a Suécia, que ocupava a 7ª posição no primeiro índice e passou a ocupar a 14ª; e a Suíça, que caiu do 8º para o 23º lugar. Mas o caso mais expressivo é o dos Estados Unidos, que era o 4º país no *ranking* do IDH, com um índice de 0,91, e passou para a 32ª posição no IDHE, com um valor de 0,676 neste.

A tabela 4 apresenta os dez países com maior eficiência média, ou seja, aqueles que obtiveram os maiores valores na quarta dimensão que compõe este índice.

TABELA 4
Países com maior eficiência média

País	Eficiência média[1]	Posição no IDHE	Posição no IDH[2]
Bangladesh	0,874	52ª	64ª
Coreia do Sul	0,869	1ª	11ª
Nepal	0,837	58ª	67ª
República Tcheca	0,809	4ª	2ª
Nova Zelândia	0,768	3ª	6ª
Armênia	0,760	18ª	45ª
Austrália	0,724	2ª	2ª
Israel	0,701	5ª	13ª
Eslovênia	0,670	6ª	17ª
Chile	0,661	12ª	31ª

Elaboração dos autores.
Notas: [1] Obtida pela equação (5).
[2] Considerando os países da amostra.

Dos dez países mais eficientes, seis figuraram entre os melhores IDHEs. Entre os dez países com maior valor neste índice, Irlanda, Japão, Noruega e Islândia não foram considerados entre os mais eficientes, com maior destaque para os dois últimos, por terem sido apenas o 35º e o 31º colocados em termos de eficiência, respectivamente.

Por outro lado, alguns países cuja posição no novo *ranking* de desenvolvimento humano estava na metade inferior apresentaram uma média de eficiência surpreendentemente elevada. É o caso de Bangladesh, segundo país mais eficiente a despeito de ser apenas o 52º no IDHE, e do Nepal, que figurava em 58º neste índice e atingiu a 3ª maior eficiência média. Por obterem valores elevados nesta quarta dimensão do índice, os países mencionados obtiveram um incremento em relação ao IDH: de 0,5 para 0,575 no primeiro caso, e de 0,458 para 0,533 no segundo. Ambos são países asiáticos de pouca dimensão territorial, mas as diferenças populacionais são notáveis: enquanto o Nepal possui uma população de quase 30 milhões de habitantes, Bangladesh possui mais de 160 milhões,[10] o que o coloca entre os países mais populosos e também entre os mais densamente povoados do mundo.

A tabela 5, em contraste, apresenta os países que foram considerados os mais ineficientes, em termos médios.

TABELA 5
Países com menor eficiência média

País	Eficiência média[1]	Posição no IDHE	Posição no IDH[2]
Namíbia	0,158	67ª	55ª
Brasil	0,213	59ª	44ª
Portugal	0,253	44ª	30ª
Suazilândia	0,254	68ª	62ª
Estados Unidos	0,276	32ª	4ª
Malásia	0,288	45ª	39ª
Colômbia	0,292	54ª	46ª
Maurício	0,300	51ª	41ª
Irã	0,301	53ª	47ª
México	0,320	42ª	36ª

Elaboração dos autores.
Notas: [1] Obtida pela equação (5).
[2] Considerando os países da amostra.

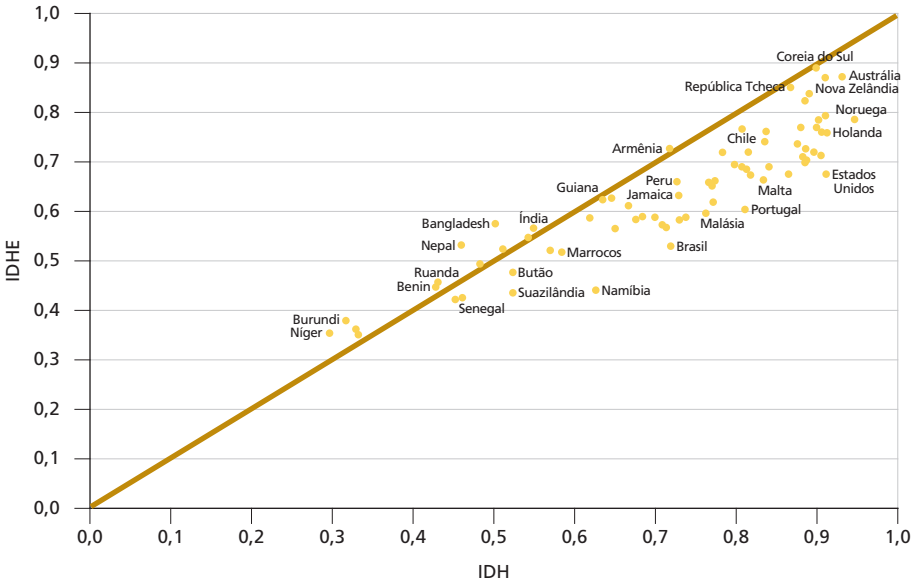
De modo geral, nota-se uma situação equivalente à da tabela 4, na qual se observou uma aparente relação positiva entre o indicador de desenvolvimento e a eficiência média. No caso da ineficiência, a relação também parece ser positiva, tendo como países mais ineficientes aqueles que, em geral, apresentaram baixos IDHs. É o caso, por exemplo, da Namíbia, Suazilândia, Colômbia, Maurício e Irã.

10. Os dados, tanto do Nepal quanto de Bangladesh, são de estimativas populacionais de 2012 do *World factbook* da CIA ([s.d.]).

Entretanto, os casos mais expressivos são o do Brasil e o dos Estados Unidos, dado serem países em posição de destaque na economia mundial. No caso do Brasil, seu índice passou de 0,718 para 0,530, sendo que as maiores ineficiências são nos gastos com educação e com saúde, em que se obteve valores de eficiência de 13,63% e 15,74%, respectivamente. Já no caso dos Estados Unidos, o IDH era de 0,91 e passou para 0,675 no IDHE, e seu baixo indicador de eficiência média, da mesma forma que o Brasil, deve-se às grandes ineficiências dos gastos públicos em saúde e em educação, mais notadamente no primeiro, em que a eficiência foi de 11,51%. Importante notar que ambos os países são dois dos mais populosos e extensos em território no mundo, sendo possível que tais fatores estejam intrinsicamente ligados à ineficiência verificada.

O gráfico 3 apresenta uma comparação entre o IDH e o IDHE, plotados no plano cartesiano.

GRÁFICO 3
IDH x IDHE



Elaboração dos autores e Unesco ([s.d.]).

Como pode ser visualizado, a maioria dos países teve um IDHE menor que seu respectivo IDH. Dos oitenta países, apenas treze conseguiram uma mudança positiva, enquanto os demais tiveram o valor do índice reduzido. Nesse contexto, quem mais ganhou em termos de valor do índice foi Bangladesh, com um acréscimo de 0,0752, seguido por Nepal (0,0748), Burundi (0,063) e Níger (0,0596); já os que mais perderam foram os Estados Unidos (-0,234), Portugal (-0,204), Suíça (-0,189) e Brasil (-0,188).

Em termos de distância entre os extremos amostrais, o IDHE reduziu a disparidade existente. Enquanto no IDH a diferença entre o maior e o menor índice era de 0,648, no IDHE tal diferença diminuiu para 0,538. A média do IDHE também se mostrou menor que a do IDH: ao passo que este apresentou média de 0,719, aquele obteve um valor médio de 0,635. Da mesma forma, o desvio padrão do IDHE foi menor, de 0,131, comparado ao do IDH, que foi de 0,174.

Ainda para os 74 países que compõem o índice final, a eficiência média dos gastos com educação (E_E) foi de 0,5120, enquanto a eficiência média no caso da saúde (E_S) foi de 0,4389. A média de $(1 - G)$ foi de 0,6104, e a eficiência média final (EF) foi de 0,4714. Disto verifica-se que o elemento que causou maior redução do IDH para o IDHE foi a eficiência dos gastos com a saúde. Por outro lado, ao levar em consideração apenas os resultados obtidos via DEA (isto é, fazendo-se $EF = \sqrt[2]{E_S \cdot E_E}$, desconsiderando, portanto, o Gini), obtém-se um indicador de eficiência média de 0,4292, ou seja: ao ignorar a desigualdade de renda, a eficiência média se reduz em 0,0422, ou 8,95%. O reflexo do Gini sobre o índice final é ainda menor: a exclusão do indicador no cálculo da eficiência produz um IDHE médio de 0,613 para a amostra considerada. A inclusão da desigualdade de renda é responsável, desta forma, por elevar o valor médio do IDHE.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Apesar de não existir um conceito único a respeito do desenvolvimento econômico, é usual defini-lo como sendo um processo de crescimento econômico (e, portanto, de aumento da renda *per capita*), acompanhado por uma melhora na qualidade de vida da população e por alterações profundas nas estruturas econômicas. Por ser tão subjetivo, sua valoração sempre foi acompanhada de falhas metodológicas e do reconhecimento de que até mesmo o melhor índice seria incapaz de traduzir em números realidades tão complexas.

A partir da criação do IDH essa tentativa de quantificação tornou-se amplamente aceita no cenário internacional, ainda que acompanhada de muitas críticas. Seja em relação às variáveis, seja em sua simplicidade, o IDH conseguiu colocar a sociedade a par da realidade vivida por muitos países, classificando-os e gerando possíveis exemplos de desenvolvimento.

O objetivo deste trabalho, ao apresentar o desenvolvimento econômico balizado pela eficiência dos gastos em educação e saúde, assim como pelo índice de Gini, surge da necessidade de questionar como se dão os esforços públicos e privados no que concerne às ações relacionadas às variáveis do IDH. Portanto, o IDHE avalia não somente estatísticas, mas o modo como os países têm aproveitado seus recursos de maneira mais competente.

A partir de sua estimação, pôde-se perceber uma mudança considerável na classificação de bem-estar dos países, indicando que serviços mais eficientes podem, sim, gerar um grande impacto na busca pelo desenvolvimento. De acordo com o IDHE, a Coreia do Sul encontra-se como líder, aliando bons indicadores sociais e econômicos (o que a colocava em 11º lugar no IDH) associados a uma ótima utilização dos recursos, especialmente na educação, além de uma boa distribuição de renda.

Essa mudança positiva nas posições não foi, entretanto, alcançada pela grande maioria dos países. Apenas 17,6% foram beneficiados por apresentarem serviços eficientes, de modo que os demais ainda têm grandes possibilidades de fazer um uso mais adequado dos recursos de que dispõem, possibilitando melhores condições de vida para seus cidadãos.

Nesse ínterim, o Brasil apresentou alto nível de ineficiência na gestão dos gastos/investimentos em educação e saúde, bem como na ainda presente desigualdade de renda, colocando-o na 59ª posição no IDH ajustado pela eficiência (IDHE) entre os 74 países que participam do *ranking*. Isso significa uma perda de quinze posições no índice original, no qual o país já ocupa uma posição intermediária, ou seja, a ineficiência aqui representa em quanto a sociedade é penalizada em termos de perda de bem-estar social para além da mera riqueza monetária. Desta forma, mesmo destacando-se como país emergente, muito deve ser feito para que os recursos destinados aos serviços essenciais sejam melhor geridos, proporcionando resultados visíveis tanto na sociedade, quanto nos indicadores oficiais.

Do mesmo modo que o IDH teve por objetivo fazer os agentes perceberem a importância de determinadas políticas como modo de melhorar o bem-estar da população, o IDHE proporciona uma nova abordagem, em que a qualidade e a eficiência de tais políticas podem contribuir ainda mais para um resultado positivo no desenvolvimento econômico.

ABSTRACT

Currently being an important source of information in the definition of public policies and investments between nations, not only lies with the HDI depict the current socio-economic situation of the nation, but also consider the efforts involved in pursuing better results. Within this context, this work aims to present how a new component, the efficiency, can generate better indicators and, consequently, new ways of achieving social and economic development. By using the non-parametric method of Data Envelopment Analysis (DEA), and the results refined by the outlier detection, a high inefficiency in spending on education and health is revealed, causing a considerable change in the welfare ranking of the countries, and indicating that more efficient services can indeed generate a great impact in the quest for development.

Keywords: HDI; data envelopment analysis; public spending.

REFERÊNCIAS

ANAND, S.; SEN, A. Sustainable human development: concepts and priorities. *In*: UNDP – UNITED NATIONS DEVELOPMENT PROGRAMME. **Human development index**: methodology and measurement. New York: Human Development Report Office, 1994. (Ocasional Papers).

ARCELUS, F. J.; SHARMA, B.; SRINIVASAN, G. The HDI adjusted for efficient resource utilization. *In*: WINDER CONFERENCE INEQUALITY ON POVERTY AND HUMAN WELL-BEING, 2003, Helsinki. **Anais…** Helsinki: UNU-Winder, 2003.

BANKER, R. D.; CHARNES, H.; COOPER, W. W. Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis. **Management Science**, v. 30, n. 9, p. 1078-1092, 1984.

CHARNES, A.; COOPER, W. W.; RHODES, E. Measuring the efficiency of decision making units. **European Journal of Operational Research**, v. 2, n. 6, p. 429-444, 1978.

CIA – CENTRAL INTELLIGENCE AGENCY. **The World Factbook**. [S.l.]: [s.d.]. Disponível em: <https://goo.gl/xcgIC>. Acesso em: 21 mar. 2013.

FERREIRA, C. M. C., GOMES, A. P. **Introdução à análise envoltória de dados**: teoria, modelos e aplicações. Viçosa: Editora UFV, 2009.

HAQ, M. **Reflections on human development**. New York: Oxford University Press, 1995.

HICKS, D. A. The inequality-adjusted human development index: a constructive proposal. **World Development**, v. 25, n. 8, p. 1283-1298, 1997.

HICKS, N.; STREETEN, P. Indicators of development: the search for a basic needs yardstick. **World Development**, v. 7, n. 6, p. 567-580, 1979.

KLUGMAN, J.; RODRÍGUEZ, F.; CHOI, H. J. **The HDI 2010**: new controversies, old critiques. New York: UNDP; HDRO, 2011. (Human Development Research Paper 2011/1).

MAHLBERG, B.; OBERSTEINER, M. **Remeasuring the IDH by data envelopment analysis**. Laxenburg: IIASA, 2001. (Interim Report, n. IR-01-069).

SOUSA, M. C. S.; STOSIC, B. Jackstrapping DEA scores for robust efficiency measurement. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMETRIA (SBE), 20., 2003, Porto Alegre. **Anais…** Porto Seguro: Anpec, 2003.

_____. Technical efficiency of the Brazilian municipalities: correcting nonparametric frontier measurements for outliers. **Journal of Productivity Analysis**, Springer-Netherlands, v. 24, n. 2, p. 157-181, 2005.

STANTON, E. A. **The human development index**: a history. Amherst: Political Economy Research Institute, 2007. (Working Paper Series, n. 127).

TORRES, H. G.; FERREIRA, M. P.; DINI, N. P. Indicadores sociais: por que construir novos indicadores como o IPRS. **São Paulo em Perspectiva**, v. 17, n. 3-4, p. 80-90, 2003.

UNDP – UNITED NATIONS DEVELOPMENT PROGRAMME. **Human Development Report 1990**. New York: Oxford University Press, 1990.

_____. **Human Development Report 2010**. New York: Palgrave Macmillan, 2010.

_____. **Human Development Report 2011**. New York: Palgrave Macmillan, 2011.

UNESCO – UNITED NATIONS EDUCATIONAL, SCIENTIFIC AND CULTURAL ORGANIZATION. **Data Centre**. [S.l.]: [s.d.]. Disponível em <http://goo.gl/zxpRHB>. Acesso em: 10 jul. 2012.

WHO – WORLD HEALTH ORGANIZATION. **Global Health Observatory Data Repository**. [S.l.]: [s.d.]. Disponível em: <http://apps.who.int/gho/data/>. Acesso em: 10 jul. 2012.

(Originais submetidos em outubro de 2013. Última versão recebida em outubro de 2014. Aprovada em dezembro de 2014.)

ANEXO A

VALORES E CLASSIFICAÇÃO DO IDHE E DO IDH

TABELA A.1

Valores e *rankings* do IDHE para os países da amostra **IDH + eficiência**			**IDH**	
Ranking ajustado	País	IDHE	*Ranking* IDH[1]	IDH
1ª	Coreia do Sul	0,890	11ª	0,897
2ª	Austrália	0,873	2ª	0,929
3ª	Nova Zelândia	0,871	6ª	0,908
4ª	República Tcheca	0,851	21ª	0,865
5ª	Israel	0,837	13ª	0,888
6ª	Eslovênia	0,825	17ª	0,884
7ª	Irlanda	0,792	5ª	0,908
8ª	Japão	0,787	9ª	0,901
9ª	Noruega	0,786	1ª	0,943
10ª	Islândia	0,770	10ª	0,898
11ª	Espanha	0,769	19ª	0,878
12ª	Chile	0,766	31ª	0,805
13ª	Estônia	0,762	24ª	0,835
14ª	Suécia	0,762	7ª	0,904
15ª	Holanda	0,760	3ª	0,910
16ª	Eslováquia	0,742	25ª	0,834
17ª	Itália	0,737	20ª	0,874
18ª	Armênia	0,727	45ª	0,716
19ª	França	0,727	16ª	0,884
20ª	Dinamarca	0,720	12ª	0,895
21ª	Polônia	0,719	28ª	0,813
22ª	Romênia	0,719	34ª	0,781
23ª	Suíça	0,714	8ª	0,903
24ª	Finlândia	0,713	18ª	0,882
25ª	Bélgica	0,704	14ª	0,886
26ª	Áustria	0,700	15ª	0,885
27ª	Argentina	0,695	33ª	0,797
28ª	Letônia	0,691	32ª	0,805
29ª	Chipre	0,690	23ª	0,840
30ª	Lituânia	0,686	29ª	0,810
31ª	Reino Unido	0,676	22ª	0,863
32ª	Estados Unidos	0,676	4ª	0,910
33ª	Hungria	0,674	27ª	0,816
34ª	Malta	0,664	26ª	0,832
35ª	Bulgária	0,662	35ª	0,771

(Continua)

(Continuação)

Valores e *rankings* do IDHE para os países da amostra **IDH + eficiência**			**IDH**	
Ranking ajustado	País	IDHE	*Ranking* IDH[1]	IDH
36ª	Peru	0,661	43ª	0,725
37ª	Sérvia	0,658	38ª	0,766
38ª	Panamá	0,653	37ª	0,768
39ª	Jamaica	0,633	42ª	0,727
40ª	Filipinas	0,627	53ª	0,644
41ª	Guiana	0,624	54ª	0,633
42ª	México	0,618	36ª	0,770
43ª	Paraguai	0,612	51ª	0,665
44ª	Portugal	0,605	30ª	0,809
45ª	Malásia	0,597	39ª	0,761
46ª	Tailândia	0,591	49ª	0,682
47ª	Bolívia	0,589	40ª	0,735
48ª	Tunísia	0,588	48ª	0,698
49ª	Indonésia	0,587	56ª	0,617
50ª	El Salvador	0,584	50ª	0,674
51ª	Maurício	0,583	41ª	0,728
52ª	Bangladesh	0,575	64ª	0,500
53ª	Irã	0,572	47ª	0,707
54ª	Colômbia	0,569	46ª	0,710
55ª	Índia	0,566	59ª	0,547
56ª	Moldávia	0,565	52ª	0,649
57ª	Gana	0,547	60ª	0,541
58ª	Nepal	0,533	67ª	0,458
59ª	Brasil	0,530	44ª	0,718
60ª	Quênia	0,524	63ª	0,509
61ª	Cabo Verde	0,523	58ª	0,568
62ª	Marrocos	0,519	57ª	0,582
63ª	Camarões	0,494	65ª	0,482
64ª	Butão	0,478	61ª	0,522
65ª	Ruanda	0,458	69ª	0,429
66ª	Benin	0,449	70ª	0,427
67ª	Namíbia	0,443	55ª	0,625
68ª	Suazilândia	0,436	62ª	0,522
69ª	Senegal	0,426	66ª	0,459
70ª	Lesoto	0,423	68ª	0,450
71ª	Burundi	0,379	73ª	0,316
72ª	Chade	0,362	72ª	0,328
73ª	Níger	0,355	74ª	0,295
74ª	Burkina Faso	0,351	71ª	0,331

Fonte: elaboração dos autores e UNDP (2011).
Nota: [1] Considerando apenas os países da amostra.

NOTA AOS COLABORADORES DE PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO

1. A revista só analisa, com vistas a eventual publicação, artigos com conteúdo inédito, tanto no país quanto no exterior. Além disso, o seu tema deve se inserir em uma das áreas da ciência econômica, contribuindo de modo significativo ao avanço do conhecimento científico nessa área.

2. Resenhas de livros recentemente publicados poderão ser consideradas para publicação, mas resenhas temáticas e os textos essencialmente descritivos não serão, de um modo geral, aceitos.

3. As contribuições não serão remuneradas, e a submissão de um artigo à revista implica a transferência dos direitos autorais ao Ipea, caso ele venha a ser publicado.

4. Em geral, os artigos submetidos à revista devem ser escritos em português. Em casos excepcionais, poderão ser recebidos textos em língua inglesa para análise, mas se ele vier a ser aceito para publicação, o autor deverá se responsabilizar por sua tradução.

5. Só serão publicados artigos em português, mas sua versão em inglês poderá ser disponibilizada no sítio da revista na internet. Os anexos muito longos ou complexos para serem publicados, bem como as bases de dados necessárias para reproduzir os resultados empíricos do trabalho, serão também oferecidos aos leitores em versão virtual.

6. Caso o trabalho seja aceito para publicação, cada autor receberá 3 (três) exemplares do número da revista correspondente.

7. Para submeter um trabalho à revista, o autor deve acessar a página de Pesquisa e Planejamento Econômico na internet, em http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/index, e seguir os procedimentos ali descritos.

8. Os artigos recebidos que estejam de acordo com as instruções acima serão avaliados pelo Corpo Editorial com o auxílio de dois pareceristas escolhidos pelo Editor. O trabalho dos pareceristas é feito observando-se o método duplamente cego: o autor não saberá quem são os pareceristas, nem estes quem é o autor. Dessa análise poderá resultar a aceitação do artigo, condicionada, ou não, à realização de alterações; sua rejeição, com ou sem a recomendação de nova submissão após modificações; ou a rejeição definitiva. No caso de uma segunda submissão, o artigo será novamente avaliado por pareceristas, podendo vir a ser enquadrado em qualquer das situações acima. A rotina de análise se repete até que uma decisão final de rejeição ou aceitação seja alcançada. O processamento do artigo é conduzido pelo Editor, a quem cabe também a comunicação com os autores.

9. A decisão final quanto à publicação dos artigos cabe ao Corpo Editorial, que se reúne ordinariamente para decidir a composição de cada um dos números da revista, por recomendação do Editor. A aprovação do artigo para publicação só então é comunicada aos autores dos artigos respectivos, por escrito.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

EDITORIAL

Coordenação
Ipea

Revisão e editoração
Editorar Multimídia

Capa
Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico
Renato Rodrigues Bueno

The manuscripts in languages other than Portuguese published herein have not been proofread.

Livraria Ipea
SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, Térreo
70076-900 – Brasília – DF
Fone: (61) 2026 5336
Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Composto em Adobe Garamond Pro 11 (texto)
Frutiger 67 Bold Condensed (títulos, gráficos e tabelas)
Brasília-DF

Missão do Ipea

Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.

ISSN 0100-0551

Apoio editorial

CNPq

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Secretaria de Assuntos Estratégicos

GOVERNO FEDERAL BRASIL PÁTRIA EDUCADORA