r b e

ISSN 0034-7140
DOI 10.5935/0034-7140.20160007
Revista Brasileira de Economia, **70**(2), 129–169

Efeitos da Exposição aos Fatores de Risco Comportamentais à Saúde sobre o Atraso Escolar no Brasil*

Aléssio Tony Cavalcanti de Almeida†
Ignácio Tavares de Araújo Júnior‡

Sumário: **1. Introdução; 2. Função de produção educacional e o papel das condições de saúde; 3. Estratégia empírica; 4. Base de dados; 5. Resultados; 6. Conclusões; Apêndice.**

Palavras-chave: **Cigarro, Bebida Alcoólica, Sobrepeso, Resultado Escolar.**

Códigos JEL: **I12, I21, J13, J24.**

Este trabalho objetiva avaliar o papel da exposição de alunos aos fatores de risco comportamentais à saúde — cigarro, bebida alcoólica e excesso de peso — no resultado educacional no Brasil. Para tanto, os microdados da Pesquisa Nacional de Saúde do Escolar (PENSE) 2012 em conjunto com técnicas paramétricas e não-paramétricas são utilizados para a estimação do efeito da exposição a esses fatores sobre o indicador de atraso escolar de discentes no 9º ano do ensino fundamental. Os principais resultados da pesquisa indicam que a exposição aos fatores de risco se relaciona de forma direta com o atraso escolar, sendo os efeitos mais intensos para os estudantes com pior nível socioeconômico. Esses achados sugerem a importância de políticas públicas que promovam a prevenção desses fatores de risco desde a infância, pois as consequências dessas exposições podem gerar desdobramentos não apenas na saúde mas também no componente educacional do capital humano.

This study aims to evaluate the role of exposure of students to behavioral risk factors to health — smoking, alcohol and overweight — in educational attainment in Brazil. We use microdata from the National Survey of School Health (Pesquisa Nacional de Saúde do Escolar–PENSE) 2012 and parametric and nonparametric techniques to estimate the effect of exposure to these factors in the indicator of delay in school progression of students in the 9th grade of elementary school. The main results indicate that exposure to risk factors has direct effect on delay in school progression. Furthermore, these effects are more intense for students with lower socioeconomic level. Then, the

*Os autores agradecem aos comentários e às sugestões dos pareceristas anônimos que ajudaram a melhorar a presente versão do trabalho. Qualquer erro remanescente é de exclusiva responsabilidade dos autores.

†Universidade Federal da Paraíba, Departamento de Economia (UFPB/CCSA). Cidade Universitária, Campus I, João Pessoa, PB, Brasil. CEP 58051-900. Tel. +55 83 3216 7453. Email: alessio@ccsa.ufpb.br

‡Universidade Federal da Paraíba, Departamento de Economia (UFPB/CCSA). Cidade Universitária, Campus I, João Pessoa, PB, Brasil. CEP 58051-900. Tel. +55 83 3216 7453. Email: ignacio.tavares@gmail.com

findings of this study suggest the importance of public policies that promote prevention of these risk factors among children, once the exposure to risk factors to health can generate repercussions not only in health but also in the educational component of human capital.

1. INTRODUÇÃO

O capital humano é posto como um elemento essencial para o crescimento e o desenvolvimento socioeconômico de um país (Schultz, 1961; Becker, Murphy & Tamura, 1990; Mankiw, Romer & Weil, 1992; O'Neill, 1995; Foster & Rosenzweig, 1995; Grossman, 2005; Hanushek & Woessmann, 2008; Glewwe, Hanushek, Humpage & Ravina, 2011). Devido à importância da educação no processo de formação do capital humano, existem pesquisas específicas para a compreensão dos fatores associados ao desempenho escolar dos indivíduos.

Desde meados do século XX, em especial a partir do relatório de Coleman et al. (1966), que essa temática vem sendo objeto de interesse crescente para a área acadêmica e para os *policy makers*. Para o Brasil, a grande parte das pesquisas sobre os determinantes de indicadores educacionais examinam o papel das condições socioeconômicas do discente, das características dos insumos escolares e dos programas sociais (Gomes-Neto & Hanushek, 1994; Barros, Mendonça, Santos & Quintaes, 2001; Rios-Neto, César & Riani, 2002; T. M. Soares, 2003; D. C. Machado, 2008; Riani & Rios-Neto, 2008; Sampaio, Sampaio, Mello & Melo, 2011; Ribeiro & Cacciamali, 2012; Almeida, 2014).

Adicionalmente, a literatura internacional vem examinando as consequências no desempenho na escola em razão da exposição dos jovens aos fatores de risco à saúde (Jamison, 1986; Glewwe & Jacoby, 1995; Yamada, Kendix & Yamada, 1996; Crosnoe & Muller, 2004; Kaestner & Grossman, 2009; Kaestner, Grossman & Yarnoff, 2011; Carrell, Hoekstra & West, 2011; Ponzo, 2013; Lindo, Swensen & Waddell, 2013). Como ressaltam Mullahy & Sindelar (1996), Levine, Gustafson & Velenchik (1997), Chaloupka & Warner (1999), Kenkel & Wang (1999), Crosnoe & Muller (2004), Florin, Shults & Stettler (2011) e Cawley & Ruhm (2011), as condições de saúde das crianças e adolescentes, decorrentes de hábitos não saudáveis, possuem impactos diretos no funcionamento individual, com correspondência em fatores: físicos, como limitações funcionais, disfunções no desenvolvimento das capacidades cognitivas, problemas cardiovasculares e respiratórios, maiores incidências de diabetes e outros agravos à saúde; não-físicos, como baixa concentração, problemas psicológicos, maior absenteísmo e menor participação em sala de aula. Por decorrência, seguindo a linha desses autores, a criança exposta a hábitos não saudáveis tende a apresentar menor rendimento na escola.

A Pesquisa Nacional de Saúde do Escolar (PENSE) de 2012, para alunos do último ano do ensino fundamental no Brasil, mostra que 67% dos estudantes já consumiram bebidas alcoólicas, 20% foram expostos ao uso do cigarro e cerca de 40% dos discentes passam no mínimo 5 horas por dia (exclusive feriados e fins de semana) sentados — assistindo televisão, ao computador ou jogando videogame. Esses números revelam que uma quantidade elevada de adolescentes no país adotou ou adota posturas de risco à saúde em idade escolar, sendo relevante examinar as implicações dessas exposições.

É possível encontrar trabalhos aplicados para dados nacionais, como Gomes-Neto, Hanushek, Leite & Frota-Bezzera (1997) e D. C. Machado (2008), que estimam o impacto das condições de saúde dos indivíduos, através de indicadores antropométricos, sobre os resultados escolares. Contudo, ainda são escassos estudos que associam hábitos não saudáveis das crianças e rendimento escolar. A preocupação com os chamados fatores de risco modificáveis faz parte inclusive de um recente plano de ações estratégicas, lançado pelo governo brasileiro, para o enfrentamento das Doenças Crônicas Não Transmissíveis (DCNT), com metas de redução do crescimento das DCNT no período de 2011 a 2022 (Brasil, 2011).

Assim, este trabalho pretende avançar nas discussões dos determinantes do desempenho educacional no Brasil ao avaliar o efeito de comportamentos não saudáveis, representados pela exposição ao cigarro, à bebida alcoólica e aos problemas de sedentarismo e má alimentação (captado pelo excesso de

peso), sobre a distorção idade-série de estudantes no 9º ano do ensino fundamental. Esta abordagem possibilita a integração das literaturas de teoria do capital humano, economia da educação e da saúde, uma vez que as experiências e acúmulos de conhecimentos nessa fase da vida servem de base para as trajetórias econômicas, sociais e de saúde dos indivíduos no longo prazo (Conti, Heckman & Urzua, 2010). O foco na avaliação dos comportamentos em destaque sobre os resultados na escola está baseado em Cawley & Ruhm (2011), que assinalam os fortes efeitos diretos de fumar, beber e sobrepeso na própria saúde.

Os resultados principais são desenvolvidos através de modelos paramétricos (modelo de resposta qualitativa) e não-paramétricos (*propensity score matching* – PSM) em conjunto com informações extraídas dos microdados da PENSE 2012. Em relação ao PSM, os efeitos médios são desenvolvidos por meio da comparação dos resultados do grupo exposto em relação ao auferido pelo grupo de controle com idênticas características observáveis. Como salientam Gastwirth, Krieger & Rosenbaum (1998), Rosenbaum (2002), Wakefield (2003) e Rosenbaum (2010), esta abordagem não exime a influência dos fatores não-observados nos resultados, sendo importante verificar a sensibilidade deles a presença de variáveis omitidas, já que os estimadores do PSM podem ser tendenciosos quando a variável indicadora da exposição é endógena. Sobre esse ponto, o presente trabalho usa a estratégia de estimação de DiPrete & Gangl (2004), com base nos limites de Rosenbaum, para analisar até que ponto as conclusões do estudo podem se alterar em resposta da não inclusão de características não-observadas dos indivíduos, assim como realiza uma série de especificações para testar a robustez dos resultados.

Este artigo está dividido em seis partes, o que inclui esta introdução. A seção 2 apresenta os principais resultados da literatura baseados na função de produção educacional, enfatizando o papel das condições de saúde dos alunos. A seção 3 e a seção 4 tratam, respectivamente, da estratégia empírica e das informações sobre a base de dados e tratamento das variáveis. Por fim, a seção 5 e a seção 6 mostram os principais resultados e conclusões.

2. FUNÇÃO DE PRODUÇÃO EDUCACIONAL E O PAPEL DAS CONDIÇÕES DE SAÚDE

A partir do relatório de Coleman et al. (1966), baseado em uma análise detalhada sobre a igualdade de oportunidades educacionais nas escolas públicas norte-americanas no ano de 1965, existe uma preocupação crescente na literatura especializada em identificar os determinantes do resultado escolar, seja em países desenvolvidos ou em desenvolvimento. A função de produção educacional que baliza esses trabalhos é definida na equação (1):

$$A_i = f\left(S_i, \mathbf{Q}_i, \mathbf{C}_i, \mathbf{H}_i, \mathbf{I}_i\right), \tag{1}$$

onde: A_i é o desempenho escolar do i-ésimo indivíduo; S é uma variável escalar que mede os anos de estudo; $\mathbf{Q}$ representa o vetor de atributos da escola e dos professores; $\mathbf{C}$ é o vetor de variáveis individuais do aluno; $\mathbf{H}$ é o vetor de características da família; $\mathbf{I}$ é o vetor de insumos escolares que estão sob o controle dos pais, tais como a compra de livros e outras necessidades escolares.

Através da função de produção educacional, estudos como Hanushek (1970; 1971; 1986), Eide & Showalter (1998), Rangvid (2007) e Glewwe et al. (2011), em nível internacional, e Barros et al. (2001), Albernaz, Ferreira & Franco (2002), A. F. Machado, Moro, Martins & Rios (2008), Riani & Rios-Neto (2008) e Almeida (2014), em nível nacional, enfatizam o papel do *background* familiar no processo de geração do bom desempenho acadêmico do aluno. Glewwe et al. (2011) fazem uma revisão da literatura nas áreas de educação e economia de 1990 a 2010 nos países em desenvolvimento, tendo como meta investigar as características da escola e do professor no resultado escolar a partir de uma seleção de 79 publicações. Através dessa análise, os autores concluem que as características da escola e do professor possuem pequenos efeitos ou insignificância estatística, levando em conta a qualidade dos modelos estatísticos. Independentemente do agrupamento econômico do país, existe certo consenso acerca da importância do perfil do aluno e da família na produção da educação.

No campo da literatura que sublinha o papel dos atributos de saúde das crianças e adolescentes, que compõem o vetor de características individuais, nos indicadores de realização educacional é recorrente a identificação de uma associação positiva entre boas condições de saúde e medidas de performance educacional (Eide & Showalter, 2011). Os trabalhos apontam os efeitos do status nutricional, mensurado por indicadores antropométricos (Jamison, 1986; Moock & Leslie, 1986; Glewwe & Jacoby, 1995; Gomes-Neto et al., 1997; Crosnoe & Muller, 2004; D. C. Machado, 2008; Kaestner & Grossman, 2009), de fatores comportamentais (Pirie, Murray & Luepker, 1988; Ellickson, Tucker & Klein, 2001; Sigfusdottir, Kristjansson & Allegrante, 2007; Ding, Lehrer, Rosenquist & Audrain-McGovern, 2009; Kristjansson, Sigfusdottir & Allegrante, 2010; Carrell et al., 2011; Ponzo, 2013; Lindo et al., 2013) e outras medidas de saúde (Eide, Showalter & Goldhaber, 2010; Rees & Sabia, 2011; Rees & Sabia, 2014) sobre o nível de proficiência, atraso escolar, conclusão dos estudos e outros indicadores educacionais.

2.1. Condições nutricionais e desempenho escolar

Na área de saúde pública, mais recentemente a obesidade tem sido um dos tópicos mais investigados, reflexo dos riscos gerados sobre o funcionamento físico, morbidade e mortalidade e sua crescente prevalência em todos os grupos etários da população, com destaque para os países em desenvolvimento (Cole, Bellizzi, Flegal & Dietz, 2000; Reilly & Kelly, 2011). Além dos aspectos atrelados estritamente a saúde, o papel social e psicológico do problema da obesidade (preconceito, autoestima, *bullying* etc.) se apresenta como fatores que intensificam a repercussão do excesso de peso na menor aquisição de capital humano por parte dos mais jovens (Crosnoe & Muller, 2004; Ponzo, 2013).

Segundo Reilly & Kelly (2011), crianças e adolescentes obesas enfrentam comorbidades físicas e psicossociais tanto no curto prazo quanto no longo prazo. Baseado nessas premissas, os trabalhos que tratam do papel do status nutricional desse grupo etário mais jovem buscam entender como isso repercute no desempenho escolar. Se por um lado a obesidade pode repercutir em várias dimensões físicas, sociais e econômicas dos indivíduos, a desnutrição infantil observada em países de baixa renda (extremo oposto da obesidade) também tem sido documentada na literatura empírica no que tange os seus impactos na escola[1] (Jamison, 1986; Moock & Leslie, 1986; Glewwe & Jacoby, 1995).

Jamison (1986) estima a relação entre a saúde das crianças chinesas — através de razões normalizadas de altura-idade, peso-idade e peso-altura — e o desempenho na escola para uma amostra com 3.000 estudantes do ensino fundamental em cinco regiões da China. Os seus achados indicam que o baixo status nutricional, mensurado pela altura-idade, atua negativamente na performance estudantil independentemente da região. Nessa mesma direção, o trabalho de Moock & Leslie (1986) é desenvolvido para uma amostra final de 350 crianças entre 5 e 11 anos de idade de escolas primárias da região de Terai no Nepal. As estimativas feitas por mínimos quadrados ordinários (MQO) e por um modelo probit pontuam que a desnutrição induz baixos indicadores escolares (matrícula e promoção na escola). Os autores ressaltam que esforços para melhorar o estado nutricional da criança pode implicar, além dos benefícios para a saúde, em maiores realizações educacionais.

Partindo da hipótese que o atraso escolar são respostas racionais a desnutrição na primeira infância, Glewwe & Jacoby (1995) usam dados do *Ghana Living Standards Survey* (GLSS) 1988–1989 e um modelo probit ordinal com diferentes alternativas de especificação para uma amostra final de 1.757 crianças entre 6 e 15 anos de idade. As estimativas assinalam que a desnutrição na primeira infância causa o ingresso tardio na escola, implicando a pertinência de políticas de intervenção nutricional na primeira infância com vistas na melhoria da saúde e aumento futuro da riqueza desses indivíduos.

A partir dos dados do *National Longitudinal Study of Adolescent Health* (NLSAH) de 2004 e regressão multinível, Crosnoe & Muller (2004) verificam que a obesidade, por ser uma condição de saúde estigmatizada na população norte-americana, relaciona-se de forma negativa com o desempenho acadêmico

[1] Conforme destacam Glewwe & Jacoby (1995), a desnutrição infantil pode prejudicar o crescimento da estatura e reduzir o desenvolvimento mental, bem como diminuir os níveis de motivação e energia da criança. Tais aspectos podem implicar em menor rendimento na escola.

dos alunos do ensino secundário. Esse impacto é ainda maior nas escolas que, por exemplo, possuem altas taxas de alunos participantes de atividades esportivas. Os autores argumentam que o baixo desempenho na escola, motivado por questões de obesidade, tem fortes influências de longo prazo nas relações interpessoais. Utilizando a pesquisa *Icelandic Study* para estudantes com 14 e 15 anos de idade de escolas secundárias da Islândia, Sigfusdottir et al. (2007) revelam que comportamentos saudáveis (índice de massa corporal, dieta nutricional, prática de atividades físicas e fatores de saúde mental) são importantes para melhoria do desempenho acadêmico.

Pelas estimações do modelo empírico de Kaestner & Grossman (2009), baseado nos dados do National Longitudinal Survey of Youth (NLSY) para estudantes entre 14 e 18 anos de idade e nos indicadores de progressão e abandono escolar, uma pior realização acadêmica não pode ser atribuída ao excesso de peso na adolescência. Em contraste, Florin et al. (2011) realçam a importância da percepção do excesso de peso na compreensão dos resultados acadêmicos dos adolescentes, pois essa relação negativa entre o desempenho escolar e a saúde do jovem tem expressivas consequências para o nível de bem-estar do indivíduo quando adulto.

2.2. Consumo de álcool, cigarro e outras substâncias na performance escolar

Esta seção visa apresentar aspectos da literatura nas áreas de saúde e economia sobre a repercussão do consumo de bebida alcoólica e de cigarro por parte de crianças e adolescentes na aquisição de capital humano.

A incidência de consumo de álcool entre os adolescentes ao redor do mundo ainda é elevada, apesar dos esforços empreendidos pelos governos (legislações rígidas, controles publicitários, elevadas alíquotas tributárias etc.) para coibir o uso desse produto entre os jovens (Brasil, 2011). Para Renna (2007), esse tipo de controle nos EUA se deve pelo alto custo social associado ao uso de álcool por parte dos menores de 21 anos de idade, com destaque para os seguintes argumentos: uma das principais causas de morte entre os adolescentes; altos efeitos secundários, medidos pelos danos causados a terceiros e/ou propriedade privada pelos jovens bêbados; consequências negativas para o pleno desenvolvimento das capacidades habilidades cognitivas individuais.

Haja vista à relevância da capacidade cognitiva para a obtenção de uma boa formação educacional, os estudos apontam que a exposição ao álcool pode repercutir negativamente no processo de acumulação do capital humano. Segundo apresentado por Renna (2007), as pesquisas clínicas têm apontado que a bebida alcoólica deteriora o desenvolvimento do cérebro humano, especialmente, para o caso dos adolescentes cujo o cérebro ainda está em processo de desenvolvimento. Adolescentes com histórico de consumo de bebida alcoólica possuem déficits nas habilidades de memória verbal e não-verbal e nas funções visuoespaciais (Brown, Tapert, Granholm & Delis, 2000), assim como os danos cerebrais e neurocognitivos implicam em menor nível de aprendizagem e desenvolvimento intelectual (Zeigler et al., 2005).

Em termos do prisma econômico, Koch & Ribar (2001) argumentam que o consumo de bebidas alcoólicas pelos mais jovens gera efeitos na escolaridade, de modo que essa relação pode ser entendida por meio do arcabouço do modelo de alocação de tempo de Becker (1965), considerando as seguintes hipóteses: o progresso na escola requer investimentos de tempo (por exemplo, frequência nas aulas e estudo) e desembolso de recursos (material escolar, transporte, livros, lanches etc.); o consumo de álcool requer tempo e dinheiro; os jovens têm preferências em relação a estudar, beber e consumir outros bens, tendo contudo restrições orçamentárias e temporais.

Nessa abordagem, o consumo de álcool pode ter um efeito negativo direto sobre a escolaridade caso os recursos individuais que poderiam ser destinados à escola se desviem em direção ao consumo da bebida alcoólica. Adicionalmente, conforme Koch & Ribar (2001), o uso de álcool possui efeitos colaterais na escolaridade, pois tornam o investimento em educação menos produtivos. A perda de produtividade ocorreria, de acordo com Lye & Hirschberg (2010), através de perdas no estoque de saúde (física e mental) do capital humano.

No que tange ao uso de cigarro por parte de crianças e adolescentes e suas implicações na escolaridade, os estudos, como Ellickson et al. (2001), Jeynes (2002) e Martins & Alexandre (2009), convergem em termos gerais para mecanismos similares aos apresentados anteriormente. Como aponta Levine et al. (1997), o cigarro gera consequências graves na saúde dos indivíduos, afetando de forma direta o capital humano. A maior parte dos seus efeitos surgem geralmente mais tarde na vida dos seus usuários, contudo Andreski & Breslau (1993) evidenciam a ocorrência de implicações do consumo desse produto na saúde física e psicológica de usuários jovens.

Na perspectiva clínica, além dos já conhecidos danos à saúde no longo prazo, Jacobsen et al. (2005), Bergen, Martin, Roeger & Allison (2005), Jacobsen, Pugh, Constable, Westerveld & Mencl (2007) e o relatório do U.S. Department of Health and Human Services (2012) destacam como o uso direto do cigarro, abstinência e interrupção do fumo podem repercutir sobre o funcionamento fisiológico e psicológico dos indivíduos mais jovens. Segundo esses estudos, adolescentes usuários ou ex-usuários de cigarro são mais propensos a se defrontarem com:

- deficiências agudas de memória verbal e memória de trabalho após a cessação do uso do tabaco;
- decréscimos crônicos no desempenho cognitivo, sobretudo para aqueles que iniciaram o uso do produto com idade mais precoce;
- maior ansiedade com perdas de humor e concentração quando da abstinência de nicotina;
- problemas respiratórios, crescimento pulmonar prejudicado e início precoce de redução da função pulmonar durante o final da adolescência e início da idade adulta.

Com base nessas disfunções, tal como esperado para os adolescentes expostos ao consumo de bebidas alcoólicas, os fumantes tenderiam a possuir perdas progressivas de rendimento escolar. Conforme o U.S. Department of Health and Human Services (2012), o consumo de cigarros pelos jovens tem consequências adversas imediatas para a saúde, incluindo vício e a aceleração do desenvolvimento de doenças crônicas.

Em termos empíricos, segundo Lye & Hirschberg (2010) e Cawley & Ruhm (2011), os efeitos do consumo de álcool, cigarro e outros tipos de drogas sobre os resultados educacionais têm sido frequentemente documentados na literatura internacional, especialmente as investigações sobre os impactos do uso de bebidas. Koch & Ribar (2001), a partir do painel de dados do NLSY 1979–1990 para pares de irmãos do mesmo sexo, encontram que as consequências do uso de bebidas alcoólicas na juventude sobre a educação é sensível as diferentes especificações econométricas. Eles destacam que o consumo abusivo de álcool diminui os indicadores de escolaridade, mas que o uso moderado não tem um efeito expressivo no desempenho escolar. Outrossim, Chatterji (2006) sugere que o uso de álcool no ensino médio está associado com reduções no nível de escolaridade dos indivíduos. Nesse trabalho, as estimativas são calculadas através dos dados do *National Education Longitudinal Study* (NELS) e de modelos probit.

Ao verificar os resultados de Renna (2007), que utiliza os dados do NLSY de 1979, tem-se que o consumo excessivo de álcool diminui a probabilidade do indivíduo concluir o ensino médio (até 19 anos de idade) em até 5,2% para as mulheres e 14,5% para os homens. Renna (2008) amplia a investigação do trabalho anterior, ao considerar as consequências da utilização de bebidas com teor alcoólico na adolescência sobre um conjunto maior de *outcomes* educacionais, incluindo além da conclusão do ensino médio, indicadores como abandono escolar e conclusão na idade prevista. Através dos dados do NLSY de 1979 e de diferentes modelos estatísticos, como probit ordenado, logit multinomial e probit em dois estágios, o autor confirma a hipótese dos efeitos adversos da bebida alcoólica na realização educacional dos discentes, dada a redução na probabilidade destes alunos alcançarem um maior nível de escolaridade.

Por sua vez, Balsa, Giuliano & French (2011) mostram que o aumento no consumo de álcool resulta em pequenas reduções na qualidade da aprendizagem para estudantes do sexo masculino, enquanto que para as alunas os efeitos não são significativos estatisticamente. Os autores usam dados do NLSAH e modelos de efeitos fixos para analisar o papel do uso de álcool sobre indicadores educacionais quantitativos (dias de aulas perdidos) e qualitativos (dificuldades com concentração na escola, convivência com os

professores ou completar a lição de casa). No caso dos meninos, a redução na performance educacional ocorre em particular no aumento de faltas às aulas e nas dificuldades de realização das tarefas escolares.

Com o objetivo de avaliar o efeito do consumo de álcool sobre o desempenho escolar, Carrell et al. (2011) investigam o papel da lei da idade mínima para beber nos Estados Unidos. Os autores fazem uso de regressão descontínua e os microdados de discentes da Air Force Academy (USAFA) no período de 2000 a 2006, encontrando que a utilização de bebida alcoólica provoca reduções significativas no desempenho acadêmico, especialmente para os alunos com melhor performance. Nessa mesma linha, usando o método de regressão descontínua e os dados de estudantes — que ingressaram no curso com 18 ou 19 anos de idade — da Universidade de Oregon entre 1999 e 2007, Lindo et al. (2013) examinam o efeito do acesso legal às bebidas alcoólicas no desempenho acadêmico. Os resultados centrais da pesquisa indicam que as notas dos discentes são inferiores aos níveis esperados em cerca de 0,03 desvios-padrão, quando se mede o efeito do acesso legal às bebidas. A consequência dessa lei é maior para as mulheres, homens com baixos níveis de habilidades e jovens mais desfavorecidos economicamente.

Outros resultados sobre o uso de substâncias que causam dependência – como cigarro, maconha e *ecstasy* – na realização acadêmica podem ser verificados também na literatura internacional. Através de uma pesquisa de acompanhamento inicial de 7.124 adolescentes de quatro distritos da área metropolitana de Minneapolis-Saint Paul nos Estados Unidos entre os anos de 1979 e 1985, Pirie et al. (1988) identificam que os alunos que abandonam os estudos possuem elevadas taxas de uso frequente do tabaco. Enquanto que a taxa de prevalência de fumantes em idade escolar que estavam matriculados em 1985 era em torno de 16,6% entre os meninos e de 22,5% entre as meninas, essa taxa era superior a 77% entre os indivíduos que haviam abandonado os estudos independentemente do gênero.

Em Yamada et al. (1996), a análise dos hábitos prejudiciais incluem além do consumo de bebidas alcoólicas, o uso de maconha por parte de alunos no ensino médio. Considerando os dados do NLSY e o modelo probit, os autores concluem que existem significantes efeitos adversos da adoção desses comportamentos prejudiciais à saúde nos resultados educacionais, haja vista a redução na probabilidade de conclusão do ensino médio. Para Yamada et al. (1996), a utilização abusiva de substâncias ilícitas, como a maconha, implica em grandes perdas na aquisição de capital humano, sendo altamente recomendado programas preventivos que desencorajem a adoção de hábitos não saudáveis.

Baseado nos dados longitudinais de estudantes da Califórnia e de Oregon e na regressão logística, Ellickson et al. (2001) verificam que o uso prematuro do cigarro por parte dos discentes entre a 7ª série e a 12ª série da educação básica gera maiores dificuldades acadêmicas e tendências de uso regular de substâncias nocivas e comportamentos delinquentes. No comparativo com os não-fumantes, os fumantes prematuros têm ao menos três vezes mais chances de usar de forma regular tabaco e maconha, vender drogas e experimentar gravidez e paternidade precoce, bem como cinco vezes mais chances de abandonar os estudos.

Por meio dos dados do NELS de 1992, os achados de Jeynes (2002) mostram que os padrões de adolescentes acerca do consumo, especialmente, de álcool e cigarro têm impactos negativos e estatisticamente significativos sobre o desempenho dos alunos em testes padronizados de matemática, leitura, ciências e estudos sociais. No que concerne ao uso do cigarro, por exemplo, os alunos fumantes exibem uma nota no cômputo total inferior em 0,15 pontos aos dos alunos que não adotam esse tipo de hábito, tendo em vista os controles socioeconômicos e adoção de outras posturas prejudiciais à saúde. Bergen et al. (2005) encontram, a partir de dados longitudinais para estudantes australianos, que a percepção de insucesso escolar (captada pelo um indicador de performance acadêmica percebida pelo o aluno) que persiste entre 13 anos e 15 anos de idade está significativamente associada com a utilização de álcool, tabaco e maconha entre os adolescentes.

Além do mais, Martins & Alexandre (2009), com dados do National Survey of Drug Use and Health (NSDUH) e Youth Risk Behavior Survey (YRBS) e regressão logística, mostram que os não usuários de drogas — álcool, tabaco, maconha e ecstasy — apresentam as melhores notas na escola quando confrontados com os usuários desses itens. De acordo com o citado trabalho, em termos gerais, o uso de ecstasy reduz

a realização acadêmica dos estudantes em uma magnitude superior a observada pelo o uso de maconha, álcool e tabaco.

2.3. Literatura Nacional

No Brasil, conforme D. C. Machado (2008), as investigações sobre os efeitos da saúde em resultados escolares estão em fase inicial. Gomes-Neto et al. (1997) introduzem essa discussão, utilizando dados longitudinais do projeto EDURURAL da década de 80, para menos de 400 estudantes de áreas rurais dos estados do Piauí, Ceará e Pernambuco. Apesar dos autores demonstrarem o papel de destaque da boa nutrição na realização acadêmica e no atendimento escolar, eles reconhecem que os resultados devem ser vistos com cautela devido ao restrito desenho amostral.

Nessa linha, D. C. Machado (2008) investiga a relação entre a saúde infanto-juvenil, medida por indicador padronizado de altura-idade, e o ingresso na escola em idade considerada legalmente inadequada. Para isso, a Pesquisa sobre Padrões de Vida (PPV) 1996–1997, realizada pelo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para 10 estratos geográficos de localidades das regiões Nordeste e Sudeste do país, é usada concomitantemente com um modelo de resposta binária probit para uma amostra final de 2.712 observações. Esse trabalho ratifica o papel das boas condições de saúde e nutrição sobre a performance escolar.

Observando a pertinência e a escassez de estudos que contemplem a análise da relação entre exposição dos alunos aos fatores de risco à saúde (como sobrepeso, cigarro e bebida alcoólica) e os resultados escolares na literatura nacional, a presente pesquisa pretende contribuir com essa discussão — mesmo sabendo das limitações impostas pelos dados disponíveis no Brasil sobre o tema, que reduzem as possibilidades de uma identificação mais precisa de causa e efeito.

3. ESTRATÉGIA EMPÍRICA

A hipótese suscitada por esta pesquisa diz respeito ao papel de comportamentos de risco à saúde na infância e na primeira adolescência sobre o desempenho escolar no Brasil. Para testar essa hipótese, as estimações dos parâmetros de interesse obedecem três estágios: I) estimação da função de distorção idade-série para exploração inicial dos resultados e primeiras estimativas da associação dos hábitos não saudáveis com o *outcome* escolar; II) cálculo do efeito médio da exposição aos fatores de risco pelas diferentes técnicas de pareamento, com o intuito de verificar se a direção dos resultados apontados no estágio I são mantidos; III) análise da sensibilidade das estimativas do estágio anterior através dos limites de Rosenbaum para quantificar o tamanho de possíveis interferências de variáveis não-observadas, assim como teste de robustez dos resultados com controles amostrais específicos e diferentes alternativas de especificação dos modelos.

Para Park & Kang (2008) e Jurges, Reinhold & Salm (2011), é preciso atenção na questão da endogeneidade que envolve a medição do efeito causal das relações entre as condições de saúde e a educação, pois indivíduos com mais anos de estudo podem optar pela adoção de um estilo de vida mais saudável, condizentes com as preferências intertemporais dos agentes entre o consumo presente e futuro. Por outro lado, indivíduos mais saudáveis podem priorizar os resultados da função de produção da educação. Nessa situação, o problema de endogeneidade é melhor definido quando os agentes já apresentam maturidade para formulação das preferências intertemporais. Reforçando esse argumento, Becker & Mulligan (1997) sublinham que a educação tem um efeito causal sobre a saúde, sempre que a escolaridade repercute nas preferências dos agentes em um dado intervalo de tempo. Por isso, os trabalhos que direcionam a análise da saúde sobre a educação em geral restringem a amostra para crianças e adolescentes para amenizar esse tipo de problema (Eide & Showalter, 2011).

Considerando os aspectos mencionados acima, a estratégia adotada para mensurar os efeitos pretendidos está baseada em um desenho amostral direcionado a alunos do ensino fundamental que foram expostos aos fatores de risco comportamentais no período antes ou equivalente a pré-adolescência (faixa

etária entre 11 e 14 anos de idade). Nessa fase é suposto que a simultaneidade entre educação e condições de saúde ainda não está completamente definida, pois o status de saúde da criança precede ao resultado na escola. Portanto, não existe ou é pouco provável a relação de causalidade reversa, mas sim a direção de que problemas de saúde, seja em termos de condições físicas ou psicológicas, impactam no desempenho do aluno. Ademais, a taxa de desconto sobre o valor futuro da saúde ainda pode ser tida como indefinida, visto que a criança não dispõe de maturidade e informações suficientes para formular suas expectativas quanto à maximização intertemporal da sua utilidade, condizente com o estoque de saúde futuro. As escolhas de risco nessa fase de vida é influenciada por fatores exógenos aos alunos, como o ambiente familiar e os efeitos dos pares (Crosnoe & Muller, 2004). Mesmo admitindo essas hipóteses, análises de sensibilidade são desenvolvidas para verificar se as características não-observadas dos alunos poderiam alterar os efeitos da exposição dos fatores de risco à saúde sobre o desempenho escolar.

É importante destacar que podem existir fatores não-observados específicos da criança (como problemas indisciplinares), de seus familiares (como ambientes desestruturados) e da escola (como externalidades negativas) que afetam ambos indicadores de exposição aos fatores de risco à saúde e de desempenho escolar (Koch & Ribar, 2001). Na tentativa de controlar esses fatores, a última parte da seção de resultados reporta diferentes especificações para os modelos logit (estágio I) e PSM (estágio II).

Como destacado na equação (1), as condições de saúde da criança correspondem a um dos inputs da produção educacional, estando presente no vetor de características individuais do aluno. Como no Brasil não existem microdados disponíveis pelos órgãos estatísticos oficiais que reúnam em conjunto informações detalhadas sobre saúde do indivíduo e resultados na escola (nível de proficiência[2] e taxas de rendimento escolar[3]), utiliza-se a distorção idade-série como indicador educacional.[4]

3.1. Modelo logit: efeito médio não condicionado ao contrafactual observável

O modelo empírico desta parte se baseia na função de produção educacional, assumindo que o desempenho escolar é função dos insumos relativos às características dos alunos, do *background* familiar, da escola e dos fatores locacionais. Nos atributos específicos dos estudantes, as estimativas das exposições aos fatores de risco comportamentais à saúde são os parâmetros de interesse. A equação (2), base para os primeiros resultados desta pesquisa, está descrita a seguir:

$$A_i^* = f\left(\beta_0 + \beta_1 H_{1i} + \beta_2 H_{2i} + \beta_3 H_{3i} + \mathbf{X}_i\mathbf{b} + u_i\right), \tag{2}$$

onde: A_i^* é a variável latente relacionada ao desempenho escolar do i-ésimo indivíduo; H_1, H_2 e H_3 são variáveis binárias de exposição aos fatores de risco pelo o indivíduo i, respectivamente, uso de cigarro, álcool e excesso de peso; $\mathbf{X}_i$ é um vetor que contém as demais variáveis explanatórias que representam outras características específicas do aluno (raça, gênero), da família (anos de estudos da mãe e do pai, nível socioeconômico, estrutura do núcleo familiar, tamanho da família), da escola (recursos de infraestrutura, dependência administrativa) e fatores locacionais (região de localização da escola).

Supondo que a variável qualitativa distorção idade-série (dis_i) segue distribuição logística, é possível determinar a probabilidade de que A_i^* seja inferior ou igual a um determinado limiar (j), isto é: $\mathrm{P}(A_i^* \leq j) = G(\cdot)$. Assim, a equação (3) é desenvolvida para o caso em que dis_i é enquadrado numa

[2] Atualmente, o Brasil dispõe de um conjunto de testes padronizados aplicados para os estudantes da educação básica, como a Provinha Brasil, a Prova Brasil e o ENEM. Contudo, nenhum desses exames apresentam dados sobre comportamentos não saudáveis dos alunos e outras medidas de saúde.

[3] As taxas de rendimento escolar indicam o fluxo do aluno na escola. As informações de rendimento escolar são sumarizadas por indicadores de aprovação, repetência e abandono escolar.

[4] Esse tipo de estratégia é bastante comum na literatura, que usam medidas referentes ao ingresso tardio na escola e outras medidas de atraso escolar (Glewwe & Jacoby, 1995; Gomes-Neto & Hanushek, 1994; D. C. Machado, 2008; D. C. Machado & Gonzaga, 2007; Ribeiro & Cacciamali, 2012; Rios-Neto et al., 2002).

resposta binária, com: $dis_i = 0$, se $A_i^* \leq 0$; e $dis_i = 1$, se $A_i^* > 0$:

$$\mathrm{P}(dis_i = 1) = G\Big(\beta_0 + \beta_1 H_{1i} + \beta_2 H_{2i} + \beta_3 H_{3i} + \mathbf{X}_i\mathbf{b} + u_i\Big), \tag{3}$$

sendo $G(\Theta) = 1/[1 + \exp(-\Theta)]$.

Os procedimentos adotados para o cálculo do efeito médio da exposição aos fatores de risco sobre a probabilidade de distorção idade-série nessa primeira abordagem estão descritos na equação (4):

$$EMD_k = n^{-1} \sum_{i=1}^{n} \Big[G\Big(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_k + \mathbf{W}_i\hat{\mathbf{c}}\Big) - G\Big(\hat{\beta}_0 + \mathbf{W}_i\hat{\mathbf{c}}\Big) \Big], \tag{4}$$

em que $\mathbf{W}_i$ é o vetor de covariadas com exceção da variável binária de exposição ao fator de risco k.

Como destaca Wooldridge (2010), o cálculo do efeito parcial médio[5] (*EPM*) e do efeito parcial na média[6] (*EPPM*) não fazem sentido para variáveis explicativas discretas, como é a situação de H_1, H_2 e H_3, que medem a exposição aos fatores de risco comportamentais, por isso a necessidade de estimar o efeito dessas covariadas de interesse através da equação (4) que expressa a média de alteração na probabilidade dos alunos estarem com atraso escolar quando se compara à situação de não-exposição ao fator de risco H_k.

3.2. Modelo PSM: efeito médio condicionado ao grupo de controle observável

Esta subseção descreve brevemente a abordagem *propensity score matching* (PSM), usada para o cálculo do efeito médio baseado na identificação de um grupo de controle com similar características observáveis ($\mathbf{Z}_k$) dos discentes expostos. Este método proposto por Rosenbaum & Rubin (1983) resumem as características de cada unidade em um único escore que viabiliza o pareamento.

As dificuldades para medir o efeito causal de uma determinada covariada diz respeito ao problema do contrafactual, dado que só é possível observar apenas um dos resultados potenciais $Y_i(1)$, devido à indisponibilidade da informação sobre o resultado do indivíduo tratado caso ele não fosse exposto, isto é, o seu resultado contrafactual é não observável, $Y_i(0)$. Como essa informação é um *missing value*, torna-se fundamental a construção do contrafactual do grupo exposto aos fatores de risco, denotado como grupo de controle — indivíduos não-expostos, mas que guardam características similares ao grupo tratado.

O primeiro estágio do PSM requer a estimação da probabilidade do aluno ser exposto ao fator de risco k, sendo necessário dispor de fatores que influenciam essa decisão, bem como covariadas associadas com a variável de resultado. Os modelos empíricos na área da economia da saúde, como Cutler & Glaeser (2005), Park & Kang (2008), Cutler & Lleras-Muney (2010), Rees & Sabia (2011), Jurges et al. (2011) e Rees & Sabia (2014), mostram que a decisão do indivíduo por hábitos não saudáveis é influenciada, especialmente, pelo *background* familiar e atributos individuais e situacionais.

Tendo o suporte desses fatores e da função de produção educacional, a probabilidade condicional de exposição ao fator de risco k condicionado a um vetor de características observáveis é definida por

$$\mathrm{P}(H_k = 1 \,|\, \mathbf{Z}_k) = G(\mathbf{Z}_k\boldsymbol{\lambda} + \epsilon), \tag{5}$$

onde: H_k é o indicador de exposição ao fator de risco saúde k; $\mathbf{Z}_k$ é o vetor de características observáveis para o fator de risco k, composto pelo perfil do aluno, da família, da escola e de covariadas específicas atreladas a decisão de exposição; G representa a função de distribuição acumulada. Supondo que G segue uma distribuição de probabilidade logística, pode-se estimar $\mathrm{P}(\mathbf{Z}_k)$ através de um modelo de resposta qualitativa logit.

[5] $EPM_j = n^{-1} \sum_{i=1}^{n} [\, g(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 H_{1i} + \hat{\beta}_2 H_{2i} + \hat{\beta}_3 H_{3i} + \mathbf{X}_i\hat{\mathbf{b}}) b_j]$, sendo $g(\cdot) = \exp(\cdot)/[1 + \exp(\cdot)]^2$.

[6] $EPPM_j = g(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \overline{H}_{1i} + \hat{\beta}_2 \overline{H}_{2i} + \hat{\beta}_3 \overline{H}_{3i} + \overline{\mathbf{X}}_i\hat{\mathbf{b}}) b_j$, sendo $\overline{H}_{ki}$ e $\overline{\mathbf{X}}_i$ as médias amostrais das variáveis.

Após a obtenção do escore de propensão $\Pr(\mathbf{Z}_k)$, o efeito médio do tratamento sobre o grupo exposto (τ_k) é estimado a partir da equação (6):

$$\tau_k = \mathbf{E}_{\Pr(\mathbf{Z}_{ki})|H_k=1}\left\{\mathbf{E}\left[dis_i\,|\,H_{ki}=1,\mathrm{P}(\mathbf{Z}_{ki})\right]-\mathbf{E}\left[dis_i\,|\,H_{ki}=0,\mathrm{P}(\mathbf{Z}_{ki})\right]\right\}. \tag{6}$$

O efeito médio de exposição, estimado pela abordagem PSM, é determinado pela diferença média nos resultados sobre o suporte comum, devidamente ponderados pela distribuição do *propensity score* dos participantes (Caliendo & Kopeinig, 2005). Para o cálculo da equação (6) é preciso utilizar algum algoritmo de pareamento, pois como $\Pr(\mathbf{Z}_k)$ é uma variável contínua as chances de identificar duas unidades com igual valor desse escore são ínfimas. Os métodos de pareamentos usados são os seguintes: r-vizinhos mais próximo (PSM-V), com e sem reposição, onde r refere-se a quantidade de vizinhos — nesta pesquisa os valores para r são 1 e 10; raio (PSM-R); e, Kernel (PSM-K), sendo usada a função kernel de Epanechnikov.[7] Conforme sugerido por Rosenbaum (2010), os cálculos do efeito médio por PSM devem ser feitos por mais de uma técnica de pareamento, para analisar a manutenção dos sinais e magnitudes das estimativas. Assim, os resultados apresentados na seção 5.2 são desenvolvidos para nove diferentes formas de pareamento, onde no PSM-R e para uma parte do PSM-V são usados um nível máximo de tolerância (*caliper*) de 0,1% da distância do *propensity score*.

Duas suposições centrais são requeridas para o cálculo de τ_k. A primeira diz respeito a hipótese de existência do suporte comum ou sobreposição, no qual $0 < \mathrm{P}(H_k = 1|\mathbf{Z}_k) < 1$. Outra importante suposição presume que todas as diferenças relevantes entre os indivíduos expostos e não-expostos são capturadas por $\mathbf{Z}_k$, onde é necessário a garantia, principalmente, da chamada hipótese de independência condicional (CIA): $Y(0), Y(1) \perp H_k|\mathrm{P}(\mathbf{Z}_k)$, isto é, os fatores não-observados não afetam a decisão de exposição.

De acordo com Rosenbaum (2002), a hipótese CIA do PSM é altamente restritiva, pois admite que todas as variáveis que influenciam a decisão de exposição e os *outcomes* estão imputadas no modelo. Porém, a existência de fatores omitidos podem interferir na probabilidade de exposição da criança a um determinado fator de risco. A questão levantada por essa literatura concerne na medição da sensibilidade das estimativas em relação às características não-observadas. Trabalhos como Gastwirth et al. (1998) propõem análises de sensibilidade para examinar o tamanho do viés omitido na atribuição da variável indicadora de exposição que poderiam modificar as conclusões dos efeitos.

Cornfield et al. (1959), um dos pioneiros na análise de sensibilidade, conduzem uma investigação sobre a relação causal entre o tabagismo e o câncer de pulmão. Através da formulação do risco relativo aparente, os autores demonstram que um fator não-observado deveria ser 9 vezes mais frequente entre os fumantes do que nos não-fumantes para o desenvolvimento do câncer, concluindo que não se pode rejeitar o fato de que o tabagismo é um hábito ofensivo a saúde e a longevidade. Nessa direção, Gastwirth et al. (1998), Rosenbaum (2002), Caliendo & Kopeinig (2005) e Rosenbaum (2010) sugerem a análise de sensibilidade para as estimativas do PSM para prover indícios sobre o grau de dependência dos resultados a hipótese (CIA) não-testável, tendo em vista a lógica do risco relativo aparente.

Se existe um viés omitido, dois indivíduos com idênticas características observáveis $\mathbf{Z}_k$ têm diferentes chances de serem expostos ao fator de risco k, pois o efeito de ϵ (termo de erro estocástico) captado por γ é diferente de zero. Nessas condições, a razão de chances de dois indivíduos pareados serem expostos é expressa pela equação (7):

$$\frac{\mathrm{P}(\mathbf{Z}_{ki})\left[1-\mathrm{P}(\mathbf{Z}_{kj})\right]}{\mathrm{P}(\mathbf{Z}_{kj})\left[1-\mathrm{P}(\mathbf{Z}_{ki})\right]} = \frac{G(\mathbf{Z}_{ki}\boldsymbol{\lambda}+\gamma\epsilon_i)}{G(\mathbf{Z}_{kj}\boldsymbol{\lambda}+\gamma\epsilon_j)}. \tag{7}$$

[7] Para maiores detalhes sobre as diferentes técnicas de pareamento, ver Rosenbaum (2010).

Se os indivíduos i e j possuem iguais $\mathbf{Z}_k$, $G(\cdot)$ segue uma distribuição logística e $\epsilon \in (0,1)$, Rosenbaum (2002) mostra que a equação (7) implica nos seguintes limites para as razões de chances:

$$\Gamma^{-1} \leq \frac{\mathrm{P}(\mathbf{Z}_{ki})[1-\mathrm{P}(\mathbf{Z}_{kj})]}{\mathrm{P}(\mathbf{Z}_{kj})[1-\mathrm{P}(\mathbf{Z}_{ki})]} \leq \Gamma, \tag{8}$$

com $\Gamma = e^{\gamma}$.

Essa abordagem também é conhecida como limites de Rosenbaum, já que a equação (8) informa o quanto as mudanças nos valores de Γ alteram a inferência acerca do efeito. Portanto, o valor de Γ mede o grau de afastamento que uma estimativa feita por PSM está livre de fatores não-observados. Neste estudo, a citada medida possibilita identificar o tamanho da influência das variáveis não-observadas sobre a probabilidade de exposição aos fatores de risco, permitindo investigar em que medida as variáveis omitidas podem interferir na robustez dos resultados encontrados.

4. BASE DE DADOS

Para a execução desse estudo são utilizados os microdados da PENSE 2012, que trazem informações com abrangência nacional sobre fatores comportamentais de risco e de proteção à saúde dos estudantes. O público-alvo desse *survey* é formado por alunos do 9º ano do ensino fundamental do turno diurno de escolas públicas e particulares com no mínimo 15 alunos. Segundo o IBGE (2013), a escolha do 9ºano do ensino fundamental é realizada devido ao mínimo de escolarização necessária para responder ao questionário autoaplicável e com base na faixa etária de referência (entre 13 e 15 anos de idade) recomendada pela Organização Mundial da Saúde – OMS (World Health Organization – WHO) para fins de comparabilidade com pesquisas internacionais sobre o tema.

Os dados da PENSE 2012 são estruturados a partir de questionários direcionados aos alunos, que possuem informações sobre atributos do discente — com o diferencial de perguntas dirigidas às condições de saúde — e de seus familiares, e às características da escola. Essa base de dados inicialmente é composta por 109.104 estudantes do último ano do ensino fundamental pertencentes à 2.842 escolas das redes pública (municipal, estadual e federal) e privada.

Após uma série de recortes amostrais e exclusão dos *missing values*, a amostra final[8] desta pesquisa é composta por 66.844 estudantes do ensino fundamental, que representativamente correspondem a 1,9 milhão de discentes da população, em 32 estratos (27 capitais e 5 regiões compostas pelos demais municípios) e em 1.473 unidades primárias de amostragem (UPA). Essas informações do desenho amostral ajustam as estimativas calculadas ao longo da seção de resultados, com exceção para o cálculo específico da equação (6), já que o grupo de controle observável é identificado por *matching* e a diferença média é ponderada pela distribuição do *propensity score*.[9]

O desenho amostral da PENSE é feito por meio da estratificação do território nacional, no qual cada um dos 27 municípios das capitais e do Distrito Federal formam um estrato geográfico, e os demais municípios agrupados em suas regiões de origem compõem outros cinco estratos geográficos. Os municípios das capitais têm uma amostra de escolas selecionadas (unidades primárias de amostragem – UPA) e, em seguida, as turmas dessas escolas são escolhidas (unidades secundárias de amostragem – USA). Para os municípios fora da capital, as UPA são compostas por agrupamentos de municípios, as USA por

[8] As variáveis com a maior quantidade de itens com *missing values* foram a escolaridade do pai e da mãe dos discentes. A fim de ilustrar essa perda, do total da amostra original da PENSE, aproximadamente 17% (18.527 observações) e 23% (25.080 observações) dos alunos não informaram o nível de educação da mãe ou do pai. Em conjunto, os *missing values* dessas duas variáveis responderam por uma perda de 28% da amostra. Dado o papel dessas informações para definir o NSE do aluno e a indisponibilidade de outras variáveis na PENSE para captar essa dimensão, apenas as respostas válidas foram preservadas na análise. Ressalta-se que as características médias das variáveis de interesse foram mantidas mesmo após a limpeza do banco de dados.

[9] No cálculo do *propensity score* é feita a inclusão do desenho amostral, com a proposta de melhor inferir as variáveis que mantêm contatos com a postura de risco da criança e dispor de parâmetros para o modelo com mais proximidade das estimativas da população.

unidades escolares selecionadas e as unidades terciárias de amostragem (UTA) por turmas dessas escolas (IBGE, 2013). O plano amostral da PENSE é complexo e com delineamento misto (diferentes números de estágios para seleção da amostra entre municípios de capitais e fora delas), necessitando ajustar os modelos econométricos, quando for o caso, às especificidades amostrais do banco de dados para evitar problemas de sub ou sobrestimação da variância das estimativas que afetam o processo de inferência (Pessoa, Silva & Duarte, 1997; Silva, Pessoa & Lila, 2002).

Para facilitar a descrição das variáveis, as próximas três subseções exibem o detalhamento, respectivamente, da variável de resultado (atraso escolar), das variáveis referentes à exposição aos fatores de risco comportamentais à saúde e das demais covariadas.

4.1. Distorção idade-série

A distorção idade-série é um *outcome* educacional, relacionando-se diretamente com o abandono e a repetência escolar, bem como com o problema de evasão escolar e o ingresso tardio na escola.[10] Para Glewwe & Jacoby (1995), o atraso escolar contradiz a teoria do capital humano, pelo fato dos custos de oportunidade do tempo da criança serem mais baixos na infância, sendo o ingresso tardio na escola mais custoso para o indivíduo e seus familiares. Outrossim, os problemas de progressão e evasão da criança na escola geram desdobramentos no valor futuro da renda esperada pelo o indivíduo, decorrentes da ampliação do *trade-off* entre as decisões de estudo e de trabalho para pessoas com atraso escolar, afetando decisivamente a formação educacional. Quando um indivíduo com 18 anos de idade ainda está cursando o último ano do ensino fundamental, a conclusão dessa etapa de ensino e a sequência para outra (ensino médio e ensino superior) possuem altos custos de oportunidade, principalmente para as pessoas mais pobres que precisam contribuir com a renda familiar (Glewwe & Jacoby, 1995).

A construção da variável distorção idade-série (dis), doravante tratada como atraso escolar, parte do princípio que um sistema educacional seriado, como o brasileiro, há uma adequação teórica entre a série e a idade do discente. Atualmente, a idade recomendada para ingresso no ensino fundamental no Brasil é de 6 anos de idade, como prediz a Lei nº 11.274/2006, que alterou os artigos 29, 30, 32 e 87 da Lei nº 9.394/1996. Sabendo que essa etapa de ensino tem duração total de 9 anos, é possível presumir a idade adequada do estudante em cada série. Logo, o cálculo do indicador de atraso escolar (dis) é mostrado na equação (9):

$$dis_{is} = \begin{cases} 1, & \text{se } (I_{is} - I_s^e) \geq 1{,}5 \\ 0, & \text{c.c.} \end{cases}, \tag{9}$$

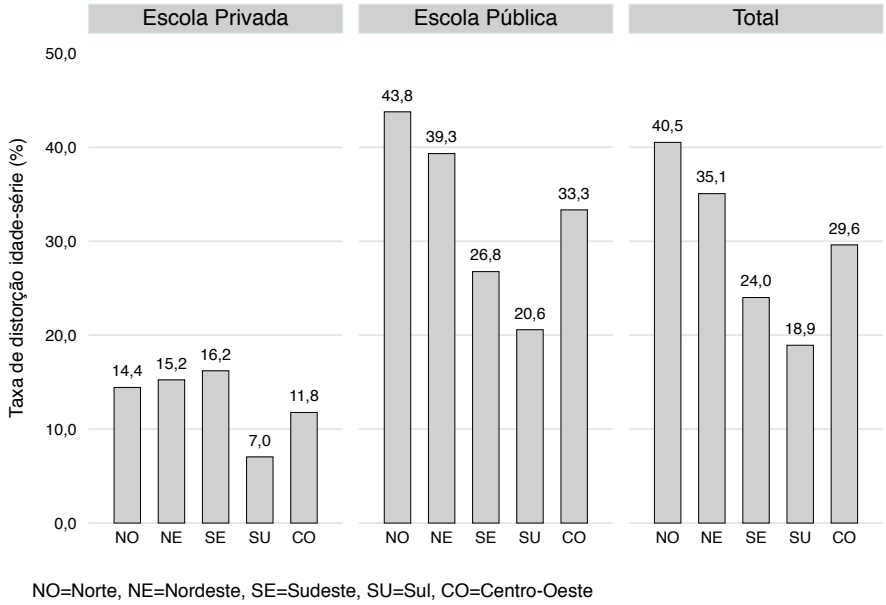
onde: $dis_{is} = 1$ indica a existência de atraso escolar, $dis_{is} = 0$ indica que o indivíduo i está frequentando a série s na idade adequada; I_{is} é a idade em anos do aluno i, obtida pelo ano e mês de nascimento, que frequenta a série s; I_s^e é a idade recomendada para a série s, que é 14 anos para o último ano do ensino fundamental ($s = 9$). A equação (9) estabelece que crianças com diferenças positivas e maiores que 1,5 ano em $(I_{is} - I_s^e)$ são enquadradas com atraso escolar, de modo que estudantes com $(I_{is} - I_s^e) = 1$ mas que nasceram no segundo semestre do ano escolar não estão classificadas como atrasadas.[11] Com base nesse indicador, a Figura 1 exibe a taxa de distorção idade-série, restringida para a amostra final deste estudo (detalhes na seção 4), entre as escolas das redes privada, pública e total por agrupamento regional.

Verificando esses dados, é perceptível que as taxas de atraso escolar das escolas públicas, dado que as escolas privadas respondem por 20% dos alunos na amostra, definem o comportamento do nível de distorção idade-série nas regiões brasileiras. As escolas públicas, de modo geral, têm um escore três vezes pior do que o constatado nas escolas privadas, com exceção da região Sudeste que apresenta uma razão

[10] Além disso, existem evidências na literatura, como em Gomes-Neto & Hanushek (1994), Gomes-Neto et al. (1997) e T. M. Soares (2003), que indicam uma relação negativa entre as estimativas de distorção da idade na escola e o baixo desempenho em testes padronizados.

[11] Esse critério é baseado no dicionário de indicadores do INEP (2004), que considera uma margem de um ano de tolerância.

Figura 1. *Taxa de distorção idade-série no 9º ano do Ensino Fundamental por dependência administrativa e grandes regiões do Brasil a partir da amostra final deste trabalho.*



Nota: Amostra composta de 66.844 estudantes do 9º do ensino fundamental com representatividade na população de 1,9 milhão de observações.
Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PENSE 2012.

menor que dois. O destaque fica por parte das regiões Norte e Nordeste que detêm os piores indicadores na rede pública e no total. Contudo, a região Sudeste entre as escolas particulares possui relativamente uma elevada distorção idade-série. Tais fatos sinalizam que o atraso escolar potencialmente se mostra relacionado aos fatores socioeconômicos, tendo em vista as já conhecidas disparidades socioeconômicas entre os estudantes de escolas públicas e privadas e entre as regiões Sul/Sudeste e Norte/Nordeste.

4.2. Indicadores de exposição aos fatores de risco comportamentais

Os tipos de fatores de risco modificáveis à saúde contemplados neste estudo são o uso do cigarro, o consumo de bebidas alcoólicas e o sedentarismo/má alimentação (medido pelo sobrepeso). Em relação ao último indicador, destaca-se que a PENSE apenas possui informações sobre as condições correntes do consumo de alimentos e de práticas de atividades físicas. Por isso, que as informações sobre o índice de massa corporal[12] (*IMC*) são usadas como *proxies* para o estoque de hábitos não saudáveis referentes à alimentação e práticas de atividades físicas. Crianças com valor de *IMC* acima do 85º quantil da distribuição do *IMC* específica por idade-gênero são denotadas como estudantes com excesso de peso.

As condições nutricionais, ditadas pelo *IMC*, captam o estoque passado dos investimentos em saúde, dentre eles a adoção de hábitos de consumo não saudáveis (dieta inadequada) e falta de práticas de atividades físicas.[13] Essa abordagem que obedece a um padrão empírico e específico para cada idade e

[12] O cálculo desse indicador é dado por: $IMC = \text{peso}/(\text{altura}^2)$, com o peso expresso em quilograma (kg) e a altura em metro (m).

[13] Abrevaya & Tang (2010) realçam que as condições nutricionais das crianças são determinadas primariamente por fatores genéticos e pelo ambiente comum (hábitos saudáveis, questões locacionais, *peer-effects*, entre outros). No entanto, para eles a taxa de crescimento de indivíduos com excesso de peso nos últimos anos indica que o fator ambiente comum vem assumindo um maior grau de importância.

gênero, dentro de intervalos quantílicos definidos, é recomendada pela OMS para crianças e adolescentes (Kuczmarski et al., 2002). Os limites (valores mínimos) do *IMC* que definem os estudantes com sobrepeso para a amostra considerada e o critério de classificação mencionado estão expressos a seguir:[14]

Meninas: com 13 anos ou menos, 24,89 kg/m^2; com 14 anos, 25,31 kg/m^2; com 15 anos, 25,92 kg/m^2; com 16 anos, 26,95 kg/m^2; com 18 anos, 27,74 kg/m^2; com 18 anos ou mais, 29,30 kg/m^2;

Meninos: com 13 anos ou menos, 24,77 kg/m^2; com 14 anos, 24,80 kg/m^2; com 15 anos, 25,39 kg/m^2; com 16 anos, 26,37 kg/m^2; com 18 anos, 27,46 kg/m^2; com 18 anos ou mais, 27,73 kg/m^2.

Quanto às medidas de exposição ao consumo de álcool e do cigarro, o questionário do estudante aplicado na PENSE dispunha de informações sobre a idade de primeiro contato com tais produtos e a indicação do consumo deles nos últimos 30 dias. Os alunos que declararam o primeiro contato com bebida alcoólica ou com cigarro com mais de 14 anos de idade foram desconsiderados da amostra, pois a primeira exposição teria ocorrido em uma faixa etária acima da idade teórica para o 9º ano do ensino fundamental. Este trabalho usa duas medidas indicativas sobre esses comportamentos, uma relacionada ao tempo de experiência da utilização do produto e outra que combina essa experiência com o uso recente.[15] Assim, esses indicadores estão divididos em:

Definição 1: experiência com o produto com idade igual ou anterior aos 14 anos, doravante denotada apenas por *experiência*;

Definição 2: experiência combinada com o uso nos últimos 30 dias do período da aplicação do questionário da PENSE, denominada a partir de agora de *experiência e uso*.

A Figura 2 exibe a proporção de alunos expostos aos fatores de risco à saúde em todos os casos avaliados, para a amostra final deste estudo. Os dados revelam um número preocupante de crianças expostas ao uso de bebidas alcoólicas com idade inferior ou igual a 14 anos de idade (66% na Definição 1 e 24% na Definição 2). Quanto ao cigarro, 18% dos alunos declaram o consumo do produto com 14 anos ou menos de idade e 4% destes consumiram o produto no último mês. Por sua vez, o excesso de peso contempla aproximadamente 16% dos indivíduos avaliados.[16]

4.3. Demais variáveis

Considerando a função de produção educacional, o vetor $\mathbf{X}$ é formado por: atributos da criança (gênero, raça, trabalho infantil) e de seus familiares (núcleo familiar, nível socioeconômico, quantidade de membros na família); características da escola (total de salas de aula, dependência administrativa pública, existência de conselho escolar,[17] indicador de infraestrutura e média do nível socioeconômico dos alunos); fatores locacionais (capital e grande região geográfica).

Consonante à estratégia empírica adotada, além do vetor $\mathbf{X}$, o vetor de características observáveis $\mathbf{Z}_k$ é usado na estimação do *propensity score* para cada fator de exposição k. O vetor $\mathbf{Z}_k$ é composto pelo vetor $\mathbf{X}$ e por variáveis situacionais relativas ao ambiente familiar e escolar, a saber:

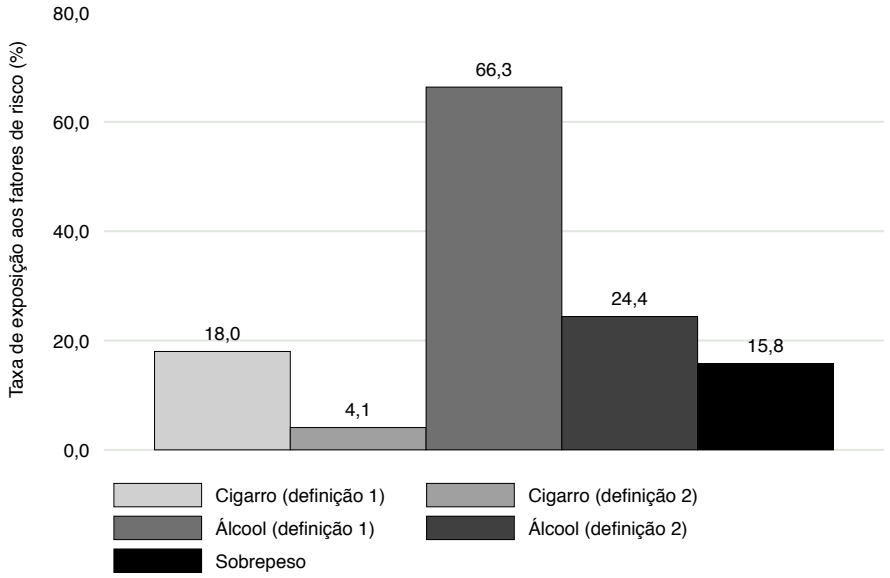
[14] Como à definição do excesso de peso utiliza a distribuição por quantis do *IMC*, as crianças com idade inferior a 13 anos e superior a 18 anos tiveram que ser avaliadas em conjunto, respectivamente, com alunos de 13 anos de idade e de 18 anos de idade, devido à insuficiência amostral.

[15] Entende-se como uso recente, o consumo do produto nos últimos 30 dias de referência da PENSE.

[16] O cálculo dos limites do *IMC* para a definição do excesso de peso é desenvolvido em relação aos 98.080 estudantes que possuíam dados sobre altura e peso, por isso que a frequência relativa de indivíduos acima do quantil 85 é superior a 15%, uma vez que a amostra final possui uma quantidade menor de observações.

[17] O conselho escolar presume a participação dos professores, funcionários, pais e alunos no processo decisório da gestão da escola em conjunto com a direção escolar.

Figura 2. *Taxa de exposição aos fatores de risco à saúde por parte de estudantes do 9º ano do Ensino Fundamental no Brasil a partir da amostra final deste trabalho.*



Nota: Amostra composta de 66.844 estudantes do 9º do ensino fundamental com representatividade na população de 1,9 milhão de observações.
Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PENSE 2012.

- Na Família: indicativos de pais fumantes, de reação da família quanto ao uso de bebida alcoólica pela criança e de promoção de hábitos alimentares saudáveis (consumo de frutas e legumes);
- Na Escola: taxa de prevalência de exposição ao fator de risco k entre os alunos.

As estatísticas descritivas dessas variáveis estão detalhadas na Tabela A-3 no Apêndice.

O nível socioeconômico (NSE) e o indicador de infraestrutura escolar (IEE) são estimados através da Teoria da Resposta ao Item (TRI), abordagem estatística que ajusta um conjunto de respostas conforme as propriedades de cada item avaliado para estimar traços latentes, como habilidades cognitivas, qualidade de infraestrutura, nível socioeconômico, etc. (van der Linden & Hambleton, 2010). O traço latente do NSE e do IEE captura, respectivamente, o nível socioeconômico do estudante e a qualidade dos recursos estruturais (serviços e infraestrutura) da escola. Para a estimação do traço latente é usado um algoritmo Bayesiano, conhecido como estimador *expected a posteriori* (EAP).

A seguir são apresentadas breves explicações sobre a construção dessas duas variáveis:

NSE representa um indicador que mede o patrimônio e outras condições socioeconômicas dos alunos. Esse indicador está baseado em J. F. Soares & Andrade (2006) e Alves & Soares (2012) que usam o modelo da Teoria da Resposta ao Item (TRI), visto que bases de dados (como a da PENSE) não dispõem de informações sobre o rendimento familiar, bem como o NSE consegue sintetizar em uma única medida uma série de itens associados as condições socioeconômicas. Todos os itens que medem informações diretas e indiretas sobre a escolaridade dos pais e a renda da família são considerados na estimação do NSE. No total, dez itens são incorporados na mensuração do NSE do aluno (descritos com mais detalhes na Tabela A-1 no Apêndice), com destaque para as variáveis de escolaridade dos pais, de patrimônio e de serviços disponíveis na casa da criança. Segundo as informações presentes nessa tabela, a grande parte dos estudantes (65%) só dispõe de um banheiro

em casa, 42% das mães e 47% dos pais nunca estudaram ou não concluíram o ensino fundamental e apenas 10% das casas possuem empregado doméstico. Os parâmetros estimados pela TRI para cada um dos itens pontuam que aqueles relacionados a disponibilidade de computador e acesso à internet em casa são os itens com maior peso de discriminação entre indivíduos com alto e baixo NSE, enquanto a posse de moto é o item que menos distingue. O modelo logístico policotômico de dois parâmetros da TRI (unidimensional e com um sistema de crédito parcial generalizado) é o escolhido para estimação do NSE, devido ao fato dos itens referentes à escolaridade e a quantidade de banheiros terem mais de duas alternativas ordenadas possíveis. O NSE está normalizado[18] para o intervalo entre 0 e 1. Todavia, o valor estimado desse traço latente originalmente se situa entre $-\infty$ e $+\infty$.

IEE considera onze perguntas existentes no questionário da escola sobre a disponibilidade de recursos (equipamentos, ambientes e serviços). Esses itens são: biblioteca, laboratório de informática, computadores em sala de aula, internet na escola, cantina, quadra de esportes, quadra de esporte com cobertura, pista de corrida, piscina e vestiário (ver Tabela A-2 no Apêndice). Os recursos com maior escassez entre as escolas da amostra são pista de corrida (2,6%), piscina (14%) e acesso a computadores em sala de aula (28%), enquanto os mais recorrentes são biblioteca (91%), laboratório de informática (87%) e acesso à internet (86%). Quanto aos itens que mais discriminam as escolas em termos de IEE, em consonância com os parâmetros estimados, destacam-se a existência de quadra de esportes e piscina. Por outro lado, itens que tratam da existência de computadores na escola e cantina são os que menos discriminam. O traço latente para o IEE é calculado usando a versão dicotômica unidimensional da TRI com dois parâmetros, tendo por base Soares-Neto, de Jesus, Karino & de Andrade (2013), no qual o indicador normalizado (transformação idêntica a promovida no NSE) varia de 0 a 1.

5. RESULTADOS

Os resultados encontram-se divididos em três partes: estimação da função de distorção idade-série para exploração inicial dos resultados e primeiras indicações da associação dos hábitos não saudáveis com o *outcome* escolar; cálculo do efeito médio da exposição por meio de técnicas de pareamento; análise da sensibilidade das estimativas do PSM aos fatores não-observados.

5.1. Exploração inicial: Determinantes da atraso escolar

As estimativas dos determinantes do atraso escolar, controlando para os atributos dos alunos (incluindo os fatores de risco comportamentais) e de suas famílias, as características da escola e os fatores locacionais, estão exibidos na Tabela 1. Constam nessa tabela nove especificações de modelo, que se diferenciam pela inclusão e interação entre a exposição do aluno aos fatores de risco à saúde modificáveis. Inicialmente, os sinais, a magnitude e a significância estatística das variáveis explicativas mostram o mesmo padrão para todas as especificações, onde de forma geral os modelos conseguem classificar corretamente 73% dos casos, isso assumindo um *cut-off* padrão de 50% na probabilidade de atraso escolar.

Quanto ao primeiro grupo de variáveis, atributos gerais do aluno e da família, pontua-se que as variáveis referentes ao gênero, trabalho e a quantidade de membros da família elevam as chances de atraso escolar, ao passo que alunos de cor branca, com maior nível socioeconômico (NSE) e que co-residem com ambos os pais tendem a ter um melhor desempenho. Esses indicativos corroboram a literatura empírica

[18] A normalização é realizada pela seguinte expressão:

$$\theta_{iN} = \frac{\theta_i - \theta_{\min}}{\theta_{\max} - \theta_{\min}},$$

onde θ_{iN} representa o traço latente normalizado do indivíduo $i \in (0,1))$ e $\theta_i \in (-\infty, +\infty)$ é o traço latente do indivíduo i.

Tabela 1. Resultados da estimação do modelo logit para a probabilidade de atraso escolar dos estudantes no Brasil 2012.

Covariadas	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Atributos do aluno e da família									
Gênero (homem=1)	0,5195***	0,5331***	0,5188***	0,5221***	0,5381***	0,5291***	0,5294***	0,5392***	0,5394***
Raça (Branca=1)	−0,1548***	−0,1605***	−0,1597***	−0,1566***	−0,1568***	−0,1557***	−0,1558***	−0,1553***	−0,1554***
Trabalha	0,5054***	0,5236***	0,5502***	0,5278***	0,4826***	0,4930***	0,4926***	0,4745***	0,4747***
Núcleo familiar biparental	−0,4014***	−0,4142***	−0,4351***	−0,4223***	−0,4011***	−0,3920***	−0,3922***	−0,3963***	−0,3965***
NSE do aluno	−1,4456***	−1,4988***	−1,4506***	−1,4522***	−1,5065***	−1,4744***	−1,4745***	−1,5018***	−1,5028***
Tamanho da família	0,0801***	0,0838***	0,0820***	0,0804***	0,0809***	0,0813***	0,0814***	0,0800***	0,0801***
Atributos da escola									
Total de matrículas (em mil)	0,0488	0,0509	0,0539	0,0511	0,0535	0,0467	0,0468	0,0513	0,0509
Rede pública	−0,0921	−0,0698	−0,0634	−0,0741	−0,0883	−0,0923	−0,0927	−0,0916	−0,0919
Conselho Escolar	−0,2578***	−0,2522***	−0,2513***	−0,2536***	−0,2531***	−0,2575***	−0,2574***	−0,2539***	−0,2547***
Índice de infraestrutura (IEE)	−0,7190***	−0,7121***	−0,7072***	−0,7122***	−0,7224***	−0,7183***	−0,7181***	−0,7213***	−0,7219***
NSE da escola	−2,1671***	−2,1781***	−2,1082***	−2,1257***	−2,1595***	−2,2067***	−2,2081***	−2,1679***	−2,1664***
Fatores regionais									
Capital	−0,3283	−0,3398	−0,3433	−0,3374	−0,3422	−0,3269	−0,327	−0,3384	−0,3379
Região Norte	0,1508	0,15	0,1384	0,1491	0,167	0,1602	0,1603	0,174	0,174
Região Nordeste	−0,114	−0,1219	−0,1237	−0,1141	−0,1201	−0,1086	−0,1087	−0,1102	−0,11
Região Sul	−0,4072	−0,3748	−0,3469	−0,3673	−0,3959	−0,4164	−0,416	−0,4021	−0,4027
Região Centro-Oeste	0,0321	0,0503	0,0587	0,0509	0,0468	0,0341	0,0346	0,0477	0,0478
Exposição aos fatores de risco									
Experiência: cigarro (def.1)	0,4585***					0,4046***	0,2921***		
Experiência: álcool (def.1)		0,2553***				0,1611*	0,1552*		
Sobrepeso			0,0848*			0,0805*	0,0804*	0,0826*	0,0818*
Experiência e uso: cigarro (def.2)				0,5566***				0,2834***	0,5218***
Experiência e uso: álcool (def.2)					0,5423***			0,5081***	0,5201***
Experiência: cigarro e álcool							0,1208		
Experiência e uso: cigarro e álcool									−0,3017***
Constante	1,3905*	1,3098	1,4317*	1,4337*	1,3632*	1,2948	1,2988	1,3451*	1,3423*
Observações	66.844	66.844	66.844	66.844	66.844	66.844	66.844	66.844	66.844
População	1.897.670	1.897.670	1.897.670	1.897.670	1.897.670	1.897.670	1.897.670	1.897.670	1.897.670
Estratos	32	32	32	32	32	32	32	32	32
UPA	1.473	1.473	1.473	1.473	1.473	1.473	1.473	1.473	1.473
Count-R2 (%)	73,30	73,21	73,09	73,24	73,39	73,28	73,30	73,47	73,45

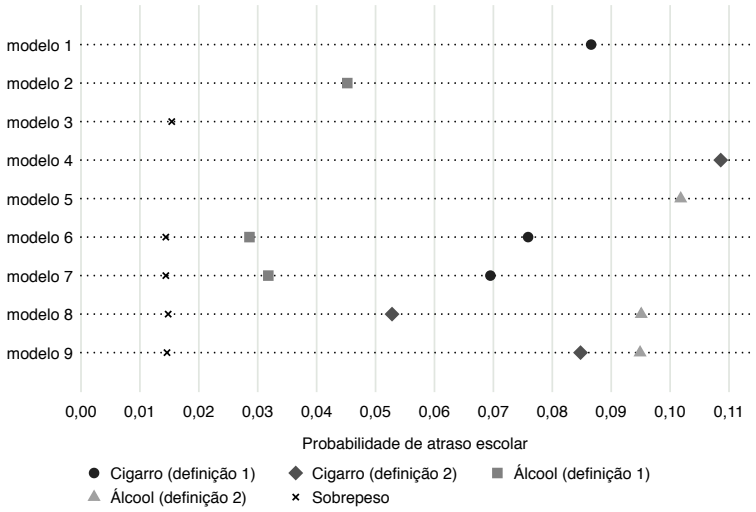
Notas: As estimativas são desenvolvidas considerando, além do peso amostral, a estratificação e a UPA do plano amostral.
$^{*}p$-valor $< 0{,}10$; $^{**}p$-valor $< 0{,}05$; $^{***}p$-valor $< 0{,}01$.
Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PENSE 2012.

internacional e nacional, que enfatizam o papel do perfil socioeconômico do discente no rendimento escolar. Observando os efeitos marginais[19] na Tabela A-4 do Apêndice estimados para esse vetor de variáveis, o NSE do aluno tem uma importante contribuição na probabilidade de atraso escolar. Um incremento unitário no indicador socioeconômico resulta em uma redução em torno de 26% na probabilidade de estar atrasado na escola.

As unidades escolares com melhores atributos em termos de gestão escolar democrática (reflexo da existência de conselho escolar), de qualidade de infraestrutura e de melhor *background* socioeconômico de seus alunos reduzem as chances do discente apresentar distorção idade-série. Já o tamanho da escola, ditado pelo total de matrículas, não é estatisticamente significativo. O efeito marginal[20] (Emg) do IEE é de aproximadamente -13% na probabilidade de atraso escolar e o NSE do conjunto dos alunos da escola, os chamados *peer-effects*, possui uma relação importante com o desempenho do discente ($Emg \approx -38\,\%$). O controle para características do aluno e da escola retiram os efeitos da rede de dependência administrativa, porque as escolas públicas brasileiras possuem alunos com menos *background* socioeconômico, $-40\,\% < Emg < -38\,\%$, e pior infraestrutura, $Emg \approx -33\,\%$, do que as escolas da rede particular de ensino. No que tange aos fatores atrelados às características locacionais da unidade escolar na Tabela 1, nenhum dos coeficientes se mostram estatisticamente significativos, dada principalmente as altas variâncias dessas estimativas quando se pondera o desenho amostral do *survey* em análise.

Dedicando agora para uma primeira análise da relação entre os fatores de risco comportamentais à saúde e o desempenho na escola, identifica-se uma relação direta entre o baixo indicador educacional do aluno e à exposição aos fatores de risco. Pelos dados da Tabela 1, crianças expostas às bebidas alcoólicas, ao cigarro e ao excesso de peso possuem mais chances de estarem atrasadas na escola. A princípio essa relação corrobora a hipótese dos achados empíricos sobre as condições de saúde física e psicológica vistos na literatura internacional. Para melhor dimensionar os efeitos médios desses hábitos prejudiciais à saúde sobre a performance na escola, a Figura 3 ilustra tais efeitos para cada uma das nove diferentes especificações.

Figura 3. Efeito médio dos fatores de risco comportamentais à saúde — não condicionado ao contrafactual observável.



Nota: Todos os coeficientes são significativos estatisticamente a pelo menos 10%.
Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PENSE 2012.

[19] O efeito marginal para variáveis discretas foi calculado pela equação (4) e para as variáveis contínuas pelo o efeito parcial médio (EPM).

[20] A Tabela A-4 no Apêndice exibe em detalhes as estimativas de efeito marginal de todas as covariadas.

Os alunos expostos ao excesso de peso, ao cigarro e as bebidas alcoólicas, de acordo com o modelo (9) na Figura 3, apresentam respectivamente uma probabilidade, em média, de atraso escolar superior em 1,5%, 8,5% e 9,5% no comparativo com a situação de não-exposição. Ao longo de cada uma das especificações disponíveis, os efeitos apresentam pequenas alterações de magnitudes (em especial para Definição 1 da exposição ao álcool e Definição 2 da exposição ao cigarro), mas os sinais dos coeficientes permanecem mantidos. Os efeitos médios variam: de 7,0% a 8,7% na Definição 1 e de 5,3% a 10,9% na Definição 2, para o cigarro; de 2,9% a 4,5% na primeira definição e de 9,5% a 10,2% na segunda, para o consumo de bebida alcoólica; de 1,4% a 1,5%, para o excesso de peso. No tocante ao NSE dos alunos, uma pergunta de interesse para as políticas públicas que pode ser colocada neste ponto é: como as diferenças nos resultados escolares de alunos expostos e não-expostos aos fatores de risco à saúde se comportam em diferentes níveis socioeconômicos? Assim, a Figura 4 expressa as diferenças na probabilidade de atraso escolar provocado pela exposição aos fatores de risco, mediante diferentes níveis socioeconômicos. As estimativas são elaboradas com base nos resultados da última especificação do modelo logit dispostos na Tabela 1, com o NSE variando do seu valor mínimo (0) ao seu valor máximo (1) por meio de incrementos de 0,10 unidades na citada variável.

Por meio da Figura 4, as diferenças nas probabilidades de atraso escolar entre os expostos e não-expostos são maiores para os alunos mais pobres. Essa constatação pode ser inicialmente visualizada na Figura 4(a), onde estudantes usuários do cigarro com menor nível de NSE têm uma diferença na probabilidade de distorção idade-série de 10%, enquanto que para os indivíduos com maior NSE essa diferença cai para 5,9%. Em igual direção ocorre com as bebidas alcoólicas, onde essa diferença de resultado em decorrência desse tipo de consumo diminui gradativamente na medida em que o background socioeconômico melhora — o efeito para o nível mínimo de NSE é de 11,5% e para o maior nível de 6,5%. Em relação ao excesso de peso na Figura 4(c), as diferenças entre as probabilidades de atraso também são superiores nos níveis iniciais de NSE, em que, por exemplo, o efeito médio da exposição é de 1,8%, no primeiro nível, e de 1% no último.

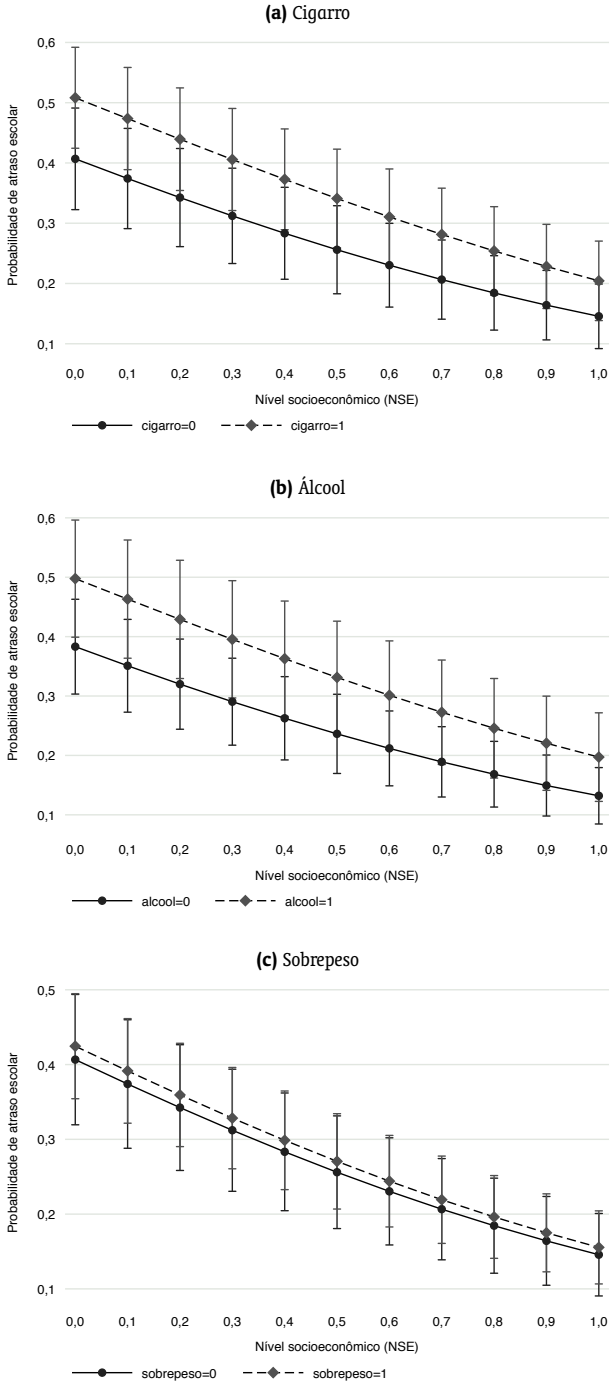
5.2. Efeito médio da exposição usando PSM

Esta subseção explicita os resultados obtidos pela abordagem PSM, para verificar se os efeitos médios da exposição são mantidos. Os primeiros achados na subseção anterior sinalizam que os alunos expostos ao fatores de risco à saúde tendem a apresentar uma pior performance educacional. Especificamente a essas estimativas, a preocupação inicial em termos da inferência dos resultados diz respeito a garantia da ortogonalidade entre a variável indicadora da exposição e os fatores omitidos. Nesse cenário, é recomendável a consideração de outra abordagem estatística que possibilite outra forma de comparabilidade entre as possíveis diferenças nos resultados educacionais provocadas pelos fatores de risco.

Pensando nas características observáveis que podem afetar a decisão de exposição, esse instrumental estatístico visa identificar um grupo de estudantes não-expostos ao fator de risco k que guardem idênticos atributos $\mathbf{Z}_k$, de modo que a diferença nos resultados escolares possam ser atribuídas à exposição ao fator de risco. Para a construção do efeito médio sobre o grupo exposto ao fator k, denotado como τ_k, é preciso inicialmente estimar o *propensity score* $\Pr(\mathbf{Z}_k)$ e, em seguida, utilizar algoritmos de pareamento para o cálculo do τ_k. A Tabela 2 exibe os coeficientes usados na estimação das probabilidades de exposição ao fator de risco à saúde[21] k (com os números entre parênteses indicando a definição usada para o consumo de álcool e cigarro, em conformidade com a descrição na parte sobre a base de dados).

[21] A escolha por cada hábito comportamental de risco é modelada de forma independente, pois a relação entre as diferentes exposições não são altas ou estatisticamente diferente de zero, tal como encontrada em outros estudos como Cutler & Glaeser (2005). A Figura A-1 no Apêndice ilustra que os termos residuais das equações para os determinantes de cada hábito não possuem relações bem definidas, quando se considera o ajustamento das curvas por uma regressão não-paramétrica a partir da abordagem *Linear Locally Estimation*.

Figura 4. Efeito dos fatores de risco comportamentais à saúde por NSE no Brasil 2012 — não condicionado ao contrafactual observável.



Nota: Todos os coeficientes são significativos estatisticamente a pelo menos 1%. Estimativas desenvolvidas através dos parâmetros do modelo (9) na Tabela 1.
Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PENSE 2012.

Tabela 2. Resultados da estimação dos coeficientes para o *propensity score* por tipo de exposição ao fator de risco à saúde da criança no Brasil 2012.

Covariadas	Cigarro (1)	Cigarro (2)	Álcool (1)	Álcool (2)	Sobrepeso
Gênero (homem=1)	0,0199	−0,1318	−0,2755***	−0,1899***	−0,0161
Raça (Branca=1)	−0,0813**	−0,1998***	0,0268	−0,026	−0,0017
Trabalha	0,6392***	0,8592***	0,5302***	0,6431***	0,0593
Núcleo familiar biparental	−0,4570***	−0,5101***	−0,3853***	−0,3221***	−0,012
NSE do aluno	−0,1469	−0,0177	0,7808***	0,3957**	−0,107
Tamanho da família	0,0233**	0,0745***	−0,0233***	0,0226**	0,0054
Pai fumante	0,3716***	0,3458***			
Mãe fumante	0,3766***	0,3009***			
Reação da família ao álcool			−1,0998***	−1,3870***	
Frequência de consumo: legumes					0,0056
Frequência de consumo: frutas					−0,0119**
Tamanho da escola	0,0237	0,1037***	0,0696**	0,0501***	0,0502***
Rede pública	0,0097	0,0901	−0,045	−0,0564	−0,0093
Conselho Escolar	−0,0716***	−0,0684	0,0042	0,0298	0,0142
Índice de infraestrutura (IEE)	−0,0244	−0,3697***	−0,1477	−0,026	−0,0208
NSE da escola	0,6864***	1,2920***	1,1731***	0,0742	0,1362
Prevalência de exposição na escola[q]	5,9415***	14,3350***	2,8594***	5,2736***	6,9877***
Capital	0,0093	−0,0277	−0,0433	0,0474*	0,0131
Região Norte	−0,0842*	−0,2639**	−0,1027	−0,0482	−0,0506**
Região Nordeste	−0,0671	−0,3272***	−0,0269	0,0675	−0,0469***
Região Sul	0,0536***	0,1715***	0,3415***	0,0571	0,0045
Região Centro-Oeste	0,001	−0,0325	0,0395	0,0051	−0,0248
Constante	−2,9883***	−4,7274***	0,6090***	−1,5817***	−2,9053***
Observações	66.844	66.844	66.844	66.844	66.844
População	1.897.670	1.897.670	1.897.670	1.897.670	1.897.670
Estratos	32	32	32	32	32
UPA	1.473	1.473	1.473	1.473	1.473
Count-R2 (%)	82,16	95,85	67,85	77,28	84,19
Taxa de suporte (%)	47,94	64,24	30,49	37,47	57,75
Previsão correta de $H_k = 0$ (%)	97,89	99,83	17,75	96,26	99,86
Previsão correta de $H_k = 1$ (%)	9,69	2,05	92,75	19,83	0,60

Notas: As estimativas são desenvolvidas considerando, além do peso amostral, a estratificação e a UPA do plano amostral.
[q] Em consonância com o fator de risco considerado. Por exemplo: no modelo referente ao excesso de peso, essa variável reflete a taxa de alunos na escola enquadrados nessa definição.
* p-valor $< 0{,}10$; ** p-valor $< 0{,}05$; *** p-valor $< 0{,}01$.
Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PENSE 2012.

Analisando os indicadores de grau de ajustamento dos modelos estimados na Tabela 2, a proporção de casos corretamente previstos é de no mínimo 67,85% para o modelo que traz como variável dependente a decisão de exposição ao consumo de álcool (Definição 1), apontando que em todos os modelos as classificações corretas são bem superiores as ocorrências classificadas erroneamente. Pela taxa de previsão correta para indivíduos não-expostos ($H_k = 0$) e expostos ($H_k = 1$), os modelos conseguem fazer previsões de estudantes para cada um dos cenários de exposição, independentemente da distribuição da frequência amostral de cada uma das variáveis dependentes, que em geral são muito concentradas em $H_k = 0$. Entretanto, a pequena taxa de classificações corretas de $H_k = 1$ no modelo para excesso de peso alerta para possíveis problemas de especificações (visto que o questionário da PENSE não dispõe, por exemplo, de questões acerca das condições nutricionais dos pais, sendo fatores omitidos da modelagem). Quanto ao modelo Cigarro (2), essa taxa pode ser reflexo da altíssima concentração de indivíduos não-expostos na amostra (96%).

Através da taxa de suporte, que expõe a proporção de indivíduos classificados como expostos pelo modelo mas que na verdade não adotaram posturas de risco, nota-se que, para o *cut-off* padrão de 50%, todos os modelos possuem ocorrências de indivíduos candidatos ao pareamento. Essa interseção entre estudantes não-expostos que poderiam ser classificados como expostos e indivíduos corretamente demarcados como $H_k = 1$ sugere que uma das condições necessárias para o PSM está sendo respeitada, que é a hipótese de suporte comum. Outro indicativo da existência de um área de suporte pode ser visualizada na Figura A-2 no Apêndice, elaborada para cada um dos fatores de risco k em suas diferentes definições. Na citada ilustração, as curvas de densidade do *propensity score* entre os dois grupos para cada um desses fatores têm uma região de sobreposição, ratificando a possibilidade de compatibilização entre as unidades para o processo de pareamento.

As variáveis na Tabela 2 relativas ao núcleo familiar do aluno, trabalho, tamanho da escola, taxa de prevalência do fator de risco na escola e fatores situacionais específicos da família perante ao sobrepeso (captado pela prática alimentar) e uso de bebida alcoólica e cigarro apresentam praticamente a mesma direção de efeitos sobre a probabilidade de exposição k. No vetor do contexto escolar, as escolas de maior porte em termos de matrículas geram uma repercussão positiva na decisão do aluno assumir posturas de risco à saúde, em que tal fato pode estar refletindo uma maior influência dos colegas de escola, devido as chances de maior heterogeneidade de comportamentos não-saudáveis entre os alunos. Em igual sentido mas com magnitude maior, as escolas detentoras de maiores taxas de prevalência de alunos expostos dispõem de um cenário de maior incentivo para um determinado estudante ser influenciado pelos seus colegas. Não é por acaso que esse *peer-effect* exibe um elevado efeito marginal na probabilidade do discente ser exposto a uma escolha prejudicial a sua saúde. Em suma, os sinais dos efeitos das variáveis contextuais das escolas estão condizentes com outros trabalhos, a exemplo de Veronneau, Trempe & Paiva (2014), que apresentam evidências sobre o papel de relevo dos colegas na formação psicossocial da criança e dos efeitos desfavoráveis de amizades com pares desviantes.

As variáveis situacionais da família também são importantes para a tomada de decisão da criança, visto que filhos de pais fumantes são mais propensos à utilização do cigarro. Quanto ao consumo de bebidas alcoólicas, as famílias que reagem de forma muito contrária a adoção desse comportamento pela criança reduzem em 19%, para o modelo Álcool (1), e 28%, para Álcool (2), a probabilidade do aluno ter esse tipo de postura. Por sua vez, as boas práticas alimentares promovidas pela família diminuem as chances do discente obter essa classificação, pois as crianças que consomem com mais frequência frutas dispõem de menos chances de terem excesso de peso. Logo, seja no ambiente familiar ou na escola, a decisão da criança se expor a um fator de risco, sobretudo, ao álcool e ao cigarro, é diretamente proporcional ao fatores contextuais vivenciados por ela, o que por si só tais aspectos geram implicações de políticas.

Após a estimação do *propensity score* e a identificação do grupo de controle com similares características observadas, a Tabela 3 contém os resultados do efeito médio sobre o grupo exposto baseado em nove formas de pareamento, ditadas pelos PSM-V e suas variantes, PSM-R e PSM-K, em relação ao atraso escolar dos discentes.

Tabela 3. Efeito médio sobre o grupo exposto em relação ao atraso escolar no Brasil 2012, conforme o grupo de controle observável por tipo de exposição e diferentes técnicas de pareamento.

Modelo	Cigarro (1)	Cigarro (2)	Álcool (1)	Álcool (2)	Sobrepeso
PSM-V (CR)					
Efeito médio	0,0855 ***	0,1258 ***	0,0411 ***	0,0900 ***	0,0237 ***
Erro-padrão	0,00800	0,01303	0,00494	0,00641	0,00695
PSM-V (CR, SC)					
Efeito médio	0,0854 ***	0,1259 ***	0,0417 ***	0,0901 ***	0,0237 ***
Erro-padrão	0,00665	0,01372	0,00523	0,00654	0,00696
PSM-V (CR, *Caliper*)					
Efeito médio	0,0850 ***	0,1255 ***	0,0418 ***	0,0908 ***	0,0239 ***
Erro-padrão	0,00585	0,01430	0,00506	0,00681	0,00627
PSM-V (CR, *Caliper*, SC)					
Efeito médio	0,0850 ***	0,1255 ***	0,0419 ***	0,0908 ***	0,0239 ***
Erro-padrão	0,00691	0,01319	0,00469	0,00653	0,00782
PSM-V (SR)					
Efeito médio	0,0844 ***	0,1240 ***	0,0404 ***	0,0935 ***	0,0239 ***
Erro-padrão	0,00646	0,01224	0,00386	0,00512	0,00654
PSM-V (SR, *Caliper*)					
Efeito médio	0,0850 ***	0,1244 ***	0,0358 ***	0,0872 ***	0,0244 ***
Erro-padrão	0,00563	0,01187	0,00406	0,00544	0,00625
PSM-V10 (SR, *Caliper*)					
Efeito médio	0,0836 ***	0,1272 ***	0,0395 ***	0,0851 ***	0,0168 ***
Erro-padrão	0,00519	0,01059	0,00488	0,00577	0,00534
PSM-R					
Efeito médio	0,0847 ***	0,1283 ***	0,0413 ***	0,0865 ***	0,0158 ***
Erro-padrão	0,00504	0,00986	0,00443	0,00486	0,00512
PSM-K					
Efeito médio	0,0869 ***	0,1366 ***	0,0423 ***	0,0872 ***	0,0159 ***
Erro-padrão	0,00496	0,00963	0,00421	0,00477	0,00505

Nota: Erro-padrão calculado através de *bootstrap* com 100 reposições. No pareamento realizado por PSM-K o valor da janela (*bandwidth*) usado foi de 0,06.
Legenda: CR=com reposição; SR=sem reposição; SC=suporte comum; *Caliper*, nível de tolerância, de 0,1%. O SC impõe um suporte comum que desconsidera observações de tratamento com *propensity score* maior que o valor máximo do escore dos controles ou menor do que o valor mínimo.
$^{*}p$-valor $< 0{,}10$; $^{**}p$-valor $< 0{,}05$; $^{***}p$-valor $< 0{,}01$.
Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PENSE 2012.

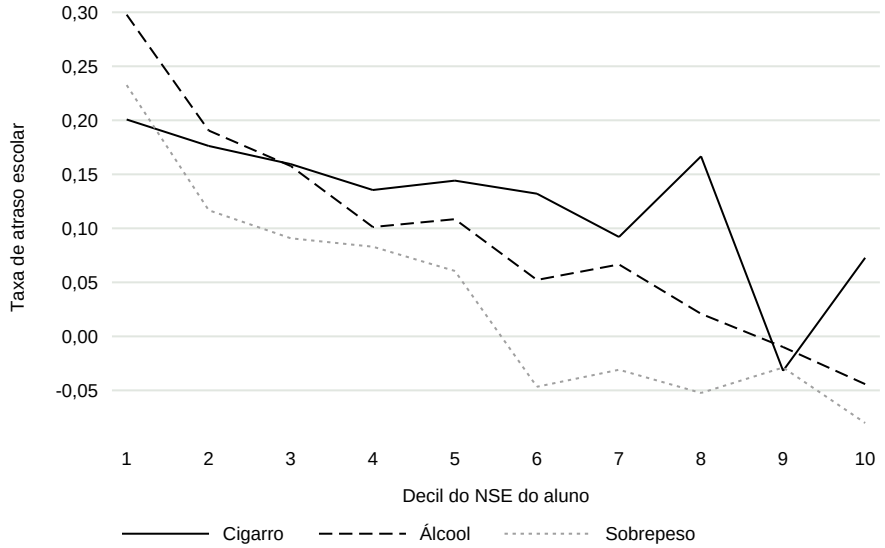
Os resultados na Tabela 3 são claros quanto a direção dos efeitos dos fatores de risco modificáveis sobre o baixo desempenho escolar. As diferenças no resultado educacional entre os grupos exposto e de controle ostentam estimativas estatisticamente significativas à 1%, bem como os sinais dos coeficientes são positivos com as magnitudes praticamente invariantes as diferentes formas de pareamento. Com isso, o efeito para o cigarro é de aproximadamente 8,5% na primeira definição, e superior a 12% na segunda. As estimativas para o consumo de bebida alcoólica e o sobrepeso seguem essa mesma tendência apontada pelos indivíduos expostos ao cigarro, só que com efeitos ligeiramente menores para a bebida alcoólica (beirando os 4% na Definição 1 e 9% na Definição 2) e com efeitos de magnitude ainda menores para o excesso de peso (variando de 1,6% a 2,4%).

Na comparação entre os efeitos calculados diretamente pela estimação da função de produção educacional (seção 5.1) e os mensurados por PSM — mesmo presumindo diferentes controles nas duas estratégias de estimação —, o papel dos fatores de risco à saúde da criança sobre o resultado na escola permanece, inclusive quando se verifica a tendência do efeito médio (τ_k) em diferentes níveis socioeconômicos dos discentes (ver Figura 5). Nessa figura, desenvolvida por decis do NSE do aluno para os efeitos médios calculados para o modelo PSM-V (CR), sublinha-se que o efeito médio da exposição do fator k é negativamente correlacionado com o *background* socioeconômico.

Assim, as crianças mais pobres expostas aos fatores examinados são mais propensas a um menor resultado escolar. Portanto, as evidências sugerem que programas de enfrentamento a essas práticas não saudáveis poderiam beneficiar de forma mais intensa os grupos com níveis de renda mais baixos, sendo não apenas uma ação de promoção a saúde mas também uma política direcionada a justiça social, com possíveis atenuantes da desigualdade de renda. Na literatura econômica, Conti et al. (2010) destacam a relação benéfica entre a saúde da criança, resultados na escola e desdobramentos na trajetória interpessoal de longo prazo.

Do ponto de vista das políticas sobre o enfrentamento das DCNT no Brasil, existe um preocupação dos *policy makers* com os fatores de risco modificáveis, dado, por exemplo, o plano de ações estratégicas para o enfrentamento das DCNT (Brasil, 2011). Nesse cenário, os achados desta pesquisa ratificam

Figura 5. Efeito médio por decis do nível socioeconômico do aluno computado pela abordagem PSM-V com reposição (CR) no Brasil 2012.



Nota: Efeitos para cigarro e álcool referentes à Definição 2.
Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PENSE 2012.

a relevância da redução da prevalência dos fatores de risco modificáveis na população mais jovem, particularmente para os que dispõem de menor NSE. Ações de tal natureza podem resultar, inclusive, em ganhos significativos na performance educacional dos indivíduos.

Os achados dessa etapa da pesquisa partem de uma hipótese muito restritiva (CIA), cuja a presença de variáveis omitidas na especificação do modelo *propensity score* pode resultar em um viés na estimação dos efeitos médios sobre o grupo exposto. Segundo Rosenbaum (2010), como essa hipótese não pode ser testada diretamente, é preciso fazer pelo menos uma análise de sensibilidade desses estimadores.

5.3. Análise de sensibilidade: qual o tamanho do viés de fatores não-observados?

A análise de sensibilidade não exclui a possibilidade de que fatores não-observados existam, mas aponta o quão danoso eles são para os resultados. Com base nessa análise a Tabela 4 exibe os chamados limites de Rosenbaum para cada uma das diferentes especificações de pareamento e tipo de exposição investigado. As informações presentes na tabela exibem o primeiro valor de Γ com pelo menos 10% de significância estatística sob a hipótese de sobrestimação e sua respectiva probabilidade de não rejeição da hipótese nula (p^+).

Tabela 4. *Análise de sensibilidade aos fatores não-observados por tipo de exposição e diferentes técnicas de pareamento nos estimadores por PSM.*

Modelo	Limites	Cigarro (1)	Cigarro (2)	Álcool (1)	Álcool (2)	Sobrepeso
PSM-V (CR)	Γ	1,45	1,60	1,15	1,60	1,10
	p^+	0,14	0,13	0,10	0,42	0,26
PSM-V (CR, SC)	Γ	1,45	1,60	1,15	1,60	1,10
	p^+	0,14	0,13	0,20	0,42	0,26
PSM-V (CR, Caliper)	Γ	1,45	1,60	1,15	1,60	1,10
	p^+	0,16	0,13	0,22	0,42	0,24
PSM-V (CR, Caliper, SC)	Γ	1,45	1,60	1,15	1,60	1,10
	p^+	0,16	0,13	0,22	0,42	0,24
PSM-V (SR)	Γ	1,45	1,60	1,20	1,50	1,10
	p^+	0,45	0,15	0,28	0,22	0,26
PSM-V (SR, Caliper)	Γ	1,45	1,60	1,20	1,45	1,10
	p^+	0,40	0,15	0,37	0,14	0,24
PSM-V10 (SR, Caliper)	Γ	1,45	1,75	1,10	1,70	1,10
	p^+	0,14	0,11	0,23	0,42	0,40
PSM-R	Γ	1,70	2,00	1,10	1,70	1,10
	p^+	0,16	0,23	0,25	0,31	0,48
PSM-K	Γ	1,70	1,95	1,10	1,70	1,10
	p^+	0,13	0,11	0,26	0,33	0,42

Nota: Γ é o primeiro valor com significância estatística do intervalo para a suposição de sobrestimação; p^+ refere-se a probabilidade de não rejeição da hipótese de sobrestimação no efeito da exposição.
Legenda: CR=com reposição; SR=sem reposição; SC=suporte comum; *Caliper*, nível de tolerância, de 0,1%. O SC impõe um suporte comum que desconsidera observações de tratamento com *propensity score* maior que o valor máximo do escore dos controles ou menor do que o valor mínimo.
Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PENSE 2012.

O valor de Γ reflete a suposição sobre problemas de endogeneidade presentes nas chances de atribuição da exposição motivado por uma covariada não-observada. Para cada modelo foi calculado um intervalo de níveis críticos com suas probabilidades de não-rejeição da hipótese de sobrestimação dos resultados. Os valores presentes na tabela indicam o limite mínimo com não-rejeição da hipótese nula em que o efeito do tratamento sofre um distúrbio decorrente da autosseleção endógena do estado de exposição (Rosenbaum, 2002).

Pela Tabela 4, a interferência provocada pelos fatores não-observados varia consideravelmente entre os indicativos de exposição. Os efeitos médios do excesso de peso sobre o atraso escolar são os menos robustos a possível presença de viés de seleção, já que o seu nível crítico de Γ é igual a 1,10 para todos os casos, isto é, o viés omitido capaz de gerar questionamentos desses resultados ocorre quando fatores não incluídos no modelo respondem por uma diferença de 10% na razão de chances de atribuição da exposição de excesso de peso entre os grupos de estudantes exposto e não-exposto. Para os demais fatores de risco, o nível crítico de Γ tem um valor maior, indicando uma menor sensibilidade dessas estimativas, pois seria requerido na pior das hipóteses um viés oculto de 1,40 vezes no Cigarro (1), de 1,60 no Cigarro (2) e de 1,45 no Álcool (2) para tornar espúria a conclusão dos efeitos sobre o indicador educacional. Para o Álcool (1), o nível crítico varia de 1,10 a 1,20, conforme a técnica de pareamento adotada.

No caso do cigarro, por exemplo, os fatores não-observados deveriam ser pelo menos 1,6 vezes maiores nos alunos expostos a esse fator de risco à saúde do que nos alunos não-expostos. Só assim, a probabilidade de exposição ao cigarro poderia ser considerada sobrestimada. A título de exemplo, uma variável não-observada para resultar uma mudança desse tipo deveria ter um coeficiente maior do que variáveis relativas ao contexto familiar situacional estabelecida por um pai ou por uma mãe fumante, que de acordo com o modelo referente ao Cigarro (1) na Tabela 2 exercem uma contribuição de aproximadamente 1,4 vezes na razão de chances da criança ter experiência com o produto.

DiPrete & Gangl (2004) frisam que os limites de Rosenbaum impõem os piores cenários dos resultados, transmitindo informações sobre o grau de incerteza contido nos estimadores obtidos por *matching*. Nas estimativas deste estudo, tal análise evidencia que, até para os efeitos mais sensíveis aos fatores não-observados, existe ainda uma margem para que os resultados não possam ser enquadrados como viesados. Até porque, um Γ de 1,10 não implica que os efeitos da exposição não sejam positivos sobre o atraso escolar, mas que o intervalo de confiança para o supracitado efeito inclua zero se uma variável não-observada provoca uma diferença em 1,10 vezes na razão de chances de atribuição da exposição entre as unidades expostas e de controle. Logo, os achados empíricos trazem indícios sobre o papel de uma postura inadequada à saúde infantil no aumento do atraso escolar.

5.4. Testes de robustez

É válido registrar que apesar das diferentes especificações e modelos estatísticos utilizados nesta pesquisa, os efeitos calculados da exposição aos fatores de riscos comportamentais à saúde ainda são susceptíveis aos problemas de endogeneidade e de má especificação do modelo (viés de variáveis omitidas, tais como questões indisciplinares, temperamentais ou de *background* familiar desestruturado). Dessa maneira, como ressalvam Koch & Ribar (2001), se existem características relevantes que não estão sendo controladas nas análises, elas podem levar a uma relação espúria entre a exposição de um fator de risco (como o consumo de bebida alcoólica) e a progressão escolar.

A fim de avaliar a robustez das evidências encontradas, nesta subseção são desenvolvidos testes para verificar se a hipótese de que o mecanismo da exposição via saúde sobre o aumento do atraso escolar pode ser válida ou não. Visto que, variáveis omitidas no prisma comportamental — como indisciplina, delinquência e rebeldia dos jovens — talvez possam ser mais relevantes de explicar essas relações encontradas do que o impacto estritamente via saúde. Essa preocupação torna-se pertinente pela omissão desse controle e, portanto, os coeficientes associados à exposição ao cigarro ou ao álcool podem estar captando possíveis influências do lado socioemocional dos estudantes.

A Tabela 5 apresenta diferentes alternativas de especificações para o modelo de resposta binária logit, que tem como variável dependente a dummy de atraso escolar. Doze especificações são realizadas, com as seguintes características:

- do modelo (1) ao (4), controles para efeitos fixos da turma e da escola;
- do modelo (5) ao (11), testes para atributos comportamentais omitidos, com um modelo irrestrito e restrito para alunos não-expostos, incluindo a prevalência de discentes expostos ao fator de risco à saúde na turma do estudante;
- modelo (12), teste para variáveis de comportamento omitidas, com um modelo que inclui *proxies* para indisciplina e mau comportamento na escola por meio de três indicadores binários em nível do estudante: costume de faltar propositalmente as aulas, envolvimentos em brigas na escola e desconhecimento dos pais acerca das atividades que o aluno desenvolve no tempo livre.

Comparando os coeficientes da Tabela 5 com aqueles reportados na Tabela 1, percebe-se que os achados sobre a relação entre a exposição individual aos fatores de risco à saúde e o atraso escolar não se alteram substancialmente. Tais fatos reforçam as hipóteses teóricas e empíricas que estudantes obesos e, sobretudo, que são expostos ao consumo de bebidas alcoólicas e cigarro tendem a apresentar maiores dificuldades na aquisição de capital humano.

Especificamente, as especificações 5, 6 e 7 são realizadas para uma amostra restrita a alunos não-expostos aos fatores de risco. Nesse caso, testa-se a hipótese que estudantes de escolas com maior prevalência de discentes expostos a um dado fator de risco à saúde poderiam apresentar maior distorção idade-série, o que sugeriria a importância da dimensão comportamental frente aos aspectos relativos à saúde individual. Destarte, os coeficientes da prevalência de exposição ao cigarro e ao álcool na turma são insignificantes estatisticamente. Enquanto que a taxa de estudantes com sobrepeso mantém relação negativa com o atraso escolar. Por essas estimativas, a hipótese atrelada ao nível comportamental (como delinquência, rebeldia ou indisciplina) parece não ser o mecanismo que estaria explicando de maneira estrita o maior atraso escolar.

Ao incluir essas prevalências de exposição aos fatores de risco na turma para a amostra final irrestrita (do modelo 8 ao 11), nota-se que tanto o sinal quanto a magnitude dos parâmetros da exposição ao fator de risco à saúde no nível do aluno permanecem praticamente inalterados.

Ademais, a última especificação apresentada na Tabela 5 inclui variáveis explicativas que capturam a indisciplina do aluno. Verifica-se que estudantes com faltas propositais as aulas ou aqueles em que os pais ou responsáveis desconhecem as atividades realizadas pelas crianças no tempo livre possuem maior razão de chances de estarem com distorção idade-série, evidenciando que a indisciplina e o *background* familiar problemático se correlacionam positivamente com o atraso escolar. Assim, mesmo ao controlar por essa dimensão, alunos expostos ao cigarro e a bebida mantêm a tendência de maior atraso na escola. Destaca-se que nessa última especificação, o coeficiente para obesidade não apresentou significância estatística. Com base nesses resultados, nota-se que os fatores socioemocionais dos alunos podem ser uma importante dimensão que define problemas de desempenho escolar, mas que não se pode desconsiderar um possível papel do componente saúde e fisiológico.

Nessa mesma direção, a Tabela 6 reporta especificações alternativas para os resultados do modelo usando o contrafactual observável dos alunos expostos aos fatores de riscos considerados. Nesse caso, elas são desenvolvidas pela combinação de uma regressão ajustada com pesos baseados no *propensity score*, tal como realizado por Hirano & Imbens (2001). Em todas as especificações são incluídas variáveis que capturam o nível de indisciplina do estudante, com diferenças no controle para efeito fixo ou não da turma.

Os resultados apresentados na Tabela 6 mostram que as estimativas calculadas não são sensíveis nem no sinal e nem na magnitude para controle dos efeitos fixos da turma, bem como as variáveis atreladas ao nível de indisciplina dos discentes. Muito embora, as evidências encontradas se mantiveram para os diferentes testes efetuados, elas precisam ainda ser vistas apenas como indicativas de que alunos

Tabela 5. Análise de robustez dos resultados referentes à estimação dos efeitos dos fatores de risco comportamentais à saúde sobre o atraso escolar – Modelo Logit.

Covariadas	**(1)**	**(2)**	**(3)**	**(4)**	**(5)**	**(6)**
Exposição aos fatores de risco						
Cigarro	0,3707***	0,5394***	0,3897***	0,5691***		
Álcool	0,5538***	0,5635***	0,5702***	0,5806***		
Sobrepeso	0,0869***	0,0868***	0,0893***	0,0891***		
Experiência e uso: cigarro e álcool		−0,2160*		−0,2300**		
Controles						
Atributos do aluno e da família	✗	✗	✗	✗	✗	✗
Atributos da escola					✗	✗
Fatores regionais					✗	✗
Efeito Fixo da Turma	✗	✗				
Efeito Fixo da Escola			✗	✗		
Prevalência de exposição na turma						
Cigarro					0,1316	
Álcool						0,9157
Sobrepeso						
***Proxies* para indisciplina do aluno**						
Faltar propositalmente a aula						
Pais não controlam o tempo livre						
Envolvimento em brigas na escola						
Amostra final total	✗	✗	✗	✗		
Amostra restrita aos não-expostos					✗	✗

Covariadas	**(7)**	**(8)**	**(9)**	**(10)**	**(11)**	**(12)**
Exposição aos fatores de risco						
Cigarro		0,5481***			0,5423***	0,4107***
Álcool			0,4797***		0,4537***	0,4596***
Sobrepeso				0,1059**	0,1002**	0,0712
Experiência e uso: cigarro e álcool					−0,3107***	−0,2765***
Controles						
Atributos do aluno e da família	✗	✗	✗	✗	✗	✗
Atributos da escola	✗	✗	✗	✗	✗	✗
Fatores regionais	✗	✗	✗	✗	✗	✗
Efeito Fixo da Turma						✗
Prevalência de exposição na turma						
Cigarro		0,1414			−0,7157	
Álcool			0,9549***		1,0430***	
Sobrepeso	−0,4334**			−0,3683**	−0,5946	
***Proxies* para indisciplina do aluno**						
Faltar propositalmente a aula						0,4372***
Pais não controlam o tempo livre						0,1858***
Envolvimento em brigas na escola						−0,0535
Amostra final total		✗	✗	✗	✗	✗
Amostra restrita aos não-expostos	✗					

Nota: Efeitos para cigarro e álcool referentes à Definição 2.
* p-valor $< 0,10$; ** p-valor $< 0,05$; *** p-valor $< 0,01$.
Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PENSE 2012.

Tabela 6. Análise de robustez dos resultados referentes à estimação dos efeitos dos fatores de risco comportamentais à saúde sobre o atraso escolar – Modelo PSM.

Covariadas	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Exposição aos fatores de risco						
Cigarro	0,1075***	0,1033***				
Álcool			0,0769***	0,0784***		
Sobrepeso					0,0129***	0,0118***
Controles						
Atributos do aluno e da família	✗	✗	✗	✗	✗	✗
Atributos da escola	✗		✗		✗	
Fatores regionais	✗		✗		✗	
Efeito Fixo da Turma		✗		✗		✗
***Proxies* para indisciplina do aluno**						
Faltar propositalmente a aula	0,0844***	0,0795***	0,0854***	0,0808***	0,0999***	0,0909***
Pais não controlam o tempo livre	0,0115	0,0175**	0,0240***	0,0227***	0,0406***	0,0345***
Envolvimento em brigas na escola	−0,0195*	−0,0101	−0,0065	0,0004	0,0071	0,0112**
Amostra final total	✗	✗	✗	✗	✗	✗

Notas: As estimativas foram calculadas por meio de regressões reponderadas pelo PSM-K , condicionadas a covariadas que pudessem influenciar o atraso escolar, tal como indicadores sobre indisciplina do estudante. Efeitos para cigarro e álcool referentes à Definição 2.
$^{*}p$-valor $< 0,10$; $^{**}p$-valor $< 0,05$; $^{***}p$-valor $< 0,01$.
Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PENSE 2012.

expostos aos fatores de risco à saúde são mais propensos a apresentarem problemas de rendimento escolar no Brasil.

6. CONCLUSÕES

Este estudo apresenta direcionamentos empíricos sobre a relação de posturas de risco modificáveis à saúde na fase escolar e o desempenho educacional do indivíduo. Como ressaltado, esta pesquisa faz um incremento na literatura nacional, pois os trabalhos de complementariedade entre saúde e educação no país ainda não são muito explorados, bem como eles até então destacam basicamente o papel de condições antropométricas sobre o desempenho escolar com amostras menos representativas para o território nacional.

No desenvolvimento da presente pesquisa houve uma preocupação em verificar a robustez das estimativas calculadas, por isso a utilização de recortes amostrais específicos, diferentes métodos estatísticos e técnicas de pareamento e análises de sensibilidade para identificar a manutenção dos resultados para distintos grupos de controle e o nível de incerteza gerado por fatores não-observados capazes de alterar as conclusões sobre a direção dessas estimativas. Os resultados centrais corroboram a hipótese de que crianças expostas aos fatores de risco comportamentais à saúde possuem um maior atraso escolar. Considerando as evidências do presente estudo e a literatura especializada na área, como Renna (2007), D. C. Machado (2008), Ding et al. (2009), Eide et al. (2010) e Lindo et al. (2013), ações que envolvam o enfrentamento das DCNT, no tocante aos fatores de risco modificáveis, podem implicar não apenas melhorias na saúde física e psicológica, mas também numa melhoria do rendimento escolar.

A promoção de programas educativos na escola para mostrar os malefícios desses fatores de risco à saúde e ao resultado escolar seria valioso para os estudantes, a julgar pela forte influência dos *peer-effects* no ambiente escolar sobre a probabilidade da criança decidir adotar posturas de risco, dado que altas taxas de prevalência de colegas da escola expostos repercutem diretamente na decisão individual. Ademais, como reporta a literatura, políticas de promoção a saúde que afetem os hábitos da família também

são relevantes, principalmente os destinados ao enfrentamento dos hábitos não saudáveis praticados em comunidades mais carentes. Pois, as diferenças no resultado escolar estimuladas por tais hábitos ocorrem com mais força entre as crianças com o NSE mais desfavorável. Nessa linha, investimentos na primeira infância podem ser uma alternativa para melhorar as condições de saúde e os rendimentos acadêmicos, já que nessa fase as habilidades cognitivas e sócio-emotivas estão em processo de formação (Conti et al., 2010; HHS, 2012).

Por fim, adverte-se que apesar das evidências encontradas serem sugestivas sobre o papel da exposição aos fatores de risco comportamentais à saúde na performance escolar, a melhor identificação de causa e efeito requer preferencialmente pesquisas longitudinais, que acompanhem a mesma criança ao longo da vida escolar, inclusive verificando seus indicadores de saúde física e psicológica, para assim investigar com maior robustez o impacto da exposição aos fatores em destaque.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Abrevaya, J., & Tang, H. (2010). Body mass index in families: Spousal correlation, endogeneity, and intergenerational transmission. *Empirical Economics*, *41*(3), 841–864. doi: 10.1007/s00181-010-0403-6

Albernaz, A., Ferreira, F. & Franco, C. (2002). Qualidade e eqüidade no ensino fundamental brasileiro. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, *32*(3), 453–476.

Almeida, A. T. C. d. (2014). Determinantes dos piores e melhores resultados educacionais dos alunos da rede pública de ensino fundamental no Brasil. *Planejamento e Políticas Públicas*, *42*, 147–188. Disponível em: http://www.ipea.gov.br/ppp/index.php/PPP/article/view/284

Alves, M. T. G., & Soares, J. F. (2012). *O nível socioeconômico das escolas de educação básica brasileiras*. Belo Horizonte: UFMG.

Andreski, P., & Breslau, N. (1993). Smoking and nicotine dependence in young adults: Differences between blacks and whites. *Drug and Alcohol Dependence*, *32*(2), 119–125. doi: 10.1016/0376-8716(93)80004-X

Balsa, A. I., Giuliano, L. M. & French, M. T. (2011). The effects of alcohol use on academic achievement in high school. *Economics of Education Review*, *30*(1), 1–15. doi: 10.1016/j.econedurev.2010.06.015

Barros, R. P. d., Mendonça, R., Santos, D. D. d. & Quintaes, G. (2001). Determinantes do desempenho educacional no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, *31*(1), 1–42. Disponível em: http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/issue/view/18

Becker, G. S. (1965). A theory of the allocation of time. *The Economic Journal*, *75*(99), 493–517.

Becker, G. S., & Mulligan, C. B. (1997). The endogenous determination of time preference. *The Quarterly Journal of Economics*, *112*(3), 729–758.

Becker, G. S., Murphy, K. M. & Tamura, R. (1990). Human capital, fertility, and economic growth. *Journal of Political Economy*, *98*(5), S12–S37. Disponível em: http://www.jstor.org/stable/2937630

Bergen, H. a., Martin, G., Roeger, L. & Allison, S. (2005). Perceived academic performance and alcohol, tobacco and marijuana use: Longitudinal relationships in young community adolescents. *Addictive behaviors*, *30*(8), 1563–1573. doi: 10.1016/j.addbeh.2005.02.012

Brasil. (2011). *Plano de ações estratégicas para o enfrentamento das doenças crônicas não transmissíveis (DCNT) no Brasil: 2011–2022*. Brasília DF: Ministério da Saúde.

Brown, S. A., Tapert, S. F., Granholm, E. & Delis, D. C. (2000). Neurocognitive functioning of adolescents: Effects of protracted alcohol use. *Alcoholism, Clinical and Experimental Research*, *24*(2), 164–171. doi: 10.1111/j.1530-0277.2000.tb04586.x

Caliendo, M., & Kopeinig, S. (2005, May). *Some practical guidance for the implementation of propensity score matching* (Discussion Paper Nº 1588). Bonn, Germany: Institute for the Study of Labor (IZA). Disponível em: http://ftp.iza.org/dp1588.pdf

Carrell, S. E., Hoekstra, M. & West, J. E. (2011). Does drinking impair college performance? Evidence from a regression discontinuity approach. *Journal of Public Economics*, *95*(1-2), 54–62. doi: 10.1016/j.jpubeco.2010.08.008

Cawley, J., & Ruhm, C. (2011, May). *The economics of risky health behaviors* (Working Paper N° 17081). National Bureau of Economic Research (NBER). doi: 10.3386/w17081

Chaloupka, F. J., & Warner, K. E. (1999, March). *The economics of smoking* (Working Paper N° 7047). National Bureau of Economic Research (NBER). doi: 10.3386/w7047

Chatterji, P. (2006). Does alcohol use during high school affect educational attainment? Evidence from the national education longitudinal study. *Economics of Education Review*, *25*(5), 482–497. doi: 10.1016/j.econedurev.2005.05.005

Cole, T. J., Bellizzi, M. C., Flegal, K. M. & Dietz, W. H. (2000). Establishing a standard definition for child overweight and obesity worldwide: International survey. *BMJ*, *320*(7244), 1–6. doi: 10.1136/bmj.320.7244.1240

Coleman, J. S., Campbell, E. Q., Hobson, C. J., McPartland, J., Mood, A. M., Weinfeld, F. D. & York, R. L. (1966). *Equality of educational opportunity* (Survey report). Washington DC: National Center for Educational Statistics. Disponível em: http://files.eric.ed.gov/fulltext/ED012275.pdf

Conti, G., Heckman, J. & Urzua, S. (2010). The education-health gradient. *American Economic Review*, *100*(2), 234–238. doi: 10.1257/aer.100.2.234

Cornfield, J., Haenszel, W., Hammond, E. C., Lilienfeld, A. M., Shimkin, M. B. & Wynder, E. L. (1959). Smoking and lung cancer: Recent evidence and a discussion of some questions. *Jornal of the National Cancer Institute*, *22*(1), 173–203. doi: 10.1093/ije/dyp289

Crosnoe, R., & Muller, C. (2004). Body mass index, academic achievement, and school context: Examining the educational experiences of adolescents at risk of obesity. *Journal of Health and Social Behavior*, *45*(4), 393–407. doi: 10.1177/002214650404500403

Cutler, D. M., & Glaeser, E. (2005, February). *What explains differences in smoking, drinking and other health-related behaviors* (Working Paper N° 11100). National Bureau of Economic Research (NBER). doi: 10.3386/w11100

Cutler, D. M., & Lleras-Muney, A. (2010). Understanding differences in health behaviors by education. *Journal of Health Economics*, *29*(1), 1–28. doi: 10.1016/j.jhealeco.2009.10.003

Ding, W., Lehrer, S. F., Rosenquist, J. N. & Audrain-McGovern, J. (2009). The impact of poor health on academic performance: New evidence using genetic markers. *Journal of Health Economics*, *28*(3), 578–97. doi: 10.1016/j.jhealeco.2008.11.006

DiPrete, T. A., & Gangl, M. (2004). Assessing bias in the estimation of causal effects: Rosenbaum bounds on matching estimators and instrumental variables estimation with imperfect instruments. *Sociological Methodology*, *34*(1), 271–310.

Eide, E. R., & Showalter, M. H. (1998). The effect of school quality on student performance: A quantile regression approach. *Economics Letters*, *58*, 345–350.

Eide, E. R., & Showalter, M. H. (2011). Estimating the relation between health and education: What do we know and what do we need to know? *Economics of Education Review*, *30*(5), 778–791. doi: 10.1016/j.econedurev.2011.03.009

Eide, E. R., Showalter, M. H. & Goldhaber, D. D. (2010). The relation between children's health and academic achievement. *Children and Youth Services Review*, *32*(2), 231–238. doi: 10.1016/j.childyouth.2009.08.019

Ellickson, P. L., Tucker, J. S. & Klein, D. J. (2001). High-risk behaviors associated with early smoking: Results from a 5-year follow-up. *Journal of Adolescent Health*, *28*(6), 465–473.

Florin, T. A., Shults, J. & Stettler, N. (2011). Perception of overweight is associated with poor academic performance

in US adolescents. *The Journal of School Health*, *81*(11), 663–670. doi: 10.1111/j.1746-1561.2011.00642.x

Foster, A. D., & Rosenzweig, M. R. (1995). Learning by doing and learning from others: Human capital and technical change in agriculture. *Journal of Political Economy*, *103*(6), 1176–1209. Disponível em: http://www.jstor.org/stable/2138708

Gastwirth, J. L., Krieger, A. M. & Rosenbaum, P. R. (1998). Dual and simultaneous sensitivity analysis for matched pairs. *Biometrika*, *85*(4), 907–920.

Glewwe, P. W., Hanushek, E. A., Humpage, S. D. & Ravina, R. (2011, October). *School resources and educational outcomes in developing countries: A review of the literature from 1990 to 2010* (Working Paper Nº 17554). National Bureau of Economic Research (NBER). doi: 10.3386/w17554

Glewwe, P. W., & Jacoby, H. G. (1995). An economic analysis of delayed primary school enrollment in a low income country: The role of early childhood nutrition. *The Review of Economics and Statistics*, *77*(1), 156–169.

Gomes-Neto, J. B., & Hanushek, E. A. (1994). Causes and consequences of grade repetition: Evidence from Brazil. *Economic Development and Cultural Change*, *43*(1), 117–148. doi: 10.1086/452138

Gomes-Neto, J. B., Hanushek, E. A., Leite, R. H. & Frota-Bezzera, R. C. (1997). Health and schooling: Evidence and policy implications for developing countries. *Economics of Education Review*, *16*(3), 271–282.

Grossman, M. (2005, August). *Education and nonmarket outcomes* (Working Paper Nº 11582). National Bureau of Economic Research (NBER). doi: 10.3386/w11582

Hanushek, E. A. (1970). The production of education, teacher quality, and efficiency. In U.S. Office of Education (Ed.), *Do teachers make a difference?* (pp. 79–99). Washington DC: U.S. Department of Health, Education, and Welfare.

Hanushek, E. A. (1971). Teacher characteristics and gains in student achievement: Estimation using micro data. *The American Economic Review*, *61*(2), 280–288. Disponível em: http://www.jstor.org/stable/10.2307/1817003

Hanushek, E. A. (1986). The economics of schooling: Production and efficiency in public schools. *Journal of Economic Literature*, *24*(3), 1141–1177.

Hanushek, E. A., & Woessmann, L. (2008). The role of cognitive skills in economic development. *Journal of Economic Literature*, *46*(3), 607–668. doi: 10.1257/jel.46.3.607

HHS (U.S. Department of Health and Human Services). (2012). *Preventing tobacco use among youth and young adults: A report of the Surgeon General* (Report). Atlanta, GA: U.S. Department of Health and Human Services, Centers for Disease Control and Prevention, National Center for Chronic Disease Prevention and Health Promotion, Office on Smoking and Health. Disponível em: http://www.surgeongeneral.gov/library/reports/preventing-youth-tobacco-use/

Hirano, K., & Imbens, G. W. (2001). Estimation of causal effects using propensity score weighting: An application to data on right heart catheterization. *Health Services & Outcomes Research Methodology*, *2*(3), 259–278.

IBGE. (2013). *Pesquisa nacional de saúde do escolar 2012*. Rio de Janeiro: Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Disponível em: http://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv64436.pdf

INEP. (2004). *Dicionário de indicadores educacionais: Fórmulas de cálculo*. Brasília, DF: MEC/INEP. Disponível em: http://www.publicacoes.inep.gov.br/portal/download/263

Jacobsen, L. K., Krystal, J. H., Mencl, W. E., Westerveld, M., Frost, S. J. & Pugh, K. R. (2005). Effects of smoking and smoking abstinence on cognition in adolescent tobacco smokers. *Biological Psychiatry*, *57*(1), 56–66. doi: 10.1016/j.biopsych.2004.10.022

Jacobsen, L. K., Pugh, K. R., Constable, R. T., Westerveld, M. & Mencl, W. E. (2007). Functional correlates of verbal memory deficits emerging during nicotine withdrawal in abstinent adolescent cannabis users. *Biological*

Psychiatry, *61*(1), 31–40. doi: 10.1016/j.biopsych.2006.02.014

Jamison, D. T. (1986). Child malnutrition and school performance in China. *Journal of Development Economics*, *20*(2), 299–309. doi: 10.1016/0304-3878(86)90026-X

Jeynes, W. H. (2002). The relationship between the consumption of various drugs by adolescents and their academic achievement. *The American Journal of Drug and Alcohol Abuse*, *28*(1), 15–35. doi: 10.1081/ADA-120001279

Jurges, H., Reinhold, S. & Salm, M. (2011). Does schooling affect health behavior? Evidence from the educational expansion in Western Germany. *Economics of Education Review*, *30*(5), 862–872. doi: 10.1016/j.econedurev.2011.04.002

Kaestner, R., & Grossman, M. (2009). Effects of weight on children's educational achievement. *Economics of Education Review*, *28*(6), 651–661. doi: 10.1016/j.econedurev.2009.03.002

Kaestner, R., Grossman, M. & Yarnoff, B. (2011). Effects of weight on adolescent educational attainment. In M. Grossman & N. H. Mocan (Eds.), *Economic aspects of obesity* (pp. 283–313). Chicago: University of Chicago Press.

Kenkel, D. S., & Wang, P. (1999). Are alcoholics in bad jobs? In F. J. Chaloupka (Ed.), *The economic analysis of substance use and abuse: An integration of econometrics and behavioral economic research*. Chicago: University of Chicago Press.

Koch, S. F., & Ribar, D. C. (2001). A siblings analysis of the effects of alcohol consumption onset on educational attainment. *Contemporary Economic Policy*, *19*(2), 162–174.

Kristjansson, A. L., Sigfusdottir, I. D. & Allegrante, J. P. (2010). Health behavior and academic achievement among adolescents: The relative contribution of dietary habits, physical activity, body mass index, and self-esteem. *Health Education & Behavior*, *37*(1), 51–64. doi: 10.1177/1090198107313481

Kuczmarski, R. J., Ogden, C. L., Guo, S. S., Grummer-Strawn, L. M., Flegal, K. M., Mei, Z., … Johnson, C. L. (2002). 2000 CDC growth charts for the United States: Methods and development. *Vital and Health Statistics*, *11*(246), 1–190.

Levine, P. B., Gustafson, T. A. & Velenchik, A. D. (1997). More bad news for smokers? The effects of cigarette smoking on wages. *Industrial and Labor Relations Review*, *50*(3), 493–509.

Lindo, J. M., Swensen, I. D. & Waddell, G. R. (2013). Alcohol and student performance: Estimating the effect of legal access. *Journal of Health Economics*, *32*(1), 22–32. doi: 10.1016/j.jhealeco.2012.09.009

Lye, J., & Hirschberg, J. (2010). Alcohol consumption and human capital: A retrospective study of the literature. *Journal of Economic Surveys*, *24*(2), 309–338. doi: 10.1111/j.1467-6419.2009.00616.x

Machado, A. F., Moro, S., Martins, L. & Rios, J. (2008). Qualidade do ensino em matemática: Determinantes do desempenho de alunos em escolas públicas estaduais mineiras. *Revista da Anpec*, *9*(1), 23–45. Disponível em: https://anpec.org.br/revista/vol9/vol9n1p23_45.pdf

Machado, D. C. (2008). Efeitos da saúde na idade de entrada à escola. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, *38*(1), 67–96. Disponível em: http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/view/1067

Machado, D. C., & Gonzaga, G. (2007). O impacto dos fatores familiares sobre a defasagem idade-série de crianças no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, *61*(4), 449–476.

Mankiw, N. G., Romer, D. & Weil, D. N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, *107*(2), 407–437. doi: 10.2307/2118477

Martins, S. S., & Alexandre, P. K. (2009). The association of ecstasy use and academic achievement among adolescents in two U.S. national surveys. *Addictive Behaviors*, *34*(1), 9–16. doi: 10.1016/j.addbeh.2008.07.022

Moock, P. R., & Leslie, J. (1986). Childhood malnutrition and schooling in the Terai Region of Nepal. *Journal of Development Economics*, *20*, 33–52.

Mullahy, J., & Sindelar, J. L. (1996). Employment, unemployment, and problem drinking. *Journal of Health Economics*, *15*(4), 409–34. Disponível em: http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/10164037

O'Neill, D. (1995). Education and income growth: Implications for cross-country inequality. *Journal of Political Economy*, *103*(6), 1289–1301. Disponível em: http://www.jstor.org/stable/2138712

Park, C., & Kang, C. (2008). Does education induce healthy lifestyle? *Journal of Health Economics*, *27*(6), 1516–1531. doi: 10.1016/j.jhealeco.2008.07.005

Pessoa, D. G. C., Silva, P. L. N. & Duarte, R. P. N. (1997). Análise estatística de dados de pesquisas por amostragem: problemas no uso de pacotes-padrões. *Revista Brasileira de Estatística*, *58*(210), 53–75.

Pirie, P. L., Murray, D. M. & Luepker, R. V. (1988). Smoking prevalence in a cohort of adolescents, including absentees, dropouts, and transfers. *American Journal of Public Health*, *78*(2), 176–179.

Ponzo, M. (2013). Does bullying reduce educational achievement? An evaluation using matching estimators. *Journal of Policy Modeling*, *35*(6), 1057–1078. doi: 10.1016/j.jpolmod.2013.06.002

Rangvid, B. S. (2007). School composition effects in Denmark: Quantile regression evidence from PISA 2000. *Empirical Economics*, *33*(2), 359–388. doi: 10.1007/s00181-007-0133-6

Rees, D. I., & Sabia, J. J. (2011). The effect of migraine headache on educational attainment. *Journal of Human Resources*, *46*(2), 317–332. doi: 10.1353/jhr.2011.0019

Rees, D. I., & Sabia, J. J. (2014). The kid's speech: The effect of stuttering on human capital acquisition. *Economics of Education Review*, *38*, 76–88. doi: 10.1016/j.econedurev.2013.07.007

Reilly, J. J., & Kelly, J. (2011). Long-term impact of overweight and obesity in childhood and adolescence on morbidity and premature mortality in adulthood: Systematic review. *International Journal of Obesity*, *35*(7), 891–898. doi: 10.1038/ijo.2010.222

Renna, F. (2007). The economic cost of teen drinking: Late graduation and lowered earnings. *Health Economics*, *419*, 407–419. doi: 10.1002/hec

Renna, F. (2008). Teens alcohol consumption and schooling. *Economics of Education Review*, *27*(1), 69–78. doi: 10.1016/j.econedurev.2006.05.002

Riani, J. d. L. R., & Rios-Neto, E. L. G. (2008). Background familiar versus perfil escolar do município: Qual possui maior impacto no resultado educacional dos alunos brasileiros. *Revista Brasileira de Estudos de População*, *25*(2), 251–269. doi: 10.1590/S0102-30982008000200004

Ribeiro, R., & Cacciamali, M. C. (2012). Impactos do Programa Bolsa-Família sobre os indicadores educacionais. *EconomiA*, *13*(2), 415–446. Disponível em: http://www.anpec.org.br/revista/vol13/vol13n2p415_446.pdf

Rios-Neto, E. L. G., César, C. C. & Riani, J. d. L. R. (2002). Estratificação educacional e progressão escolar por série no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, *32*(3), 395–415. Disponível em: http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/viewFile/137/72

Rosenbaum, P. R. (2002). Attributing to treatment in matched observational studies. *Journal of the American Statistical Association*, *97*(457), 183–192.

Rosenbaum, P. R. (2010). *Design of observational studies*. New York: Springer.

Rosenbaum, P. R., & Rubin, D. B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies foir causal effects. *Biometrika*, *70*(1), 41–55.

Sampaio, B., Sampaio, Y., Mello, E. P. G. d. & Melo, A. S. (2011). Desempenho no vestibular, *background* familiar e evasão: Evidências da UFPE. *Economia Aplicada*, *15*(2), 287–309. doi: 10.1590/S1413-80502011000200006

Schultz, T. W. (1961). Investment in human capital. *The American Economic Review*, *51*(1), 1–17. Disponível em: http://www.jstor.org/stable/1818907

Sigfusdottir, I. D., Kristjansson, A. L. & Allegrante, J. P. (2007). Health behaviour and academic achievement in Icelandic school children. *Health education research*, *22*(1), 70–80. doi: 10.1093/her/cyl044

Silva, P. L. N., Pessoa, D. G. C. & Lila, M. F. (2002). Análise estatística de dados da pnad: Incorporando a estrutura

do plano amostral. *Ciência & Saúde Coletiva*, *7*(4), 659–670.

Soares, J. F., & Andrade, R. J. d. (2006). Nível soceioeconômico, qualidade e eqüidade das escolas de Belo Horizonte. *Avaliação e Políticas Públicas em Educação*, *14*(40), 107–126.

Soares, T. M. (2003). Influência do professor e do ambiente em sala de aula sobre a proficiência alcançada pelos alunos avaliados no Simave-2002. *Estudos em Avaliação Educacional*(28), 103–124. doi: 10.18222/eae02820032172

Soares-Neto, J. J., de Jesus, G. R., Karino, C. A. & de Andrade, D. F. (2013). Uma escala para medir a infraestrutura escolar. *Estudos em Avaliação Educacional*, *24*(54), 78–99.

van der Linden, W. J., & Hambleton, R. K. (Eds.). (2010). *Handbook of modern item response theory* (2ª ed.). New York: Springer.

Veronneau, M., Trempe, S. & Paiva, A. O. (2014). Risk and protection factors in the peer context: How do other children contribute to the psychosocial adjustment of the adolescent? *Ciência & Saúde Coletiva*, *19*(3), 695–705. doi: 10.1590/1413-81232014193.17972013

Wakefield, J. (2003). Sensitivity analyses for ecological regression. *Biometrics*, *59*(1), 9–17.

Wooldridge, J. W. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data* (2ª ed.). Massachusetts: MIT Press.

Yamada, T., Kendix, M. & Yamada, T. (1996). The impact of alcohol consumption and marijuana use on high school graduation. *Health Economics*, *5*(1), 77–92.

Zeigler, D. W., Wang, C. C., Yoast, R. A., Dickinson, B. D., McCaffree, M. A., Robinowitz, C. B. & Sterling, M. L. (2005). The neurocognitive effects of alcohol on adolescents and college students. *Preventive Medicine*, *40*(1), 23–32. doi: 10.1016/j.ypmed.2004.04.044

APÊNDICE.

Tabela A-1. Descrição dos itens utilizados para a elaboração do Nível Socioeconômico (NSE).

Item	Descrição do item	Escala	Prop.	a	d
1	Existe telefone fixo (convencional)	1, se sim; 0, c.c.	0,528	1,193	0,017
2	O aluno tem celular	1, se sim; 0, c.c.	0,850	0,742	2,076
3	Possui computador em casa	1, se sim; 0, c.c.	0,660	6,371	3,160
4	Acesso à internet em casa	1, se sim; 0, c.c.	0,604	4,890	1,897
5	Algum morador na residência possui carro	1, se sim; 0, c.c.	0,502	1,613	0,211
6	Algum morador na residência possui moto	1, se sim; 0, c.c.	0,297	−0,112	−0,688
7	*Número de banheiros com chuveiro dentro da casa*[a]	De 0 a 4		1,180	
	Sem banheiro	0	0,043	0,000	0,000
	Apenas um banheiro	1	0,649	1,000	3,436
	Dois banheiros	2	0,228	2,000	2,615
	Três banheiros	3	0,055	3,000	0,615
	Quatro banheiros ou mais	4	0,025	4,000	−1,612
8	Empregado doméstico na casa cinco ou mais dias por semana	1, se sim; 0, c.c.	1,480	1,465	−2,502
9	*Faixa de escolaridade da mãe*[a]	De 0 a 4		0,749	
	Nunca estudou ou ensino fundamental incompleto	0	0,423	0,000	0,000
	Ensino fundamental completo ou médio incompleto	1	0,181	1,000	−0,463
	Ensino médio completo	2	0,234	2,000	−0,174
	Ensino superior incompleto	3	0,054	3,000	−1,818
	Ensino superior completo ou mais anos de estudo	4	0,109	4,000	−1,702
10	*Faixa de escolaridade do pai*[a]	De 0 a 4		0,724	
	Nunca estudou ou ensino fundamental incompleto	0	0,468	0,000	0,000
	Ensino fundamental completo ou médio incompleto	1	0,176	1,000	−0,653
	Ensino médio completo	2	0,207	2,000	−0,470
	Ensino superior incompleto	3	0,045	3,000	−2,151
	Ensino superior completo ou mais anos de estudo	4	0,105	4,000	−1,899

Notas: Parâmetros estimados pela TRI policotômica ordinal unidimensional: a = inclinação; d = intercepto. Nesse caso o modelo usado foi o de crédito parcial generalizado, obtido através da seguinte equação:

$$\Pr_i q(\theta) = \frac{\exp\left(\sum_{j=0}^{q} Ba_i(\theta - d_{ij})\right)}{\sum_{r=0}^{m_i}\left[\exp\left\{\sum_{j=0}^{r} Ba_i(\theta - d_{ij})\right\}\right]},$$

onde θ é o traço latente e o indexador i refere-se ao i-ésimo item, com m categorias.
[a] Variável policotômica.
Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PENSE 2012, tendo por base J. F. Soares & Andrade (2006) e Alves & Soares (2012).

Tabela A-2. Descrição dos itens utilizados para a elaboração do indicador de infraestrutura da escola (IEE).

Item	Descrição do item	Escala	Prop.	a	d
1	Existência de biblioteca na escola	1, se sim; 0, c.c.	0,908	1,275	2,481
2	Existência de laboratório de informática	1, se sim; 0, c.c.	0,871	1,044	2,188
3	Acesso direto à computadores da escola na sala de aula	1, se sim; 0, c.c.	0,279	0,430	−1,234
4	Acesso à internet através de equipamentos da escola	1, se sim; 0, c.c.	0,859	1,061	1,335
5	Existência de sala para os recursos de mídia/comunicação	1, se sim; 0, c.c.	0,683	1,008	0,512
6	Existência de cantina	1, se sim; 0, c.c.	0,552	0,959	−0,069
7	Existência de quadra de esportes	1, se sim; 0, c.c.	0,830	5,705	4,590
8	Existência de quadra de esporte coberta	1, se sim; 0, c.c.	0,745	3,309	0,699
9	Existência de pista para corrida/atletismo na escola	1, se sim; 0, c.c.	0,026	1,400	−4,502
10	Existência de piscina em condições de uso	1, se sim; 0, c.c.	0,140	1,943	−3,338
11	Existência de vestiário em condições de uso para os alunos	1, se sim; 0, c.c.	0,358	1,839	−1,387

Notas: Parâmetros estimados pela TRI dicotômica unidimensional: a = inclinação; d = intercepto. O modelo logístico de dois parâmetros para o caso de resposta binária é expresso por $\Pr_i(\theta) = 1/\{1+\exp[-a_i(\theta+d_i)]\}$, onde θ é o traço latente e o indexador i refere-se ao i-ésimo item.
Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PENSE 2012, tendo por base Soares-Neto et al. (2013).

Tabela A-3. Estatística descritivas das variáveis.

Variável	N	P	Média	DP	Mín.	Máx.
Gênero (homem=1)	66.844	1.897.670	0,480	0,500	0,000	1,000
Raça (Branca=1)	66.844	1.897.670	0,386	0,487	0,000	1,000
Trabalha	66.844	1.897.670	0,129	0,336	0,000	1,000
Experiência: cigarro	66.844	1.897.670	0,180	0,384	0,000	1,000
Experiência e uso: cigarro	66.844	1.897.670	0,041	0,198	0,000	1,000
Experiência: álcool	66.844	1.897.670	0,663	0,473	0,000	1,000
Experiência e uso: álcool	66.844	1.897.670	0,244	0,429	0,000	1,000
Sobrepeso	66.844	1.897.670	0,158	0,365	0,000	1,000
Núcleo familiar biparental	66.844	1.897.670	0,679	0,467	0,000	1,000
NSE do aluno	66.844	1.897.670	0,458	0,199	0,000	1,000
Tamanho da família	66.844	1.897.670	4,583	1,614	1,000	30,000
Pai fumante	66.844	1.897.670	0,139	0,346	0,000	1,000
Mã fumante	66.844	1.897.670	0,085	0,279	0,000	1,000
Reação contrária dos pais ao uso do álcool	66.844	1.897.670	0,906	0,292	0,000	1,000
Frequência de consumo: legumes	66.844	1.897.670	3,397	2,590	0,000	7,000
Frequência de consumo: frutas	66.844	1.897.670	3,100	2,495	0,000	7,000
Tamanho da escola (matrículas em mil)	66.844	1.897.670	0,983	0,568	0,067	8,300
Rede pública	66.844	1.897.670	0,802	0,399	0,000	1,000
Conselho Escolar	66.844	1.897.670	0,867	0,340	0,000	1,000
Índice de infraestrutura (IEE)	66.844	1.897.670	0,480	0,196	0,000	1,000
NSE da escola	66.844	1.897.670	0,455	0,145	0,105	0,941
Prevalência de exposição na escola						
Experiência: cigarro (def.1)	66.844	1.897.670	0,194	0,107	0,000	0,714
Experiência e uso: cigarro (def.2)	66.844	1.897.670	0,050	0,049	0,000	0,538
Experiência: álcool (def.1)	66.844	1.897.670	0,669	0,132	0,050	1,000
Experiência e uso: álcool (def.2)	66.844	1.897.670	0,259	0,106	0,000	0,722
Sobrepeso	66.844	1.897.670	0,156	0,068	0,000	0,600
Capital	66.844	1.897.670	0,780	0,415	0,000	1,000
Região Norte	66.844	1.897.670	0,082	0,275	0,000	1,000
Região Nordeste	66.844	1.897.670	0,257	0,437	0,000	1,000
Região Sul	66.844	1.897.670	0,157	0,364	0,000	1,000
Região Centro-Oeste	66.844	1.897.670	0,080	0,271	0,000	1,000

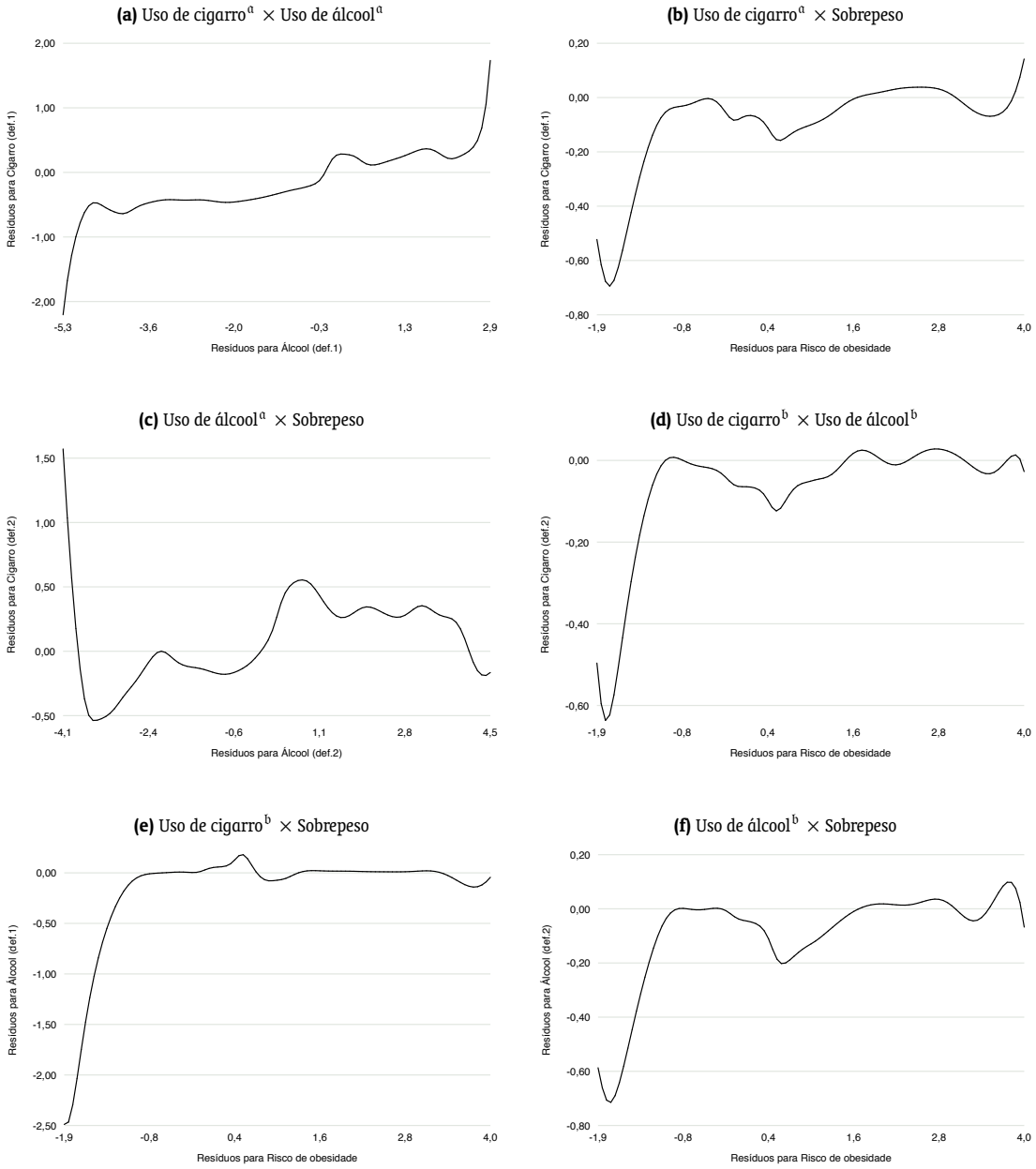
Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PENSE 2012.

Tabela A-4. Efeito marginal de variáveis explicativas discretas (D) e contínuas (C) sobre a probabilidade de atraso escolar no Brasil 2012 – a partir do modelo logit do Estágio I.

Covariadas	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Atributos do aluno e da família									
D. Gênero (homem=1)	0,0937***	0,0965***	0,0942***	0,0945***	0,0966***	0,0954***	0,0954***	0,0967***	0,0968***
D. Raça (Branca=1)	−0,0276***	−0,0288***	−0,0287***	−0,0280***	−0,0279***	−0,0278***	−0,0278***	−0,0276***	−0,0276***
D. Trabalha	0,0968***	0,1009***	0,1066***	0,1018***	0,0918***	0,0942***	0,0941***	0,0901***	0,0901***
D. Núcleo familiar biparental	−0,0740***	−0,0767***	−0,0809***	−0,0782***	−0,0736***	−0,0721***	−0,0722***	−0,0726***	−0,0726***
C. NSE do aluno	−0,2592***	−0,2697***	−0,2617***	−0,2614***	−0,2689***	−0,2641***	−0,2641***	−0,2678***	−0,2680***
C. Tamanho da família	0,0144***	0,0151***	0,0148***	0,0145***	0,0144***	0,0146***	0,0146***	0,0143***	0,0143***
Atributos da escola									
C. Total de matrículas (em mil)	0,0088	0,0092	0,0097	0,0092	0,0095	0,0084	0,0084	0,0091	0,0091
D. Rede pública	−0,0167	−0,0127	−0,0115	−0,0134	−0,0159	−0,0167	−0,0168	−0,0165	−0,0165
D. Conselho Escolar	−0,0478***	−0,0469***	−0,0468***	−0,0472***	−0,0467***	−0,0477***	−0,0477***	−0,0468***	−0,0469***
C. Índice de infraestrutura (IEE)	−0,1289***	−0,1281***	−0,1276***	−0,1282***	−0,1289***	−0,1287***	−0,1286***	−0,1286***	−0,1287***
C. NSE da escola	−0,3886***	−0,3920***	−0,3804***	−0,3826***	−0,3854***	−0,3952***	−0,3955***	−0,3866***	−0,3863***
Fatores regionais									
D. Capital	−0,0606	−0,0630	−0,0638	−0,0626	−0,0629	−0,0603	−0,0603	−0,0621	−0,0620
D. Região Norte	0,0286	0,0285	0,0263	0,0283	0,0315	0,0304	0,0304	0,0329	0,0329
D. Região Nordeste	−0,0207	−0,0221	−0,0224	−0,0207	−0,0216	−0,0197	−0,0197	−0,0198	−0,0198
D. Região Sul	−0,0697	−0,0647	−0,0602	−0,0634	−0,0676	−0,0711	−0,0710	−0,0684	−0,0685
D. Região Centro-Oeste	0,0060	0,0094	0,0110	0,0095	0,0087	0,0063	0,0064	0,0088	0,0089
Exposição aos fatores de risco									
D. Experiência: cigarro (def.1)	0,0866***					0,0759***	0,0695***		
D. Experiência: álcool (def.1)		0,0452***				0,0286	0,0318**		
D. Sobrepeso			0,0154**			0,0144*	0,0144*	0,0148**	0,0146**
D. Experiência e uso: cigarro (def.2)				0,1086***				0,0528***	0,0848***
D. Experiência e uso: álcool (def.2)					0,1018***			0,0951***	0,0949***
Observações	66.844	66.844	66.844	66.844	66.844	66.844	66.844	66.844	66.844
População	1.897.670	1.897.670	1.897.670	1.897.670	1.897.670	1.897.670	1.897.670	1.897.670	1.897.670
Estratos	32	32	32	32	32	32	32	32	32
UPA	1.473	1.473	1.473	1.473	1.473	1.473	1.473	1.473	1.473

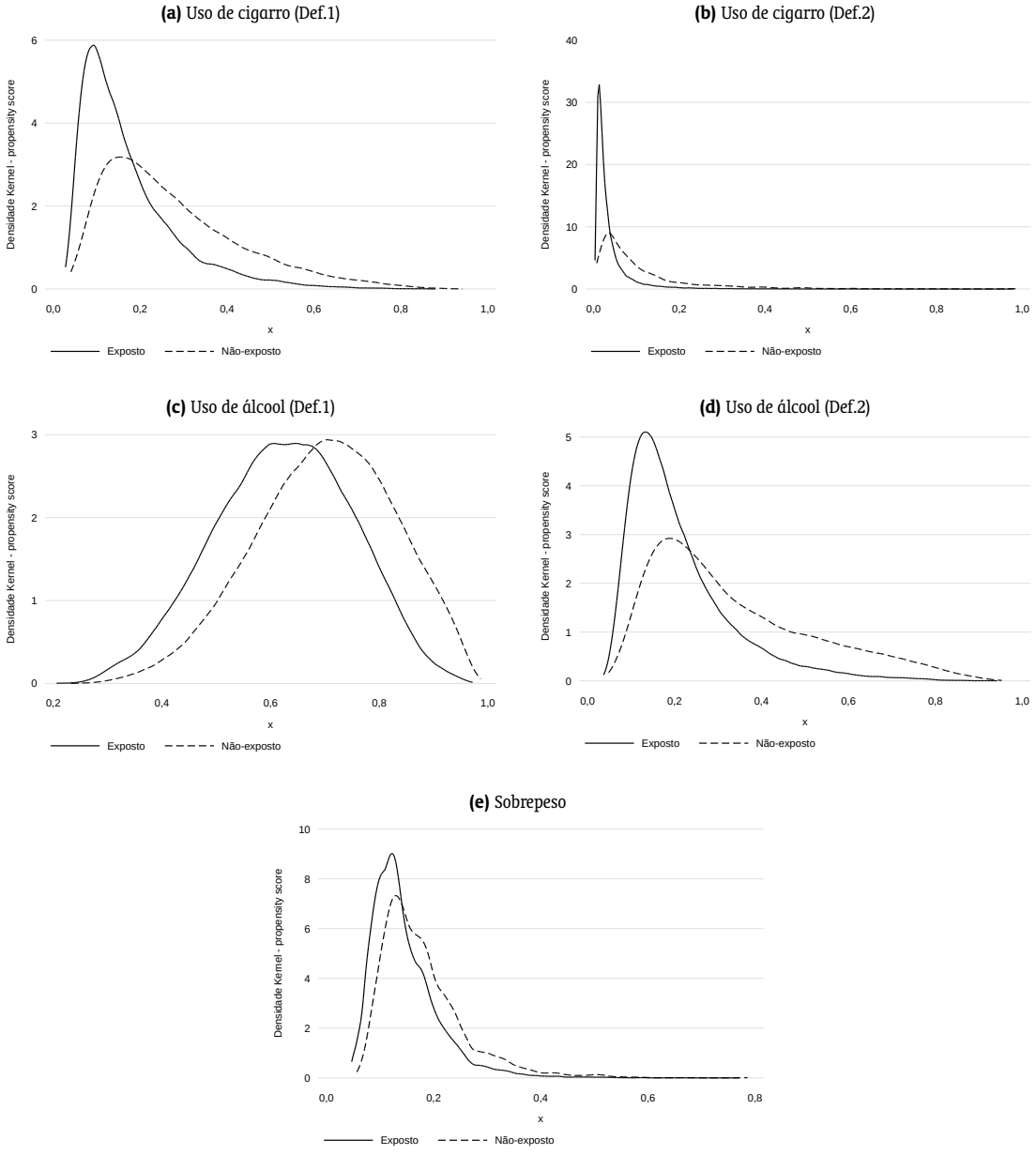
Notas: As estimativas são desenvolvidas considerando, além do peso amostral, a estratificação e a UPA do plano amostral.
Legenda: D = estimativa calculada pela equação (4); C = estimativa calculada pelo efeito parcial médio (EPM).
* p-valor $< 0,10$; ** p-valor $< 0,05$; *** p-valor $< 0,01$.
Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PENSE 2012.

Figura A-1. Curvas não-paramétricas entre os termos residuais das equações do estágio inicial do PSM.



[a] Definição 1; [b] Definição 2.
Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PENSE 2012.

Figura A-2. Densidade Kernel do *propensity score* entre expostos e não-expostos por tipo de fator de risco comportamental à saúde.



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PENSE 2012.

r b e

ISSN 0034-7140
DOI 10.5935/0034-7140.20160008
Revista Brasileira de Economia, **70**(2), 171–182

Reaching a Broader Audience: Mário Henrique Simonsen's International Career*

Andrea Felippe Cabello†

Contents: **1. Introduction; 2. Simonsen's life; 3. Simonsen's career before the 1980s; 4. Leaving the Government; 5. International Career; 6. Overview of his contributions; 7. Conclusions.**

Keywords: **Mário Henrique Simonsen, Brazilian Economists, Inflationary Inertia, Debt.**

JEL Code: **B31.**

The paper discusses Mário Henrique Simonsen's incursions in the International Economic Debate, which started as soon as he left the Brazilian Government in the early 1980s. It is argued that, although he searched for a larger audience for his papers, he focused on the most relevant areas of the Brazilian economic debate of the time, that is, external debt and inflation and its several layers: indexations, inflationary inertia, incomes policy and its social cost. Also, he wanted to influence policy, searching for concrete solutions for these problems both domestically and internationally.

O artigo discute as incursões de Mário Henrique Simonsen no debate econômico internacional, que começaram assim que ele deixou o Governo Brasileiro no começo dos anos 1980. Argumenta-se que, apesar de ele buscar uma audiência maior para seus trabalhos, ele se focou nos temas mais relevantes para o debate econômico brasileiro da época, isto é, dívida externa, inflação e suas diversas facetas: indexação, inércia inflacionária, política de rendas e seu custo social. Além disso, com seu objetivo de influenciar política, buscava por soluções concretas para esses problemas tanto na esfera doméstica quanto internacional.

1. INTRODUCTION

Mário Henrique Simonsen was one of the most important Brazilian economists in the twentieth century. He had a very prolific career that spanned from the 1960s until his death in 1997. However, in the 1980s, he started to consistently write in English and this enabled him to influence a larger audience—that is when his career as an international scholar began.

The purpose of this paper is to discuss Simonsen's career focusing on the international turn it took in the 1980s. The first section discusses his life while the second one addresses his work before the 1980s; the third section describes the period when he left the Brazilian Government to dedicate his time to study and lecture; the fourth one analyzes his main contributions made in English, while the fifth section proposes an overview of these contributions. Section six brings our conclusions.

*The author would like to thank Eliana Cardoso, Fernando de Holanda Barbosa, Renato Fragelli and Rubens Cysne for interviews given during the research for this article. Any errors or incorrections, however, are fully my fault.

†Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade · Universidade de Brasília. Campus Darcy Ribeiro, Asa Norte, Brasília – DF. CEP 70919-970. Caixa Postal 4302. Email: andreafc@gmail.com, andreafc@unb.br

2. SIMONSEN'S LIFE

Mário Henrique Simonsen was born in 1935 in Rio de Janeiro, and from a very early age he was in contact with Economics, as Eugênio Gudin was his cousin—Gudin's father was Simonsen's great grandfather's brother (Alberti, Rocha, & Sarmento, 2002). Many sources stress his talents for mathematics and his auto didacticism.

He received a Degree in Engineering from Escola Nacional de Engenharia (ENE) in 1957 and later, in 1963, one in Economics from the University of Rio de Janeiro (Ellis, 1969) and while working as a consultant at Consultec,[1] he forged many relationships that would become important for his early career. He also started his career as a lecturer, teaching classes at his Engineering school, at Instituto de Matemática Pura e Aplicada (IMPA) and at the Conselho Nacional de Economia (Alberti et al., 2002).

However, his academic career is linked to the Fundação Getulio Vargas (FGV), which he joined as a lecturer in 1961 and only left when he died in 1997. For most of his time there, he directed its graduate school (Leal, 1998) and had a special role in its journal, which is, perhaps, the main academic journal of Economics in Brazil, Revista Brasileira de Economia (RBE), both contributing and editing it. In all, he had 23 papers published in it—Faro (1998) argues that Simonsen was seen as a last resort when there were not enough papers fit for publication.

As important as his academic contributions, were his political ones. Campos (1998) cites Simonsen's participation, still as a consultant at Consultec, in viability studies related to Plano de Metas, the government planning project of Juscelino Kubitschek's Government in the late 1950s. According to Leal (1998), Simonsen was involved in all government plans and strategies since PAEG (Plano de Ação Econômica do Governo - 1964–67). In 1974 he became Finance Minister, a job he left in 1979. However, after leaving, he still published in academic journals and journalistic magazines and newspapers, reaching a considerable audience. Alberti et al. (2002) note that it was common for policymakers to consult him before launching an initiative, such was his prestige.

In 1997, he died due to a cancer credited to his many years of smoking.

Simonsen was the product of a time in which Economics was still not well established as an undergraduate degree, as it had been recognized as a separate field a few years before he went to college, and by the time he started his professional career it still suffered of low quality (Gudin, 1956; Simonsen, 1966). He was part of the process that improved this situation, which included, through FGV and other institutions, preparing and sending young economists for Masters and PhD degrees in the United Stated and Europe. However, he, himself, never studied abroad—perhaps, a generational gap: he taught many of those who went abroad, but considering the professionalization and internationalization process of Economics in Brazil (Loureiro & Lima, 1994), he graduated at least ten years before the wave of Brazilian economists that started pursuing studies abroad.

That also explains why he started writing in English so late in his career. As Loureiro & Lima (1994) point out, the process of integration between the Brazilian academic community to the rest of the world only happened after those Brazilian economists who went abroad to get their masters and PhDs returned to become Professors. Until then, the debate was limited within the borders of this community. From this process on, which at best, dates from the mid-1970s, early 1980s, contacts were made, and channels of discussion pursued.

Prior to this internationalization moment, he had a few papers that were available in English. We can mention i) a translation of his 1964 book *A Experiência Inflacionária no Brasil* as a special study published in the Supplementary Paper no. 21 (of August, 1967) issued by the Research and Policy Committee of the Committee for Economic Development;[2] ii) his comment on the Structuralism and Monetarism

[1] Consultec was a consulting firm founded by Lucas Lopes, Jorge de Mello Flôres, Mário da Silva Pinto e Roberto Campos, when the latter left BNDE's presidency in 1959. The company worked mainly on viability studies and projects. Both Campos and Simonsen went on to become Ministers of State a few years later.

[2] A Note on the study reads as follow: "Included in this volume is a study of Brazilian inflation, published originally in Rio de Janeiro by the Instituto de Pesquisas e Estudos Sociais (IPES) which CED is publishing in this country under reciprocal agreements with

controversy during a Conference in Rio de Janeiro published in Baer & Kerstenetzky (1964); iii) and a chapter in the book *The Economy of Brazil* organized by Howard Ellis as a byproduct of a mission of the United States Agency for International Development and the University of California at Berkeley from 1965 to 1967.[3] The first one, as we said, is a translation of a book previously published in Portuguese. The second one records his participation in a Conference in Brazil while the third one is a revised and translated version of Simonsen (1965), which hardly accounts for a preoccupation with international academia, which we argue, only happened later in his life.

3. SIMONSEN'S CAREER BEFORE THE 1980S

Simonsen began his career in the 1960s. In this decade, his most important pieces of work were: i) the introduction of the cash-in-advance restriction in a discussion of the possibility of a boundary equilibrium prompted by the Patinkin controversy (Boianovsky, 2002; Simonsen, 1964); ii) and what came to be known in Brazil as "Simonsen's curve", that is, a discussion of the impacts of inflation on real wages when nominal wages are fixed by contracts. As noted by Vera (2013), that was actually first discussed by Kaldor (1957) in a conference organized by Gudin (which, for this reason, although we cannot know for sure, it is possible that Simonsen even attended the very conference) in Rio de Janeiro which was later published in RBE.

Simonsen claimed, in fact, to have seen something similar to his analysis on a report about the Chilean economy by ECLAC, the Economic Commission for Latin America and the Caribbean (Barbosa, 1997). This lack of certainty[4] regarding the originality of the work has to do with his habit, not uncommon for Brazilian economists at the time, of not referencing sources very precisely.[5]

The first work was discussed in length by Boianovsky (2002, p. 58), who notices that Simonsen "explicitly introduced the cash-in-advance constraint as an inequality in a non-linear programming problem". Boianovsky also points out that dynamic programming was introduced in 1957, but Simonsen chose not to use it and that, in his 1983 book *Dinâmica Macroeconômica*, he discusses dynamic programming without applying to cash-in-advance models.[6]

Simonsen's contribution is well analyzed by Boianovsky (2002), but it should be noticed that this was a line of research that started and ended with this paper and it was very early in in his career and that, afterwards, when cash-in-advanced models became important in the literature, Simonsen never mentioned his own contributions in any of his books.[7]

The second important contribution made in the 1960s was Simonsen's curve. He may not have originally thought of it, but he was the one responsible for its development and diffusion in Brazil. Behind the curve, there was the idea of an informally indexed nominal wage affected by chronicle inflation which made real wages float—and he was playing with that idea both theoretically and empirically in 1964, a decade before Friedman (1974), Gray (1976) and Fischer (1977).

Following the military coup of 1964 in Brazil, a Financial Reform took place that introduced indexed bonds to guarantee that lenders would get a positive reward. Concurrently, a Wage Policy—in which

its foreign counterparts" (Behrman & Alemann, 1967, p. III)

[3]The goal of such mission was to assist the Institute of Applied Economic Research "in the gathering and analysis of economic facts for the use of the Ministry of Planning and Economic Coordination and in formulating the Ten Year Economic Plan" Ellis (1969, p. xxiv).

[4]For even the ECLAC report is not a precise reference, as it is not cited—it was mentioned afterwards to a colleague.

[5]Strangely, the English version of the book in which he first introduced this idea and its graphic version does not contain the graph itself, which is deemed by the literature, alongside with its explanation, as the important part of the contribution, although it explains the situation in words.

[6]He did, however, have access to Bellman's Dynamic Programming in the late 1950s—he owned a copy which he dated (1958) and signed and it is is now owned by Renato Frageli, a former student and current Professor at FGV.

[7]Most of his conclusions published on his papers ended up one way or another on one of his books.

Simonsen was involved (Campos, 1998)—would insure that wages would be adjusted once a year considering productivity gains and inflation expectations (both defined by the Brazilian government). In a little more than a decade, a system of formal and informal indexation soon took over the Brazilian economy and Simonsen, as one of the earliest scholars to take notice and eventually as a Minister in the government, became one of the countries' leading experts in that system. So, it was clear, that in the late 1970s and early 1980s, when the rest of the world was starting to pay attention to the problems concerning indexation, he might have something to say on the subject. His trajectory on inflation studies was not limited to indexation, however. In the 1970s, his focus turned to the effects of past inflation over the current inflation rate, something eventually called inertial inflation.

Again, Simonsen was not the first one to deal with this issue—one can name the studies on price-wage-spirals or the works of ECLAC economists Juan Noyola (1956/2009), Oswaldo Sunkel (1958) or even Celso Furtado (2002). However, in Brazil, it was Simonsen's "modelo de realimentação" or feedback model (Simonsen, 1970) that made the idea known to a generation of economists. The model was based on a simple equation,

$$r_t = a_t + br_{t-1} + g_t, \tag{1}$$

in which he divided the current inflation rate into three parts: an autonomous component (a_t), which reflected exogenous shocks, a demand component (g_t), that reflect government policy, and the feedback component br_{t-1} ($0 < b < 1$), where the effects of past inflation were felt. The simplicity of his model contributed for its success among Brazilian economists.

Soon, Simonsen would become one of leading economists in Brazil and in 1974, Finance Minister. It happened right after the oil shock of 1973 and soon he had to deal with problems much more complex than anyone could have anticipated a few months earlier: an economy that had been growing fast and that suddenly had to hit the brakes; fuel prices that increased dramatically and an inflation that would soon follow with an indexation that was just starting to show its evil side; a balance of payments disequilibrium that had to be managed; and all that was happening under a Government that was in need of good economic performance to legitimize itself.

4. LEAVING THE GOVERNMENT

Simonsen left the Brazilian Government in August 1979 and retreated at FGV. He had been away from daily activities for more than five years and needed to update himself on what had happened while he was gone. For more than a year, he studied the new developments in the field of macroeconomics, became acquainted with the new rational expectations macroeconomics and the controversy it generated. From that effort, he wrote the book *Dinâmica Macroeconômica*, published in 1983 (Simonsen, 1983a), still used nowadays in some graduate courses in Brazil.

From 1979 until just before he died, he continued working at FGV. The Graduate School at FGV, which he directed from 1979 to 1993 (Leal, 1998) would organize international conferences, bringing renowned scholars (including future Nobel Laureates) in order to try to ease the contact of its faculty and students with the Economic Literature Frontier. According to interviews with Fernando de Holanda Barbosa and Rubens Cysne, Simonsen had a strong mathematical background and probably due to seniority, he was usually the one to comment and debate the papers of people like Thomas Sargent[8] for example. It was unusual at the time for someone at the South side of the equator to have that kind of mathematical rigor, which surprised many of his visitors.

One of his frequent visitors was Rüdiger Dornbusch. Dornbusch was married to Eliana Cardoso, a Brazilian economist with a PhD from MIT, and was specialized in international economics, which made

[8] *Veja*, one of the most important magazines in Brazil, mentioned an interesting story it ran at the time of his death: it described how Simonsen approached Sargent about his book and all the equations, with a disapproving tone, and showing his own way of exposing that math, saying that it was not that Sargent's way was wrong, it was just that his way (Simonsen's) was much more "elegant".

his interest in Brazil seem natural. Soon, an important partnership between Simonsen and Dornbusch would develop, centered on the effects on inflation and indexation on Latin American economies.

5. INTERNATIONAL CAREER

5.1. Indexation

In December 1981, a conference sponsored by FGV on Inflation, Debt and Indexation, with a focus on the last subject, took place in Rio de Janeiro. By then, Simonsen had already written extensively on inflation and indexation and was becoming interested on debt studies, since the LDC (Least Developed Countries) crisis was about to erupt some eight months from then—but all this material was in Portuguese.

Many famous scholars attended the conference, such as Olivier Blanchard, Jo Ann Gray, Edmund Phelps, Thomas Sargent, Joseph Stiglitz, Stanley Fisher and Robert Barro. A book with the papers presented at the event was later edited by Simonsen and Dornbusch (Dornbusch & Simonsen, 1983). This conference was important for Simonsen's career as it introduced him to the International Economics academic world. Before that, Simonsen had mostly published in Portuguese. His international recognition until then derived from the fact that he had been Brazil's Finance Minister in the late 1970s but that was hardly an academic credential. From this moment on, Simonsen began publishing consistently in English and to make inroads into the areas the conference covered: inflation, debt and indexation. The volume edited by Simonsen and Rüdiger Dornbusch is divided into five parts. The first one is named "Wages, Prices and Inflation Stabilization" and brings contributions by Olivier Blanchard, Jo Anna Gray, Edmund Phelps and Thomas Sargent on contract theory considering price asynchonization, price inertia, incomplete information, moral hazard issues and a review of stabilization experiences in Great Britain under Thatcher and France under Poincaré.

The second part is composed of three articles that discuss indexation experiences in Europe (by Michael Emerson) and in Brazil: one by Roberto Macedo and one by Simonsen by the name "Indexation: Current Theory and the Brazilian Experience" (Simonsen, 1983b). Simonsen's article will be discussed in detail ahead. The third part explores the relation between indexation and assets markets and brings articles by Joseph Stiglitz, Stanley Fischer, Nissan Liviatan and David Levhari. The last section is called Panel discussion, in which Robert Barro, Domingo Cavallo and F.H. Hahn participated.

In a review of the book, McNelis (1985, p. 274) regards Simonsen's paper as "certainly the most interesting paper in this book" as it brought a perspective that was new to the International debate at the time. He intended to confront the results of the Gray-Fisher model and some stylized facts associated with indexation: it was seen as a way to reduce welfare costs associated with chronic inflation while at the same time it was an inflation-perpetuating mechanism. He saw a Keynesian touch in the Gray-Fisher model as wage indexation prevents employment and output from being affected by demand shocks, but at the cost of increased price instability. However, as he put it, "the Gray-Fischer results, important as they may be, hardly support the policy-makers' contention that indexation is an inflation-perpetuation mechanism and that even in the absence of shocks widespread escalator clauses produce sticky inflation rates. The stickiness argument of course does not preclude the eventual effectiveness of a tight monetary policy. Rather, it suggests that indexation makes inflation harder to fight because of worsened price-output trade-offs" (Simonsen, 1983b, p. 100).

Simonsen proposed then an extended version of the Gray-Fisher model and reached opposite results. Those results were also a bit different from Friedman's (1974) who predicted that indexation could ease the side effects of stabilization policies, due to the role of expectations and the absence of a price-output trade-off even in the short run. Simonsen obtained that through lagged indexation and he showed that, even with rational expectations, it was possible to obtain a Phillips relation equivalent to the one that would be generated by adaptive expectations. He also claimed that this result supported the policy-makers' view on the effects of wage indexation. He then went on described Brazil's experience with wage, tax and bond indexation.

Simonsen mentions in a footnote that Dornbusch commented on a preliminary version of the article—together with the volume edition, this is his first print collaboration with the German economist, and it was fundamental to his international career, as most of the work that had any impact outside Brazil had some connection to what he did with Dornbusch. This particular article is an example as it was often cited in discussions on wage indexation throughout the 1980s, usually regarding Latin America, but not always just so.

5.2. Incomes Policies

From this relation with Dornbusch came a second incursion into the international literature—one that dealt with the role of incomes policies in anti-inflationary plans in Latin America in the late 1980s.

Simonsen had been a defender of incomes policies, such as wage and price controls, ever since he proposed his feedback model in the 1970s. In that model, those policies would reduce the feedback component (br_{t-1}) in equation (1) and, therefore, reduce the perpetuating mechanism inflation presented. However, he was cautious as to how extensive those policies could be applied in the economy without causing serious distortions.

In the 1980s his argument was modified—Simonsen had already made this point in some articles he had written in Portuguese, and that is what he did in an NBER working paper written with Dornbusch by the name "Inflation Stabilization with Incomes Policy Support: A Review of the Experience in Argentina, Brazil and Israel", published in 1987 but with drafts already circulating in 1986, as it was prepared for a meeting of the Group of Thirty[9] of October 2–3, 1986. Some of the same ideas were defended in a paper presented at conference and published in volume under the name *Inflation Stabilization: The Experience of Israel Argentina, Brazil, Bolivia and Mexico* (Bruno, 1988) in a paper called "Price Stabilization and Incomes Policies: Theory and the Brazilian Case Study".

Instead of defending incomes policies based on the feedback model, they still regarded its effects on expectations, but in a different way: considering that an inflationary process would lead to a distributive conflict in which agents would try to defend their share of real income, an stabilization plan presented a problem since nobody would be willing to stop raise prices first, that is, without assuring that others would do the same. That way, the adoption of incomes policies would work as a way to make expectations uniform and to reduce the cost of fighting inflation, by solving this game theory conflict.

Describing markets as a $(n+1)$-person non-cooperative game (with n private players and the government) and considering that a Nash equilibrium means *ex post* wisdom (and not ex ante rationality), that is, players choose their actions before knowing what others will choose. Therefore, he postulates that caution leads to *max-min* strategies, or, maximizing your payoff in the worst possible scenario.

However, as Simonsen (1988b, p. 260) argues:

> Rational expectation macroeconomics implicitly assumes that intelligent participants of non-cooperative game immediately locate a Nash equilibrium .... This assumption is often justified by bringing on stage an auctioneer who prevents any transaction so long as any participant can improve his payoff by unilaterally changing his strategy. That the outcome is a Nash equilibrium is nothing but a tautology. Yet there is no place for the auctioneer, either in game theory or in the real world.

He went on saying that

[9] According to its website, "the Group of Thirty, established in 1978, is a private, nonprofit, international body composed of very senior representatives of the private and public sectors and academia. It aims to deepen understanding of international economic and financial issues, to explore the international repercussions of decisions taken in the public and private sectors, and to examine the choices available to market practitioners and policymakers." Current members include Domingo Cavallo, Stanley Fischer, Arminio Fraga Neto, Kenneth Rogoff, Lawrence Summers Paul Volcker and Ernesto Zedillo for example. Also according to the website, Simonsen was not a past member, but Roberto Campos was.

> *max-mim* strategies that do not yield a Nash equilibrium are not likely to be indefinitely repeated. ... Prudent players in a repeated game may gradually narrow the conceivable range of other participants' strategies, triggering a "*tatônnement* approach" to a Nash equilibrium. Little can be said, however, about convergence speeds, which may be painfully slow .... Governments should play the role of the Walrasian auctioneer, speeding up the location of the Nash equilibrium, namely, using the visible hand to achieve what rational expectations models assume to be the immediate performance of the invisible hand. As such, the central function of incomes policies is not to constrain individual decision making but to tell each actor how other will play. (Simonsen, 1988b, p. 261)

Simonsen and Dornbusch also took the opportunity to evaluate both the Austral and the Cruzado Plan that had been implemented in 1985 in Argentina and 1986 in Brazil respectively. As their article was published in the end of 1986, they could not yet realize the full consequences of those plans, but they stressed that incomes policies alone would not solve the inflation problem.

They believed that plans that did not employ incomes policies led to unnecessary long stabilization crisis. Plans without fiscal austerity were doomed as scarcity created by price controls had to be tamed by demand controls. So, we can say that they overestimated the reach of Austral's and Cruzado's fiscal austerity compared to those needed to tame the inflationary process they were fighting. According to Simonsen (1988b, p. 262), "the big mistake of the government was to confound necessary with sufficient conditions and to diagnose inflation as a purely inertial problem. Demand inflation took its revenge."

5.3. Debt

In April 1984, Simonsen presented at a World Bank Symposium a paper by the name of "The Developing Country Debt Problem" (Simonsen, 1985). According to preface of the volume published after the symposium, the World Bank aimed to assemble those active in research in debt as it became a major issue for developing countries. The symposium was organized by J. Michael Finger and Gordon W. Smith. Also present in the volume are contributions by Jeffrey Sachs and Richard Cooper, Paul Krugman, Rudiger Dornbusch and Leopoldo Solís and Ernesto Zedillo among others.

Simonsen was one of the first scholars to pay attention to the LDC crisis and did so with a different perspective. On the one hand, he was a former Finance Minister of a Developing Country, in part responsible for some of those policies that led to the situation. On the other hand, he was a director of Citicorp, one of the key lenders to Brazil, a job he held from 1980 until 1995.[10] This means he had extensive practical knowledge from both sides of the issue.

His article focused on describing how the crisis arose and its main characteristics. Competitive recycling, that is, the recycling of OPEC oil surpluses to developing countries that lacked savings, would work as long as the rate of growth of debtor countries exceeded international interest rates. He formalized that rule and it became known in the literature as Simonsen's identities (Krueger, 1987), or in Portuguese, as the prudential debt rule:

$$\dot{z} = (i - x)z + g, \tag{2}$$

in which, z is the debt/exports ratio and $\dot{z}$ its derivative regarding time, g is the resources gap/exports ratio, i is the average interest rate for the debt, and x is the growth rate of exports.

The problem was that, by 1979, there was a reversal concerning this rule, as can be seen on Tabela 1. Simonsen (1985) credited this reversal to the United States fiscal and monetary policies.

Simonsen (1985) also argued that some of the actions of the International Monetary Fund (IMF) prevented total collapse of the financial system in the early 1980s. He noticed that when it came to sovereign countries, it was hard to distinguish an illiquid agent from and insolvent one—"since there is

[10] According to his obituary in the New York Times, February 13th, 1997.

Table 1. Average Growth rate of Exports (non–oil LDCs) × Average Interest Rate for the Debt (LIBOR + spread – 1974–1982).

Years	Average growth rate of exports	Average growth rate of imports
1974–1980	21	10.7
1981–1982	1	16.3

Source: Mário Henrique Simonsen. *The developing country debt status*. Rio de Janeiro: Fundação Getulio Vargas and World Bank. (Simonsen, 1988a)

virtually no collateral to sovereign risk, subtle instruments are required to approach moral hazard issued: as far as external debts are concerned, there is no clear line between ability to pay and willingness to pay" Simonsen (1985, p. 113).

However, he was also very critical of IMF's position regarding the solvency of debtors, wrong calculations (in Brazil's case, the controversy regarding nominal and real accounting) and the type of adjustment required, which was mostly done by imports reduction instead of raising exports, which would in turn improve debt indexes. Simonsen also had a positive view of the creditors' cartel, as he believed it represented a Pareto improvement, as it allowed for a continuous flow of needed capital to indebted countries, avoiding what would be, in many cases total default of theirs debts. Without the cartel, he argues, the individual private banks would not have incentives or guaranties to continue lending to such risky agents.

5.4. Inflationary Inertia and the Santa Fe Institute Conference

A workshop on "Evolutionary Paths of the Global Economy" sponsored by the Santa Fe Institute took place in September 8–18, 1987 at that Institute's campus, aiming to "explore the potential usefulness of a broadly transdisciplinary research program on the dynamics of the global economic system, by bringing together a group of economists and a group of natural scientist who have developed techniques for studying nonlinear dynamical systems and adaptive paths in evolutionary systems." Participants were selected by Kenneth J. Arrow with Philip W. Anderson and David Pines, the Co-Chair of the Santa Fe Institute Science Board serving as Moderator. They also edited the volume of the compiled lectures and papers presented at the conference named *The Economy as an Evolving Complex System* (Anderson, Arrow, & Pines, 1988). The workshop counted with financial support by Citicorp.[11]

According to the introduction to the workshop published in the book, John Reed, then the Citicorp Board Chairman suggested an examination of "the potential application of recent developments in the natural sciences and computer technology to the understanding of world capital flow and debt" to the Santa Fe Institute. This project developed into that workshop and Simonsen was called to present an analysis of the then "present debt crisis" (Anderson et al., 1988, p. 4), which corroborates the idea that he was seen as leading expert on the subject, and that his 1985 paper can be considered seminal.

The paper by Simonsen published on the book, however, deals mostly with his work on inflationary inertia in a rational expectations scenario. The paper is called "Rational Expectations, Game Theory and Inflationary Inertia" and advances an idea already present in some of Simonsen's works in Portuguese. His argument is similar to the one he posits on Simonsen (1988b) on his defense of incomes policies but here he is trying to show simply that, even under rational expectations, inflationary inertia might arise. In his words,

[11] According to the Santa Fe Institute's website, the Institute itself was established with funding and strong ties to Citicorp (at the same that Simonsen was a director of Citicorp).

> … in the late sixties and early seventies, inflationary inertia was explained by combining the natural unemployment rate hypothesis with Cagan's adaptive expectation formula. Although empirically convincing, the explanation was soon eclipsed by the rational expectations revolution that dismissed backwards-looking inflationary expectations as an "*ad hoc*" assumption. Painless inflation cure appeared as a strong possibility, provided a credible monetary rule was announced, and provided some gradualism was accepted to bridge the temporary inertia caused by staggered wage and price setting. Empirical evidence never supported this optimism, but it appeared as the outcome of sound economic theory. Once wage- and price-setting decisions are viewed as a play of a B_2 game,[12] the rational expectations optimism goes to pieces. Even if the Government commits itself to a credible program of nominal output stabilization, price-setters have no serious reason to stop price increases until they are assured that price-setters will behave as Nash strategists. "Expectations" now appear as an imprecise concept that attempts to summarize how rational economic agents face strategic interdependence problems. … The old-fashioned adaptive-expectations hypothesis deserves some rehabilitation, since it describes a trial-and-error approach to a Nash equilibrium in a B_{21} game.[13] (Simonsen, 1988d, p. 207–8)

In this paper, he also presents his defense of incomes policies. Some of the ideas presented on this paper were already hinted or discussed elsewhere, however, it is more elegantly prepared here.

5.5. The Welfare Cost of Inflation

The last paper published by Simonsen was co-authored with Rubens Cysne and published posthumously in the *Journal of Money, Credit and Banking* in 2001, named "Welfare Costs of Inflation and Interest-Bearing Money". According to Cysne (2001),[14] this line of work was based on the work of Lucas,[15] mainly regarding the overestimation of welfare costs of inflation for low interest rates when assuming a money demand with constant interest-elasticity and the use of a monetary aggregate that included both currency bills and interest-bearing demand deposits without properly distinguishing between them.

That would be the contribution of Simonsen & Cysne (2001). They differentiate the two kinds of money—currency bills and interest-bearing demand deposits, other than bonds—and extend Lucas' analysis of welfare costs of inflation, developing a lower and an upper bound to the welfare cost of inflation. They assume the banking spread (the difference between the yield on bonds and on demand deposits) to be constant and find that the welfare loss is an increasing function of the yield on bonds and that the demand for interest-bearing deposits depends on the signal of the sum of the elasticity of substitution between both kinds of money and the elasticity of demand for currency bills with respect to yield on bonds. As Cysne (2001) points out, it establishes a "bi-dimensional welfare cost of inflation" as both types of money have their demands depend on their cost of opportunity.

6. OVERVIEW OF HIS CONTRIBUTIONS

A few general comments can be made about Simonsen's contributions that were described here.

First of all, most of the contributions made here were of importance to their respective fields. Simonsen managed to engage top economists in each line of research, and especially from a case study

[12] Simonsen (1988d) defines a B game as one in which a Nash equilibrium is not reachable by a max-min strategy, that is, "to reach a Nash equilibrium, prudence must be left aside". Simonsen (1988d, p. 210) B_2 are games in which the number of participants is large or information is incomplete, which makes reaching a Nash equilibrium unlikely.

[13] B_{22} games are the games in which after repeated playing, the limit does not converge to a Nash equilibrium.

[14] Cysne (2001) describes how this research came to light. According to him, a draft was done in 1994 and a preliminary version was published as a working paper in 1999 at FGV. Simonsen died in 1997.

[15] Based on a working paper of 1993, published as Lucas (2000), according to Cysne (2001).

point of view, that is, Latin America, or more specifically, Brazil—but without disregarding theoretical rigor—he made his point and he was heard in those niches.

Most of the papers mentioned here have been cited 50 to 100 times since they were published as Tabela 2 shows. They are cited by renowned economists.[16]

Table 2. Number of citations of selected papers by Simonsen.

Paper	Citations	Examples
Indexation: Simonsen (1983b)	110	Blanchard (1987)
Dornbusch & Simonsen (1987)	65	Helpman & Leiderman (1989)
Incomes Policies: Simonsen (1988c)	38	Rodrik (1998) and Romer & Romer (1997)
Debt: Simonsen (1988a)	114	Krueger (1987)
Inflationary Inertia: Simonsen (1988d)	31	Nagel (1995)
Simonsen & Cysne (2001)	42	Henricksen & Kydland (2010)

Second, it is worth noticing that those contributions were made on issues that were inherently Brazilian. What he had to say were things about issues in a Latin American economy. That is true on all topics, even when he adheres to mathematics or tries to engage on conversations started by mainstream economists (Lucas, as reported by Cysne (2001): the fact that they extended the model to include interest-bearing deposits is very curious). On the one hand, one notices an interest in a larger public—otherwise he would not have started to write in English, but on the other, not a compromise on topic—and he surely had the skills to adventure in new areas.

That is a very interesting point if you combine with the first one—he managed to reach a large (and important) audience, but talking about his issues.

Third, that last point probably relates to a desire to influence policy. Simonsen left the Government in the late 1970, but never stopped serving as an informal consultant to Finance Minister in times of need (Leitão, 2011). His place in the board of directors of Citicorp when Brazil was negotiating the terms of its debt also points in that direction. International academic reputation could help in this purpose both domestically and abroad.

Lastly, there is his relationship with Dornbusch. They collaborated on many papers that gained attention worldwide, but also, he was the one responsible for many of the invitations to international conferences Simonsen attended, so he is part responsible for this greater reach of Simonsen's ideas.

7. CONCLUSIONS

The goal of this paper was to put into context the last two decades of Simonsen's career, mainly from an international point of view. He was one of the most important Brazilian economists from the twentieth-century and one of the first to gain international recognition. He did it sticking to a Latin-American agenda, discussing the problems that were relevant to economies that dealt with high inflation and debt, but with methods that were familiar to international audiences in a way that he could engage them in the debate and still influence policy both domestically and internationally.

REFERENCES

Alberti, V., Rocha, D., & Sarmento, C. (2002). *Mário Henrique Simonsen: Um homem e seu tempo* [Depoimentos ao CPDOC]. Rio de Janeiro: Editora FGV.

[16] As of December 2015.

Anderson, P. W., Arrow, K. J., & Pines, D. (Eds.). (1988). *The economy as an evolving complex system* (Vol. 5) [Santa Fe Institute studies in the sciences of complexity]. Addison-Wesley. (Proceedings of the Evolutionary Paths of the Global Economy Workshop, held September, 1987, in Santa Fe, New Mexico)

Baer, W., & Kerstenetzky, I. (1964). *Inflation and growth in Latin America*. New Haven: Yale University.

Barbosa, F. d. H. (1997). A contribuição acadêmica de Mário Henrique Simonsen. *Revista de Econometria*, *17*(1). Retrieved from http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/bre/article/view/2872

Behrman, J. N., & Alemann, R. T. (1967). *Economic development issues: Latin America* (Supplementary Paper No. 21). Committee for Economic Development, Subcommittee on Development Policy.

Blanchard, O. J. (1987, June). *Why does money affect output? A survey* (Working Paper No. 2285). National Bureau of Economic Research (NBER). doi: 10.3386/w2285

Boianovsky, M. (2002). Simonsen and the early history of the cash-in-advance approach. *European Journal of the History of Economic Though*, *9*(1). doi: 10.1080/09672560110103388

Bruno, M. (1988). *Inflation stabilization: The experience of Israel, Argentina, Brazil, Bolivia, and Mexico*. MIT Press.

Campos, R. (1998). Mário Simonsen: Um matemático humanista. *Revista Brasileira de Economia*, *52*(Edição Especial). Retrieved from http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/712/1944

Cysne, R. P. (2001). Mario Henrique Simonsen. *Estudos Avançados*, *15*(41), 139–154. doi: 10.1590/S0103-40142001000100012

Dornbusch, R., & Simonsen, M. H. (1983). *Inflation, debt, and indexation*. MIT Press.

Dornbusch, R., & Simonsen, M. H. (1987, February). *Inflation stabilization with incomes policy support: A review of the experience in Argentina, Brazil and Israel* (Working Paper No. 2153). National Bureau of Economic Research (NBER). doi: 10.3386/w2153

Ellis, H. (1969). *The Economy of Brazil*. Berkeley: University of California Press.

Faro, C. (1998). Mário Henrique Simonsen e a RBE. *Revista Brasileira de Economia*, *52*(Edição Especial). Retrieved from http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/712/1944

Fischer, S. (1977). Wage indexation and macroeconomic stability. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, *5*, 107–147. doi: 10.1016/0167-2231(77)90005-7

Friedman, M. (1974). *Monetary correction: A proposal for escalator clauses to reduce the costs of ending inflation*. Institute of Economic Affairs.

Gray, J. A. (1976). Wage indexation: A macroeconomic approach. *Journal of Monetary Economics*, *2*(2).

Gudin, E. (1956). A formação do economista. *Revista Brasileira de Economia*, *10*(1). Retrieved from http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/1887/2660

Helpman, E., & Leiderman, L. (1989, October). *Real wages, monetary accommodation, and inflation* (Working Paper No. 3146). National Bureau of Economic Research (NBER). doi: 10.3386/w3146

Henricksen, E., & Kydland, F. E. (2010). Endogenous money, inflation and welfare. *Review of Economic Dynamics*, *13*(2), 470–486. doi: 10.1016/j.red.2009.09.003

Kaldor, N. (1957). Inflação e Desenvolvimento Econômico. *Revista Brasileira de Economia*, *11*(1). Retrieved from http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/1873/2754

Krueger, A. (1987). Origins of the developing countries' debt crisis: 1970 to 1982. *Journal of Development Economics*, *27*(1-2), 165–187. doi: 10.1016/0304-3878(87)90013-7

Leal, C. I. S. (1998). Mário Henrique Simonsen. *Revista Brasileira de Economia*, *52*(Edição Especial). Retrieved from http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/712/1944

Leitão, M. (2011). *Saga brasileira*. Rio de Janeiro: Record.

Loureiro, M. R., & Lima, G. (1994). A internacionalização da ciência econômica no Brasil. *Revista de Economia Politica*, *14*(3). Retrieved from http://www.rep.org.br/ARTICLES_VIEWS.ASP?COD=592

Lucas, R. E., Jr.. (2000). Inflation and welfare. *Econometrica*, *68*(2), 247–274. doi: 10.1111/1468-0262.00109

McNelis, P. D. (1985). *Inflation, debt and indexation*: A review essay by Paul D. McNelis [Reviewed Book: *Inflation, Debt, and Indexation* by Rudiger Dornbusch and Mario Henrique Simonsen]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 274–280. doi: 10.2307/1992342

Nagel, R. (1995). Unraveling in guessing games: An experimental study. *The American Economic Review*, *85*(5), 1313–1326. Retrieved from http://www.jstor.org/stable/2950991

Rodrik, D. (1998). Globalisation, social conflict and economic growth. *The World Economy*, *21*(2), 143–158. doi: 10.1111/1467-9701.00124

Romer, D., & Romer, C. (1997). Institutions for monetary stability. In D. Romer & C. Romer (Eds.), *Reducing inflation: Motivation and strategy*. Chicago: University of Chicago Press.

Simonsen, M. H. (1964). *A experiência inflacionária no Brasil*. Rio de Janeiro: IPES.

Simonsen, M. H. (1965). *O mercado brasileiro de capitais*. Rio de Janeiro: EPEA.

Simonsen, M. H. (1966). O ensino de economia em nível de pós-graduação no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, *20*(4). Retrieved from http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/1769/2785

Simonsen, M. H. (1970). *Inflação: Gradualismo × tratamento de choque*. Rio de Janeiro, RJ: Apec.

Simonsen, M. H. (1983a). *Dinamica macroeconômica*. McGraw-Hill.

Simonsen, M. H. (1983b). Indexation: Current theory and the Brazilian experience. In R. Dornbusch & M. H. Simonsen (Eds.), *Inflation, debt and indexation* (pp. 99–132). Cambridge, MA: MIT Press.

Simonsen, M. H. (1985). The developing-country debt problem. In G. W. Smith & J. T. Cuddington (Eds.), *International debt and the developing countries*. Washington, DC: The World Bank.

Simonsen, M. H. (1988a). *The developing country debt status*. Rio de Janeiro: Fundação Getulio Vargas and World Bank.

Simonsen, M. H. (1988b). *Inercia inflacionária e inflação inercial* (Ensaios Econômicos da EPGE No. 122). Rio de Janeiro, RJ: FGV–EPGE. Retrieved from http://hdl.handle.net/10438/529

Simonsen, M. H. (1988c). Price stabilization and incomes policies: Theory and the Brazilian case study. In M. Bruno, G. D. Tella, R. Dornbusch, & S. Fischer (Eds.), *Inflation stabilization: The experience of Israel, Argentina, Brazil, Bolivia and Mexico*. Cambridge: MIT Press.

Simonsen, M. H. (1988d). Rational expectations, game theory and inflationary inertia. In P. W. Anderson, K. J. Arrow, & D. Pines (Eds.), *The economy as an evolving complex system* (Vol. 5). Addison-Wesley. (Anderson et al., 1988)

Simonsen, M. H., & Cysne, R. P. (2001). Welfare costs of inflation and interest-bearing money. *Journal of Money, credit and Banking*, *33*(1), 90–100. doi: 10.2307/2673873

Sunkel, O. (1958). La inflación chilena: Un enfoque heterodoxo. *El Trimestre Económico*, *25*(100;4). Retrieved from http://www.jstor.org/stable/20855451

Vera, L. (2013). A note on the Pazos–Simonsen mechanism and Kaldor's early research on Latin America inflation. *Revista de Economia Política*, *33*(2). doi: 10.1590/S0101-31572013000200004

Vázques, J. N. (2009). El desarrollo económico y la inflación en México y otros países latinoamericanos. *Ola Financiera*, *2*(3). Retrieved from http://www.olafinanciera.unam.mx/new_web/03/clasicos.html (Original work published 1956)

r b e

ISSN 0034-7140
DOI 10.5935/0034-7140.20160009
Revista Brasileira de Economia, **70**(2), 183–202

The Impact of the Expansion of the *Bolsa Família* Program on the Time Allocation of Youths and Their Parents*

Lia Chitolina†
Miguel Nathan Foguel‡
Naercio Aquino Menezes-Filho†,§

Contents: **1. Introduction; 2. Description of the *Bolsa Família* program; 3. Literature review; 4. Data and descriptive statistics; 5. Identification strategy; 6. Results; 7. Final considerations.**

Keywords: ***Bolsa Família*, Youth, Education, Labor Supply.**

JEL Code: **O15, D13, I38, J22.**

This paper evaluates the impact of the expansion of the Bolsa Família program to families with youths aged 16 to 17 years on the time allocation of youths and on the labor supply of their parents. A differences-in-differences intention to treat estimator was used to compare poor households with 16-year-old youths with households with 15-year-old adolescents before and after the expansion. The results show that granting the benefit had a positive and significant impact on school enrollment and on the decision of young people to study and work at the same time. The results evince that the impact seems to be absent in urban areas but it is quite high for youths living in rural areas. When the sample is stratified by region, positive effects were found on young people's school enrollment especially in the Northeast (in both urban and rural areas) and in the Southeast (only in the urban area). The econometric results also showed that the program hardly impacted the parents' labor supply decisions.

Este artigo avalia o impacto da expansão do programa Bolsa Família às famílias com jovens entre 16 a 17 anos sobre a alocação do tempo dos jovens e sobre a oferta de trabalho de seus pais. O estimador de diferenças-em-diferenças para o parâmetro intenção de tratar foi utilizado comparando as famílias pobres com jovens de 16 anos com famílias pobres com adolescentes de 15 anos de idade, antes e depois da expansão do programa. Os resultados mostram que a concessão do benefício

*We would like to express our gratitude to Fernando Botelho, Fabio Veras, the editor, and a referee for helpful comments. The paper has also benefited from comments received at the V Meeting of the Society for the Study of Economic Inequality (ECINEQ) in Bari, the 2013 IARIW-IBGE conference on income, wealth and well-being in Rio de Janeiro, and the XXXV Meeting of the Brazilian Econometric Society. The usual disclaimer applies.

†Universidade de São Paulo (USP).

‡Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

§Insper. Rua Quatá, 300, Vila Olímpia, São Paulo, SP. CEP 04546-042. Email: naercioamf@insper.edu.br

teve um impacto positivo e estatisticamente significativo sobre a frequência escolar e sobre a decisão dos jovens de estudar e trabalhar ao mesmo tempo. Os resultados indicam ausência de impacto nas áreas urbanas e efeito elevado para os jovens que vivem em áreas rurais. Estratificando a amostra regionalmente, impactos positivos foram encontrados para os jovens da região Nordestes (nas áreas urbana e rural) e da região Sudeste (somente na área urbana). Os resultados também mostram que o programa praticamente não afetou a oferta de trabalho dos pais dos jovens.

1. INTRODUCTION

Conditional Cash Transfer (CCT) programs have been extensively used by many governments worldwide with the dual purpose of alleviating poverty in the short term and incrementing investment in human capital of children from poor families. The first goal is achieved via the money transfer component of programs, and the second by making the transfer conditional on beneficiary families meeting certain requirements such as pre-natal care, child immunization and school attendance of children and adolescents. It is expected that the children of beneficiary families acquire the necessary conditions to escape from poverty in the long term.[1]

However, the success of such programs in reducing poverty depends on how and to what extent the transfers and conditions of the programs impact the allocation of family time, particularly the time devoted to education and labor market activities. CCTs can affect the decisions on the labor supply of beneficiary family members in different directions, especially families with school age children. This is because a large set of factors such as family preferences and age composition, budget constraints, the magnitude of transfers, program's conditions, and the opportunity costs of attending school operate in a complex fashion so that one cannot predict a priori the direction of the effects of the intervention on the allocation of time devoted to education and work for children and labor market activities for adults. Indeed, CCTs are capable of triggering an income effect (via program's transfers) as well as substitution effects (via program's conditions and the opportunity costs of studying) whose final impact on the allocation of time within the household is not unambiguously predicted by theory.[2] Unveiling the direction and magnitude of CCTs' impacts on the time use decisions within households is thus an empirical matter.

The key contribution of this study is an empirical assessment of the effects of the expansion of CCT programs on school enrollment and allocation of time in working and studying activities of beneficiary youths. We also assess whether the expansion impacted the labor supply (participation in the labor market and hours of work) of beneficiary adults. To accomplish that, we make use of the enlargement of the Brazilian *Programa Bolsa Família* (PBF) in 2007 to cover eligible families with children aged 16 and 17. More specifically, we exploit the creation of the Variable Benefit for Youngsters (*Benefício Variável Jovem*– BVJ), which is a variable benefit component of the PBF that provides cash transfers to and imposes school attendance conditions on eligible families who have youths with 16 or 17 years of age.[3]

As school dropout in Brazil increases significantly around age 15, the main purpose of introducing the BVJ was to stimulate youths at the targeted age bracket to stay longer in school. Since this is a critical age bracket for school dropouts of youths from poor families in many developing countries, we believe that our results can be useful both for countries that have already adopted CCTs but have not expanded them to this age bracket and for countries that are considering introducing a CTT as part of their short and long term strategy to reduce poverty.

[1] See Fiszbein et al. (2009) for an overall account of the rationale and the country experiences in the use of CCT programs.

[2] See e.g. Rubio-Codina (2010) for a model of the impacts of CTTs through income and own- and cross-substitution effects on the time allocation within the family across various types of activities (leisure, household chores, work, and education).

[3] In section 2, we present a detailed description of the eligibility rules of the PBF and its BVJ component.

This study presents estimates of the impacts of the BVJ on youths' school attendance and labor market activity as well as on the labor market participation and working hours of their parents. Specifically, we look at the impacts of the program on school enrollment of youths as well as on their time allocation across four possible situations: only study, only work, study and work, and neither study nor work. Though we are not able to assess the BVJ's impact on the time dedicated to each of these activities, our results are capable to detect the effect of the program on these extensive margins.[4]

The effects of a CCT program can be heterogeneous in many different dimensions. For instance, they can differ between the genders of youths as well as between mothers and fathers. The youth position along the age structure of the household may also matter. Indeed, given that the BVJ's benefits are higher for older children and that there is a threat of losing the benefits if programs' rules are not respected, one could expect stronger effects on school enrollment for youths who are the youngest child in the family. Differences in access to schooling facilities and labor market opportunities may also lead to differential impacts between rural and urban areas. Similar reasoning applies to the Brazilian regions, which display quite different levels of development. We stratify our sample along these dimensions, to unveil the potential heterogeneities in our effects of interest.

The data we use are from the National Household Survey (*Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios*– PNAD), which is the main household survey in Brazil. Because PNAD does not identify which households receive PBF benefits, we focus on the poorest households to estimate the intention to treat parameter, which captures the potential impact of the program. Thus, households that are amongst the poorest 20 percent and have 16-year-old adolescents are included in the treatment group. The control group consists of households that are also part of the 20 percent poorest segment and have 15-year-old children. The effects are estimated using the differences-in-difference (DID) method with 2006 and 2009 being the pre- and post-program periods. In order to check the robustness of the results we conduct a placebo exercise using the same DID method for two years (2003 and 2006) before the program started. Results from this exercise indicate that the method seems appropriate for our purposes.

Our results show that the creation of the BVJ had an average effect of 1 pp on the probability of school enrollment of the 16-year-olds from poor families in the country. The results also show that the increase in school enrollment for this group occurred mainly through the rise in the probability of studying and working (no statistically significant effects were found for the options of only studying, only working, or neither studying nor working). The school enrollment effect was substantially higher when the treated youths were the youngest child in the family (1 pp) and especially when the youngest were males (1 pp). Since the BVJ transfers may be suspended when families do not comply with the program's (education) requirement, this result provides indirect evidence of the power of the conditionality dimension of CCTs. An important finding of this study is that the impact of the BVJ was (statistically) absent in urban areas but substantial for rural families. Regarding parents' labor supply, we find that the program did not affect neither their labor market participation nor the average number of hours they work.

The paper is organized as follows. Section 2 describes the main features of the PBF and presents a historical evolution of the selection criteria and benefit amounts. In section 3, we present the related empirical evidence on the effects of CCT programs on education and labor supply outcomes. In section 4, we describe the data and present descriptive statistics on relevant variables. Section 5 discusses the methodology used to measure the impact of the BVJ. The program's impacts on the outcomes of interest are presented in section 6. This section also provides robustness tests for the main results. Section 7 contains our final considerations.

[4]For international results on the intensive margins, see Parker & Skoufias (2000) and Rubio-Codina (2010). Both studies rely on a detailed household survey of time use to estimate the impacts of the Mexican CCT program (*Oportunidades*, formely named *Progresa*) on the time allocation of household members.

2. DESCRIPTION OF THE *BOLSA FAMÍLIA* PROGRAM

The *Bolsa Família* program (PBF) is a large-scale CCT intervention that was implemented in 2004 with the aim of promoting immediate poverty alleviation and reducing the intergenerational transmission of poverty.[5] The program was initially built through the unification of other social programs, both conditional and unconditional, such as School Allowance (*Bolsa Escola*), Food Allowance (*Bolsa Alimentação*), Food Card (*Cartão-Alimentação*) and Gas Aid (*Auxílio Gás*).

The PBF benefits families in poverty or extreme poverty throughout Brazil and is based on three main axes: cash transfer, conditions and complementary programs. Beneficiary families are selected from information collected for the Unified Registry for Social Programs (*Cadastro Único para Programas Sociais*–CADUNICO) but registration in CADUNICO does not imply automatic entry into the program.[6] The main criterion for selection is the family's per capita income and the program's transfers are preferably paid to women through a debit card.

The PBF eligibility criteria when the BVJ was launched in 2007 classified as "extremely poor" families whose per capita monthly income was up to R$ 60 (around US$ 30), regardless of family composition, and as "poor" those families whose per capita monthly income was between R$ 60 and R$ 120 (US$ 60). To be eligible, the second group of families must include pregnant women, nursing mothers or children and adolescents up to 17 years old. Families in extreme poverty are entitled to the Basic Benefit (*Benefício Básico*) regardless of family composition. There are two main variable benefits which are granted to both the extremely poor and poor households:

(i) the Variable Benefit (*Benefício Variável*), which is paid to families that have children up to 15 years of age or pregnant or nursing mothers, and
(ii) the Variable Benefit for Youngsters (*Bolsa Variável Jovem*–BVJ), which is paid to families with youths aged 16 or 17.[7]

Each family can receive up to five Variable Benefits and up to two BVJs. Benefits are paid on a monthly basis. The historical evolution of the program's benefits and eligibility criteria during the period of our analysis are shown in Tabela 1.

The transfer of the two main variable benefits of the program is conditioned on health and education requirements. Health conditions require children younger than 7 years old to have their growth monitored and vaccinations up-to-date and pregnant and nursing women to visit regularly health centers for prenatal and postnatal care. Education conditions are that all children aged 6 to 15 must be enrolled in school and attend at least 85% of school days. Enrollment in school is also required for youths aged 16 and 17 and the minimum attendance rate for them is 75 percent. Variable benefits are paid until December of the year when the child becomes 15 years old or when the youth completes 17 years old. After its inception in 2007, when a child becomes 16 the family is entitled to receive the higher benefit of the BVJ.

[5] Although the conception of the program began in 2003, it was only officially enacted by Law No. 10,836 in January 2004. The program has been managed by the Ministry of Social Development and Fight against Hunger (Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome–MDS) since its inception.

[6] The Unified Registry is maintained by the federal government and the primary information about the families is collected by municipal authorities.

[7] Additionally, there are two other forms of benefits:

(i) the Extraordinary Variable Benefit (*Benefício de Caráter Extraordinário*) is an amount calculated on a case-by-case basis which is paid to families in the Gas Aid, School Allowance, Food Allowance and Food Card programs, whose migration to the PBF caused financial loss; and
(ii) the Benefit for Overcoming Extreme Poverty in Early Childhood (*Benefício para Superação da Extrema Pobreza na Primeira Infância*) is an amount paid to beneficiary families with children aged 0 to 6 so that the per capita family income reaches the extreme poverty line. The first benefit exists since the outset of PBF, whereas the second since 2012.

Table 1. Evolution of the eligibility criteria and benefits of the PBF (R$).

		2004	2005	2006	2007	2008	2009
(1)	Extremely Poor	50	50	60	60	60	70
(2)	Poor	100	100	120	120	120	140
(3)	Basic Benefit	50	50	50	58	62	68
(4)	Variable Benefit	15	15	15	18	20	22
(5)	Variable Benefit for Youngsters	0	0	0	0	33	33

Notes: Rows (1) and (2) show the eligibility criteria for receiving Bolsa Familia Transfers. Rows (3), (4) and (5) show value of transfers. The extremely poor families receive the basic benefit independently of the number of children. The poor families only receive the variable benefits and in the case they have children. Data from the Ministry of Social Development (Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome–MDS).

As long as eligible, families can stay in the program with recertification every two years. Verification of conditions is the responsibility of the federal government with the help of municipal authorities. Noncompliance with the conditions generates progressive sanctions which start with a simple warning, goes through a suspension of the benefits for one or two months and end up with the total suspension of the benefits.[8]

In terms of coverage, the PBF is granted to more than 13 million household and is currently one of the major instruments of social policy in Brazil.[9] In budgetary terms the PBF is relatively small and accounts for approximately 0.5 percent of Brazilian GDP.

3. LITERATURE REVIEW

This section presents international as well as Brazilian evidence on the effects of CCTs on education and labor supply outcomes. As we are interested in the effects of the expansion of the PBF on youths aged 16 and 17, our focus will be on the education and labor supply effects for this group. We also cover the evidence on the labor supply effects on adults.

3.1. Effects on education

Using the randomized experiment of the Mexican CCT (*Progresa*, named *Oportunidades* after 2001), Skoufias, Parker, Behrman, & Pessino (2001) shows that the school enrollment rate for boys aged 16 and 17 years old increases by 5.4 percentage points (20 percent in relative terms) but does not find evidence of impact for girls in the same age group. Combining structural modeling with the randomized feature of *Progresa*, Attanasio, Meguir, & Santiago (2012) estimates a positive impact of the program on school enrollment of boys, particularly after primary school.[10] Rubio-Codina (2010) estimates a positive impact on schooling and a negative impact on labor market work of *Oportunidades* for teenage (12 to 17 year-olds) boys and girls. Behrman, Gallardo-García, Parker, Todd, & Vélez-Grajales (2012) estimates the

[8] Brollo, La Ferrara, & Kaufmann (2015) show that this system detected that around 7 percent of beneficiary families failed to comply with the school attendance requirements between July 2008 and November 2009. Brollo, La Ferrara, & Kaufmann (2013) show evidence that the adjustments in compliance behavior of beneficiary families occurs not only via their own experiences of warnings and punishments given by the system but also from the experiences of peer families. The available literature provides no evidence on whether the compliance behavior of families differs according to the age of the child.

[9] According to Soares & Satyro (2009), the PBF beneficiaries are outnumbered only by those of the Unified Health System (*Sistema Único de Saúde*–SUS), which in theory covers the entire Brazilian population; the public education system, which covers 52 million students; and the Social Security system, which grants 21 million benefits.

[10] One interesting aspect of Attanasio et al. (2012) is that it calls attention for the importance of taking the differences in the local labor market wages into the analysis. In our main regression on school enrollment, we include the average wage of youths in the state where he/she lives as a control variable.

effects of the expansion of *Oportunidades* into urban areas and finds positive and statistically significant impacts of the program on schooling attainment for both boys and girls aged 15 to 18 but no effects on market work for this age group.

For the *Familias en Accion* program in Colombia, Attanasio, Fitzsimons, & Gomez (2005) finds a positive impact on school enrollment of 14- to 17-years-olds of around 6 percentage points both in urban and rural areas (8 and 11 percent in relative terms in each area respectively). Schady, Araujo, Peña, & López-Calva (2008) study the effects of the *Bono de Desarrollo Humano* in Ecuador on the school enrollment of the group of children 6 to 17 years old. They estimate an impact of around 10 percentage points for the whole group and, when considering heterogeneous effects by the highest grade completed, the estimated effect becomes approximately 13 percentage points for those who completed the ninth grade.

Exploiting the varying times at which the Female Secondary School Assistance Project was implemented across the districts of Bangladesh, Khandker, Pitt, & Fuwa (2003) estimates an impact of 12 percentage points (27 percent in relative terms) on secondary school enrollment of girls aged 11 to 18 years for each year of exposure to the program. In Turkey, the effect of the Social Risk Mitigation Project was investigated by Ahmed et al. (2007), who reports an effect of 11 percentage points on the secondary school enrollment of girls 14–17 years old in the whole country. The impact in rural areas is much higher reaching 17 percentage points among children in this age bracket.

For Brazil, Costanzi, Souza, & Ribeiro (2010) estimates a positive effect of the PBF (including the BVJ) on school enrollment for children between 7 and 17 years old. Pellegrina (2011) also unveils positive effects of the PBF for students in São Paulo on variables that were directly tied to program conditions, such as enrollment and absence rates. De Janvry, Finan, & Sadoulet (2007) uses data collected in the Northeast of Brazil to estimate the effect of the *Bolsa Escola* (School Allowance) program, a precursor of the PBF. Their results evince that the program reduces drop-out rates by approximately 8 percent in both primary and secondary school levels but has little effect on failure rates. Also evaluating the *Bolsa Escola* intervention, Bourguignon, Ferreira, & Leite (2003) uses ex-ante simulation methods and also finds a decrease in drop-out rates. Glewwe & Kassouf (2012) uses panel data at the school level from 1998 to 2005 to evaluate the effects of the *Bolsa Escola*/*Bolsa Família* programs and finds a positive impact on school enrollment, a negative impact on drop-out and a positive effect on grade promotion.

3.2. Effects on labor supply

Skoufias et al. (2001) finds evidence that *Progresa* reduces the labor force participation of children aged 12 to 17, both for boys and for girls. Nevertheless, focusing on the 16–17 year-old subgroup, the estimated effect is negative (-5.2 and -2.0 percentage points for boys and girls respectively) but not statistically significant at conventional levels. Skoufias & Di Maro (2008) finds no significant effect of *Progresa* on adults' labor supply, in particular with respect to participation in the labor market. Attanasio et al. (2005) finds no effect of the Colombian *Familias en Acción* program on child work but provides evidence that children partially substitute work for school, with this substitution effect being higher for children aged 14 to 17 in urban areas. Edmonds & Schady (2009) shows evidence that the beneficiary families of *Bono de Desarrollo Humano* in Ecuador delay the entry of the child into paid employment. The study also shows evidence of a large decline in child work, in particular for those that are most vulnerable to transitioning from school to work. Alzúa, Cruces, & Ripani (2010) estimates the effects on the labor market of three CCTs: the Mexican *Progresa*/*Oportunidades*, the Nicaraguan *Red de Protección Social*–RPS (Social Protection Network), and the *Programa de Asignación Familiar*–PRAF (Family Allowance Program) implemented in Honduras. The empirical results indicate that none of the three programs leads to significant changes in adults' participation in the labor force.

As for the effects of the PBF on labor supply, Pedrozo Jr (2010) finds a negative impact on adults' labor supply, especially that of single or divorced mothers. The author also presents evidence that children's participation in the labor market is not affected by the program. Tavares (2010) shows that mothers receiving the PBF experienced a 5.6 percent increase in the probability of participating in the labor

market and extended their weekly working hours by 1.6 percent. The study also shows that higher benefits are associated with a lower probability of participation and a lower level of weekly working hours. In a similar study, Ferro & Nicolella (2007) finds that participation in the PBF does not affect the probability that parents participate in the labor force. They also evince that the program leads to changes in working hours, with the effect being positive for mothers in urban areas and negative for mothers in rural areas and fathers in urban areas. Further, the study presents evidence that the program is more effective in reducing female child labor as compared to male child labor. Medeiros, Britto, & Soares (2007) computes the impact of the PBF at different deciles of the income distribution and shows that the labor market participation rate of beneficiary households is somewhat higher than that of non-beneficiary households in the first three deciles of the distribution. Taking into account the amount of the benefit relative to household income and demographic composition, Teixeira (2008) finds a reduction in the number of weekly working hours of adults that varies between 0 and 3.5 hours. Foguel & Barros (2010) finds that the impact of the PBF on female labor market participation is not significant either on statistical grounds or in terms of magnitude. As for males, they find evidence that the program's effect on the rate of participation is positive, though very small in magnitude. In terms of the supply of hours, their results indicate a small negative effect for females but no impact for males is detected.

4. DATA AND DESCRIPTIVE STATISTICS

The data used in the empirical analysis were drawn from the National Household Survey(*Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios*–PNAD), an annual survey conducted by the Brazilian Institute of Geography and Statistics (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística–IBGE). PNAD is a cross-section survey that provides information on the demographic and socio-economic features of around 100 thousands households in whole country. We use the versions of PNAD for 2001, 2004, 2006 and 2009, with the last two years serving as the pre- and post-treatment periods in the estimation of the effect of the BVJ program.

To justify the use in the analysis of households among the poorest 20 percent, Tabela 2 shows the distribution of PBF beneficiaries across the deciles of the per capita family income distribution as well as the proportion of the program's beneficiaries within each decile. The information is based on the supplementary questionnaire that is available in version of PNAD in 2004.[11] The results show that more than 50 percent of beneficiary households were in the two poorest deciles of the income distribution and that more than 40 percent of households in these two deciles were recipients of the program. These figures thus evince that the two poorest deciles represent a good group of the population for capturing the (intention-to-treat) effect of interest.

A descriptive analysis of the data was performed to make a preliminary assessment of the effects of the PBF on the participation in the labor force of youths and other household members. For the analyses that follow, the treatment group comprises families with 16-year-olds that were among the poorest 20 percent according to per capita family income. The fact that 15-year-olds were not affected by the policy change allows us to construct a possible comparison group. Thus, the control group comprises families with 15-year-olds that were among the poorest 20 percent of the population. It is important to note that we excluded from the sample all households with adolescents of both 15 and 16 years of age, because these households would be in both the treatment and control groups, and the effect of the program on one youngster could affect the behavior of the other.

Tabela 3 shows a series of descriptive statistics for households that were in the treatment and control groups in 2006, the year preceding the introduction of the BVJ.

As expected, the treatment and control groups were akin in many different characteristics. Regarding household composition, on average, both groups had similar number of household members and children. There is also no relevant difference in the average amount of "other income", a category that

[11] The PNAD does not usually provide exact information about which households receive the PBF or any other social program.

Table 2. *Share of beneficiary families by decile 2004.*

Deciles of Family Income Distribution	Distribution Across the Deciles	Proportion Within the Deciles
1 (poorest)	26.0	43.2
2	24.4	41.5
3	19.5	29.5
4	12.9	25.4
5	8.5	15.1
6	4.4	6.7
7	2.5	4.2
8	1.1	1.8
9	0.5	0.7
10 (richest)	0.3	0.4
Total	100.0	–

Notes: Entries show the shares of all *Bolsa Familia* beneficiaries across and within the deciles of per capita household income distribution. Data from PNAD 2004.

captures income received from saving accounts, dividends, and transfers. Around 2/3 of the control group lived in urban areas and the treatment group was slightly less urbanized. The age of the head of the household was higher in households with 16-year-olds. As might be expected, the age of the eldest (youngest) offspring was higher (lower) among households with 16(15)-year-olds. For these three variables associated with age, the differences between the groups were significant at the 1 percent level.

Regarding individual traits, on average, both mothers and fathers in the control group had slightly more years of schooling than the parents in the treatment group. Mothers and fathers from the control group were a little older than their counterparts in the treatment group. Regarding the labor market variables, there was no statistical difference between the two groups for mothers' or fathers' labor supply and wage variables. In both the treatment and control groups, over 60 percent of mothers and over 90 percent of fathers were employed. On average, fathers worked more hours than mothers and commanded a higher wage.

Concerning the characteristics of children in the two groups, the education level was on average half a year higher for the children in the treatment (6.1 years of schooling) than in the control (5.6) group. The employment rate was also higher for the former group (41 percent) than for the latter (33 percent) with the same pattern observed for weekly working hours (26.2 vs. 23.7, respectively). While these higher figures for the treatment group were significant at the 1 percent level, the higher average wage was only weakly significant on statistical grounds. Given that the households in the treatment group have 16 year-olds and no 15 year-olds and that the households in the control group are in the opposite case, these marginal differences are not surprising.

5. IDENTIFICATION STRATEGY

The effect of receiving the BVJ benefit on school attendance and labor supply was estimated through the method of differences-in-difference (DID). This method compares two groups, one of which was affected by a particular policy change (the treatment group) while the other (the control group) is not exposed to the policy change. The usual way to estimate a linear DID model including covariates is:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Treat}_i + \beta_2 \text{After}_t + \beta_3 (\text{Treat}_i \times \text{After}_t) + \beta_4' X_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

Table 3. Descriptive statistics – treatment and control groups – 2006

	15 years-old (Control Group)	16-years-old (Treatment Group)	Difference
Household			
Household size	5.70	5.57	0.13*
	(1.96)	(1.95)	
Number of children	3.76	3.61	0.14**
	(1.84)	(1.81)	
Age of the head of household	43.68	44.82	−1.14***
	(8.34)	(8.15)	
Age of the youngest child	9.13	9.85	−0.72***
	(4.68)	(4.89)	
Age of the oldest child	17.32	18.34	−1.02***
	(3.28)	(3.63)	
Urban	0.65	0.62	0.03
	(0.48)	(0.48)	
Other income	87.82	88.40	−0.58
	(67.12)	(66.57)	
Individuals			
Mother			
Age	40.26	41.58	−1.31***
	(6.75)	(6.90)	
Educational level	3.68	3.48	0.20
	(3.27)	(3.22)	
Employment	0.65	0.62	0.02
	(0.48)	(0.14)	
Weekly working hours	27.13	27.49	−0.35
	(16.57)	(16.45)	
Wage from main job	187.77	189.07	−1.28
	(128.48)	(129.03)	
Father			
Age	44.26	45.76	−1.49***
	(8.77)	(8.40)	
Educational level	3.09	2.87	0.22
	(3.21)	(3.16)	
Employment	0.93	0.91	0.02
	(0.25)	(0.28)	
Weekly working hours	44.42	43.72	0.70
	(12.70)	(12.57)	
Wage from main job	286.19	293.54	−7.35
	(152.75)	(154.65)	
Childrens			
Educational level	5.64	6.14	−0.50***
	(2.01)	(2.27)	
Employment	0.33	0.41	−0.08***
	(0.47)	(0.49)	
Weekly working hours	23.73	26.18	−2.45***
	(13.76)	(13.48)	
Wage from main job	96.23	111.12	−14.90*
	(67.55)	(77.55)	

Notes: Sample of households among the poorest 20 percent in 2006 with children aged 15 and 16 years only. Standard deviation in parentheses. Stars reflect statistical significance at the ***1 percent, **5 percent, and *10 percent levels.

in which Y_{it} is the outcome of interest; Treat_i is an indicator that takes on value 1 if individual i is in the treatment group and 0 otherwise; After_t is dummy variable that equals 1 for post-intervention periods and 0 otherwise; X_{it} represents a vector of control variables for possible systematic differences across individuals in the treatment and control groups; and the term ε_{it} absorbs unobserved components that affect the dependent variable. In this model, β_1 measures the group effect before the policy change, β_2 measures the time effect of aggregate factors that affect Y even in the absence of the policy change, and β_3, which captures changes in Y for the treatment group after treatment, is the DID estimator.

It is important to stress that this identification procedure allows capturing only the "intention to treat" (ITT) effect of the BVJ for households in the bottom quantile of the income distribution. As we do not observe whether or not the households actually receive the transfer, we estimate the impact of being entitled to receive it on school attendance and time allocation. To the extent that a significant share of households that have become entitled to the transfer do not actually apply for it, we may be underestimating the impacts of the program.

Taking conditional expectations of equation (1) for each group and time period, we can obtain the usual double difference of the DID model:

$$\begin{aligned}&\mathbf{E}\left[Y_{i1}-Y_{i0}\,|\,X_{it},\text{Treat}_i=1\right]-\mathbf{E}\left[Y_{i1}-Y_{i0}\,|\,X_{it},\text{Treat}_i=0\right]\\&\qquad=\beta_3+\left\{\mathbf{E}\left[\varepsilon_{i1}-\varepsilon_{i0}\,|\,X_{it},\text{Treat}_i=1\right]-\mathbf{E}\left[\varepsilon_{i1}-\varepsilon_{i0}\,|\,X_{it},\text{Treat}_i=0\right]\right\},\end{aligned}\quad (2)$$

where the subscripts 0 and 1 represent the pre- and post-treatment periods. Expression (2) shows that the DID identifies the effect of the treatment on Y if the term in brackets on the right-hand side is nil. This corresponds to the main assumption of the DID model and is usually known as the equal trend assumption.

Looking at figures for school attendance of the treatment and control groups, Figura 1 shows that the trends were similar for the two groups between 2001 and 2006. Tabela 4 provides a more formal test of this visual result. Indeed, it shows that coefficient on the interaction between the treatment dummy (i.e., Treat_i) and a linear trend is not only small in magnitude but also statistically insignificant. This pattern is observed for the whole sample as well as when the urban and rural areas are taken separately.

Figure 1. Pre-Trends: school attendance before treatment.

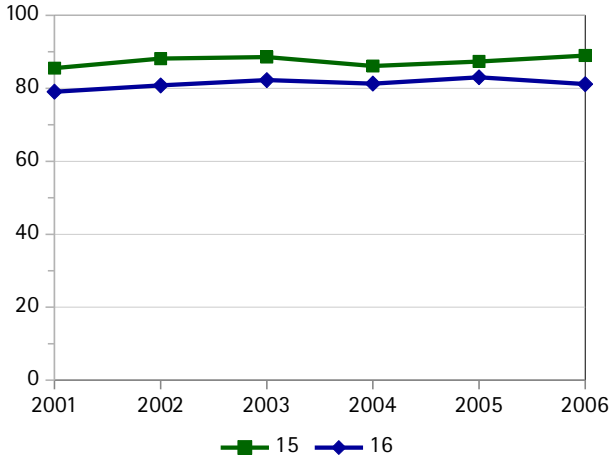


Table 4. Pre-program School Attendance – 2001–2006.

Variables	All	Urban	Rural
Trend	0.003	0.003	0.003
	(0.002)	(0.002)	(0.004)
Treated	−0.067***	−0.071***	−0.060***
	(0.013)	(0.016)	(0.022)
Trend × Treated	0.002	0.003	0.000
	(0.003)	(0.004)	(0.006)
Constant	0.864***	0.874***	0.843***
	(0.008)	(0.010)	(0.014)
Observations	18,268	11,868	6,400
R-squared	0.007	0.008	0.006

Notes: Sample of households among the poorest 20 percent between 2001 and 2006 with children aged 15 and 16 years only. Standard deviation in parentheses. Stars reflect statistical significance at the ***1 percent, **5 percent, and *10 percent levels.

6. RESULTS

6.1. Impact on adolescents

The impact of the BVJ on the youngster's school enrollment was estimated using equation (1) of section 5. Specifically, the DID model used to estimate the effect of the BVJ has the following form:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Treat}_i + \beta_2 2009 + \beta_3 \text{Treat}_i * 2009 + \beta_4 X_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

where i represents the individual and t is time; Y_{it} is the dependent variable of interest (school enrollment or participation in the labor market); Treat_i is the indicator for the treatment group (households with an adolescent aged 16); 2009 is the indicator for the second period (the first period is 2006); X_{it} represents the vector of control variables and ε_{it} comprises random shocks. The controls include the number of children in the household, the education level of the mother or father (whichever is greater), the age of the mother or father (whichever is greater), household composition, race and indicators for urban areas and state of residence. We also included the average market wages of youths aged 15 and 16 (differentiated by gender) at the state level to take into account that school enrollment for youths in poor families can be particularly affected by their opportunity costs in the labor market. As the availability of schools and the labor market opportunities for youngsters are different in urban and rural areas, the regression was separately run for these areas.

Tabela 5 shows the results of estimating equation (3) to obtain the effect of the introduction of BVJ on school enrollment. The first two columns contains the results for the whole sample while the third and fourth for the urban and rural areas respectively. The table shows that the estimated effect of the interaction between treatment and time is positive and significant at the 1 percent level, regardless of whether the control variables are included (column (1)) or not (column (2)). The estimated effects evinces that the expansion of the PBF for young people of 16 years of age increased the probability attending school by approximately 5 percentage points with respect to 15-year-olds. This result is noteworthy because, in addition to the immediate relief of poverty, one of the main purposes of the PBF is to reduce the transmission of poverty in the medium and long terms by increasing school enrollment among the poorest households. The results suggest that the expansion of the PBF to 16-year-olds has contributed to that goal.

Table 5. Impact of BVJ on school attendance.

Variables	(1)	(2)	(3) Urban	(3) Rural
Treated	−0.080***	−0.073***	−0.065***	−0.090***
	(0.015)	(0.015)	(0.018)	(0.026)
2009	0.031***	0.036***	0.042***	0.015
	(0.012)	(0.015)	(0.018)	(0.029)
Treated∗2009	0.049***	0.047***	0.029	0.090***
	(0.019)	(0.019)	(0.022)	(0.033)
Market Wages	–	−0.041**	−0.051**	0.008
		(0.021)	(0.024)	(0.045)
Constant	0.890***	1.035***	1.069***	0.884***
	(0.009)	(0.066)	(0.077)	(0.140)
Observations	4,781	4,781	3,193	1,588
R-squared	0.015	0.052	0.058	0.058

Notes: Dependent variable is a binary indicator of school attendance. Sample includes households among the poorest 20 percent with children aged 15 and 16 years only. Robust standard errors in parentheses. Column (2), (3), and (4) include controls for number of children, education, age and race of head, household composition, urban areas (only column (2)), and state dummies. Standard deviation in parentheses. Stars reflect statistical significance at the ***1 percent, **5 percent, and *10 percent levels.

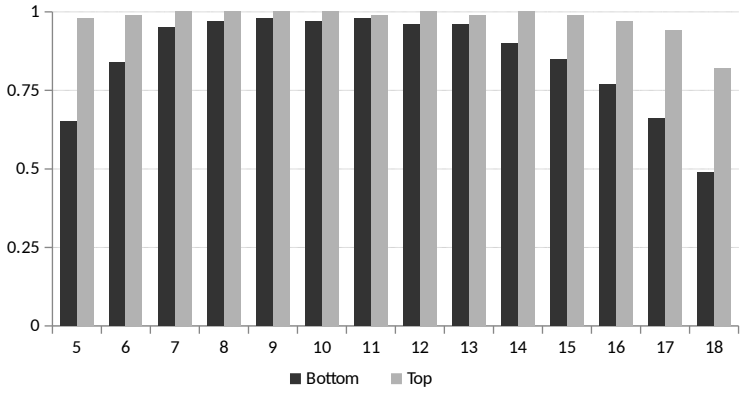
Figura 2 compares the average rates of school attendance in the bottom and in the top quintiles of the family income distribution. We can note that at age 16 there is a difference of about 16 percentage points between these two groups (80% versus 96%). Thus, the magnitude of the estimated effect means that BVJ has contributed to reduce this difference by almost one third.

When the sample is stratified between urban and rural areas, the results evince that the effect of the BVJ was quite high and statistically significant in the rural area and not different from zero on statistical grounds in the urban area. In section 3.1, we reported that the international literature has typically found positive effects for both areas, so while ours results are line for the rural area, it is not for the urban sphere. This could be explained by the distinct program designs and forms of operation, by the different samples and controls or by the fact that most studies in the literature do not estimate the intention to treat parameter, as we do here. In spite of these differences, we find it interesting to unveil that the extension of the PBF to youngsters in Brazil seems to have mainly affected their school enrollment in rural localities. Among the reasons for that, it is likely that the lower (higher) enrollment rates for youths in rural (urban) areas and the higher (lower) relative importance of the benefits of the BVJ to rural (urban) families explain part of the observed difference in estimated impacts. It is interesting to note that the market wage for youths does not affect school enrollment in the rural area but has the expected negative sign for urban youngsters.

We also estimate a multinomial logit model to gauge the impact of the program on the young people's labor supply and school enrollment decisions. In this formulation, the dependent variable consists of four categories: "studying only", "working only", "studying and working", and "neither studying nor working", with the last being considered the baseline category in the estimation.

As the multinomial model is non-linear, the marginal effect of the treatment in a DID model is not the marginal impact of the interaction between time and treatment, but the difference of the cross-

Figure 2. School attendance by age in bottom and top quintiles.



differences, as described by Puhani (2012). The results of Tabela 6 (in terms of marginal effects) show that the BVJ has a significant effect on the probability studying and working at the same time, but not on the other outcome variables. The estimated marginal effect means that the probability of a youngster studying and working increases by 4.4 percentage points with the BVJ, compared with a baseline of 30% in the control group in 2006. The estimated coefficients for the categories were not statistically significant. It seems, therefore, that treated adolescents do not quit their jobs to study because of the program, but do both activities at the same time. This raises questions about the long run impacts of the program, since the quality of the night classes is notoriously low in Brazil. We ran the same multinomial model stratifying the sample between the urban and rural areas. The results show the same pattern for rural youths but, as previously found for school enrollment, it seems that the BVJ was not able to

Table 6. Impact of the BVJ on time allocation.

Variables	All	Urban	Rural
Not Studying nor Working	−0.038	−0.028	−0.086
	(0.025)	(0.029)	(0.059)
Studying Only	0.004	0.012	−0.020
	(0.013)	(0.010)	(0.040)
Working Only	−0.010	−0.009	0.008
	(0.029)	(0.034)	(0.055)
Studying and Working	0.044**	0.026	0.097**
	(0.022)	(0.025)	(0.048)
Observations	4,781	3,193	1,588

Notes: The dependent variable is time allocation (the four options in the first column). Sample includes households among the poorest 20 percent with children aged 15 and 16 years only. Robust standard errors in parentheses. Entries are marginal effects of each variable on the predicted probability of each option. Columns report results of a single (multinomial logit) regression and include controls for number of children, education, age and race of head, household composition, urban areas (only the "All" sample), and state dummies. Starred coefficients are significant at the ***1 percent, **5 percent, and *10 percent levels.

change the allocation of the work-study activities for the youths in urban areas.

The effects of the expansion of the PBF may also be heterogeneous with respect to the characteristics of the beneficiaries. We examined this possibility by splitting the sample of youngsters by gender and by considering only those who were the youngest child in the household in which they resided, for both the treatment and the control groups. According to the results reported in Tabela 7, the probability of attending school increased for young males as a result of the program, while for young females the effect was not statistically significant. In the cases where the beneficiaries were the youngest child in the household, the program caused an increase of around 10 percentage points in the probability of attending school. One possible reason for this substantial increase in the impact is that the family only receives any transfer from the *Bolsa Familia* program because the youngest child in the family is attending school. In other words, the fear of losing access to the program may stimulate parents to enroll their kids' in school and monitor their attendance more strongly. When these two features are combined—i.e., male youngsters who were the youngest child—the probability of attending school increases to 15 percentage points and it is statistically significant at the 1 percent level.

Contrasting the results for urban and rural areas, we see again that the BVJ does not seem have stimulated an increase in school enrollment in the former area but had a substantial impact on rural youths. The pattern of impacts is similar to what was observed in the overall sample: positive impact for boys but not for girls and a large effect for the youngest child in the household, especially if it was a boy.

We use the same procedure to check whether the impacts of BVJ on the adolescents' time allocation were also different by gender and the children's age composition within the household. The results of Tabela 8 show that this is indeed the case. The impact of BVJ on the probability of studying and working at the same time appears for girls but it is strong for boys when they were the youngest child in the family. It is noteworthy that the impact of the intervention seems to have only altered probability of combining the activities of working and studying.

Table 7. Impact of BVJ on school attendance by characteristics.

Variables	Boys	Girls	Youngest	Boys and Youngest
All				
Treated∗2009	0.064***	0.032	0.101**	0.150***
	(0.027)	(0.025)	(0.044)	(0.065)
N	2,577	2,204	1,035	569
Urban				
Treated∗2009	0.035	0.025	0.036	0.066
	(0.033)	(0.030)	(0.053)	(0.085)
N	1,673	1,520	704	370
Rural				
Treated∗2009	0.124***	0.057	0.231***	0.300***
	(0.049)	(0.043)	(0.084)	(0.106)
N	904	684	331	199

Notes: Dependent variable is school attendance. Sample includes households among the poorest 20 percent with children aged 15 and 16 years only. Robust standard errors in parentheses. All columns include controls for number of children, education, age and race of head, household composition, urban areas (only for "All" sample), and state dummies. Each column reports the results a different regression. Starred coefficients are significant at the ***1 percent, **5 percent, and *10 percent levels.

Table 8. Impact of BVJ on time allocation by children characteristics.

Variables	Boys	Girls	Youngest	Boys and Youngest
Not Studying nor Working	−0.052	−0.021	−0.030	−0.020
	(0.039)	(0.029)	(0.055)	(0.078)
Studying Only	−0.003	0.003	−0.108	−0.231
	(0.024)	(0.012)	(0.095)	(0.151)
Working Only	0.025	−0.033	0.077	0.126
	(0.040)	(0.036)	(0.078)	(0.100)
Studying and Working	0.030	0.050**	0.061	0.125***
	(0.035)	(0.023)	(0.039)	(0.052)
N	2,577	2,204	1,035	569

Notes: The dependent variable is time allocation (the four options in the first column). Sample includes households among the poorest 20 percent with children aged 15 and 16 years only. Robust standard errors in parentheses. Entries are marginal effects of each variable on the predicted probability of each option. Columns report results of a single (multinomial logit) regression and include controls for number of children, education, age and race of head, household composition, urban areas (only the "All" sample), and state dummies. Starred coefficients are significant at the ***1 percent, **5 percent, and *10 percent levels.

6.2. Impact on parents

In addition to analyzing the direct impact that granting the BVJ may have on young people, it is important to carefully examine how the program impacts the family's time allocation, in particular the time allocated to the labor market. To verify whether there is a disincentive for other beneficiary household members to work, the so-called "laziness effect", the impact of the BVJ on the labor supply of fathers and mothers was assessed both in terms of their participation in the labor market and the number of hours worked.

We first investigate the effects of the BVJ on the probability of working and then on hours worked, for both mothers and fathers in the treatment group. The DID model has the same form as described in equation (3) for youngsters. We used the same controls as before, with the difference that the dummy for households with only a father was omitted in the regressions of mothers, and the dummy for households with only a mother was omitted for the regressions of fathers.

It can be observed from Tabela 9 that there was not a statistically significant change in the behavior of mothers or fathers in the overall sample regarding either their labor force participation or the number of working hours. This is also valid for the urban sample and for fathers in the rural area but the impact estimates are positive and statistically significant for mothers in rural families. It is possible that this increase in mothers' labor supply occurred to compensate for the reduction in household income due to the youngsters' reduced labor supply. Another plausible explanation is that because young people are now spending more time in school, their mothers have more free time and, consequently, could increase their labor supply.

It is interesting to note that the results in Tabela 9 suggest that the BVJ has not triggered the so-called "laziness effect", i.e., stimulated a reduction in labor supply of adults. This contention is in line with the bulk of the CCT literature for Brazil and other countries (see section 3.2).

6.3. Regional differences

We also checked whether the program's effects were different across the geographical regions of Brazil. This may be important because the Brazilian regions are quite heterogeneous in many cultural and social development aspects. According to the MDS data, the spatial distribution of the PBF's transfers is

Table 9. Impact of the BVJ on parental time allocation.

	Mothers		Fathers	
Variables	Probability of work (1)	Working hours (2)	Probability of work (3)	Working hours (4)
All				
Treated∗2009	0.036	1.852	0.016	−0.0005
	(0.027)	−1.276	(0.018)	(0.930)
Observations	4,620	2,405	3,622	3,015
Urban				
Treated∗2009	0.019	0.685	0.017	−0.304
	(0.035)	−1.860	(0.027)	−1.271
Observations	3,090	1,341	2,194	1,674
Rural				
Treated∗2009	0.092**	4.034***	0.017	0.444
	(0.044)	−1.683	(0.018)	−1.377
Observations	1,530	1,064	1,428	1,341

Notes: Dependent variable is a binary indicator for work (columns (1) and (3)) and a continuous variable for hours of work (columns (2) and (4)). Sample includes households among the poorest 20 percent with children aged 15 and 16 years only. Robust standard errors in parentheses. All columns include controls for number of children, education, age and race of head, household composition, urban areas (only for the "all" sample), and state dummies. Each column reports the results of a different regression. Starred coefficients are significant at the ***1 percent, **5 percent, and *10 percent levels.

highly uneven across regions of the country. Indeed, the main destination of program resources is the Northeast region (53.2 percent), followed by the Southeast region (23.4 percent). Far from representing a failure in the distribution of resources, this is a result of the program's objective to reduce poverty levels in the country: according to the MDS, almost three quarters of poor families in Brazil in 2006 were concentrated in these two regions.

The impact of the expansion of the PBF on the school enrollment of youths by region is shown in Tabela 10. The results evince that the granting of the new benefit only had a significant impact in the Northeast and Southeast regions. The probability of attending school for our group of interest in these regions increased by respectively 7.6 and 9.3 percentage points after the expansion of the *Bolsa Família* program in 2007. Looking at the results for the urban/rural stratification within the regions, we see that the effect for the Northeast is positive for the two strata and higher for rural youths in this region. The effect for the Southeast is only statistically significant in its urban area and there appears a weakly significant impact for the rural area in the South region.

6.4. A Placebo test

To test the robustness of the results, we estimated the same school enrollment model using samples from a previous time period. Again, the treatment group was composed by households among the poorest 20 percent with 16-year-olds youths as members. The control group included 15-year-olds and they were also among the poorest 20 percent. For this exercise, the years 2003 to 2006 were used, which are periods prior to the creation of the BVJ. This is a placebo test, in which 2006 was defined as the post-treatment year. Thus, we substituted the dummy variable for the post-program in equation (3), making

Table 10. Impact of the BVJ on school attendance by region.

Variables	Midwest	Northeast	North	Southeast	South
All					
Treated∗2009	−0.017	0.076***	−0.004	0.093**	−0.032
	(0.076)	(0.025)	(0.047)	(0.045)	(0.078)
Observations	306	2,523	770	820	362
Urban					
Treated∗2009	−0.036	0.063**	−0.010	0.093*	−0.137
	(0.088)	(0.032)	(0.058)	(0.048)	(0.093)
Observations	240	1,551	491	647	264
Rural					
Treated∗2009	−0.028	0.100***	−0.012	0.071	0.259*
	(0.148)	(0.040)	(0.085)	(0.114)	(0.142)
Observations	66	972	279	173	98
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

Notes: Dependent variable is school attendance. Sample includes households among the poorest 20 percent with children aged 15 and 16 years only. Robust standard errors in parentheses. All columns include controls for number of children, education, age and race of head, household composition, urban areas (only for the "All" sample), and state dummies. Each column reports the results a regression using a different sample. Starred coefficients are significant at the ***1 percent, **5 percent, and *10 percent levels.

it now equal to 0 when the year is 2003, and equal to 1 when the year is 2006.

Tabela 11 shows that the interaction between the (pseudo) indicator of treatment and time did not attract a significant coefficient for this sample, irrespective of whether the control variables were included or not in the regression. This shows that our estimated effects do not seem the result of a statistical artifact. The same robustness test was then applied to verify the effects on young people's time allocation (results not shown) and there were no statistically significant effects either, strengthening the causal interpretation of the results found in this study.

7. FINAL CONSIDERATIONS

The objective of this study was to evaluate the impact of the expansion of the PBF, which occurred in 2007 with the creation of the BVJ, on the time allocation of the beneficiary household members. The establishment of this new type of benefit sought to help poor young people aged between 16 and 17 to stay in school because there is an increase in the dropout rate in this age group.

The effects of the benefit were investigated with regard to the school enrollment of beneficiary youths and also to their time allocation decisions in terms of working and studying activities. We further investigate the effects of the expansion of the PBF on potential behavioral changes of their fathers and mothers with respect to participation in the workforce and working hours. The data used were taken from PNAD, the main household survey in the country, and the analysis covered the years 2006, before the creation of the benefit, and 2009, following the introduction of the BVJ.

Regarding the program's effects on school enrollment, the results showed that the creation of the BVJ had a positive impact (1 pp) on the probability that 16-year-olds from poor families stay in school. The results show that the impact seems to be absent in urban areas but it is quite high for youths living in rural areas (1 pp). When separating the sample by the regions of Brazil, positive effects were found on young people's school enrollment especially in the Northeast (in both urban and rural areas) and

Table 11. *Placebo – Impact on school attendance – 2003–2006.*

Variables	Without Controls (1)	With Controls (2)
Treated	−0.063***	−0.061***
	(0.015)	(0.015)
2006	0.001	−0.013
	(0.013)	(0.015)
Treated*2006	−0.014	−0.008
	(0.021)	(0.021)
Constant	0.885***	0.829***
	(0.010)	(0.067)
Observations	4,601	4,601
R-squared	0.010	0.043

Notes: Dependent variable is school attendance. Sample includes households among the poorest 20 percent with children aged 15 and 16 years in 2003 and 2006 only. Robust standard errors in parentheses. Column (2) includes controls for number of children, education, age and race of head, household composition, urban areas, and state dummies. Each column reports the results a regression using a different sample. Starred coefficients are significant at the ***1 percent, **5 percent, and *10 percent levels.

in the Southeast (only in the urban area). Moreover, the effects on school enrollment were greater for young males and for individuals who were the youngest child (especially if it was a boy) in the household. This last result suggests that the conditionality of the program is binding: if the youngest child is not enrolled in school families fear they may lose the program benefit altogether. The same pattern was detected for rural families but again no effect was found for the urban area.

Additional exercises showed that the effects of increasing school enrollment occurred mainly through the rise in the probability of being simultaneously engaged in studying and working activities. The marginal effects indicated that the probability of choosing to study and work for young people in the treatment group increased approximately 1 pp.

The econometric results also showed that the program hardly impacted the parents' labor supply decisions. Indeed, the results showed that neither the labor market participation nor the working hours of parents were negatively affected by the BVJ. These results confirm what has been previously found in the literature on the absence of a "laziness effect" of CCT programs.

As a whole, the results show that the creation of the BVJ seems to have accomplished its main goal, which was to increase school attendance and thus the accumulation of human capital among poorer young people, thereby reducing the intergenerational transmission of poverty. The magnitude of the impact is substantial, as it allows to bridge over 30% of the gap in the rates of school enrollment at age 16 between household in the top and bottom deciles of the income distribution.

The rural area and the Northeast region display the highest (extreme) poverty rates as well as the lowest enrollment rates for youngsters in Brazil. As the PBF is a well targeted intervention, it is not surprising the BVJ showed the highest impacts in these segments of the country. At the same time, the seemingly absence of impacts in the other segments (especially the urban area) suggests that the BVJ does not seem to be well designed to improve the school enrollment rates of adolescents in the relatively more developed areas of the country. For instance, it could be that that increasing school enrollment

youths in urban areas through a CCT program requires payment of higher benefits. But this type of discussion calls for a carefully conducted cost-benefit analysis, which is beyond the scope of this study.

REFERENCES

Ahmed, A. U., Adato, M., Kudat, A., Gilligan, D., Roopnaraine, T., & Colasan, R. (2007, March). *Impact evaluation of the conditional cash transfer program in Turkey: Final report* (Report). Washington, DC: International Food Policy Research Institute (IFPRI) – AGRIN Co. Ltd. Retrieved from http://dare.uva.nl/document/166078

Alzúa, M. L., Cruces, G., & Ripani, L. (2010, March). *Welfare programs and labor supply in developing countries: Experimental evidence from Latin America* (Documento de Trabajo No. 95). La Plata: Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS). Retrieved from http://cedlas.econo.unlp.edu.ar/archivos_upload/doc_cedlas95.pdf

Attanasio, O., Fitzsimons, E., & Gomez, A. (2005, March). *The impact of a conditional education subsidy on school enrolment in Colombia* (Report Summary Familias No. 01). London: Institute for Fiscal Studies – Centre for the Evaluation of Development Policies. Retrieved from http://www.ifs.org.uk/publications/3329

Attanasio, O., Meguir, C., & Santiago, A. (2012). Education choices in Mexico: Using a structural model and a randomized experiment to evaluate PROGRESA. *The Review of Economic Studies*, *79*(1), 37–66. doi: 10.1093/restud/rdr015

Behrman, J. R., Gallardo-García, J., Parker, S. W., Todd, P. E., & Vélez-Grajales, V. (2012). Are conditional cash transfers effective in urban areas? Evidence from Mexico. *Education Economics*, *20*(3), 233–259. doi: 10.1080/09645292.2012.672792

Bourguignon, F., Ferreira, F. H. G., & Leite, P. G. (2003). Conditional cash transfers, schooling, and child labor: Micro-simulating Brazil's Bolsa Escola program. *World Bank Economic Review*, *17*(2), 229–254. doi: 10.1093/wber/lhg018

Brollo, F., La Ferrara, E., & Kaufmann, K. (2013). *Learning about the enforcement of conditional welfare programs: Evidence from the Bolsa Família program in Brazil* [mimeo].

Brollo, F., La Ferrara, E., & Kaufmann, K. (2015). *The political economy of enforcing conditional welfare programs: Evidence from Brazil* [mimeo].

Costanzi, R. N., Souza, F. L. d., & Ribeiro, H. V. M. (2010). Efeitos do programa bolsa família no acesso à educação entre os mais pobres. *Boletim Informações Fipe*, *360*, 28–32. Retrieved from http://downloads.fipe.org.br/publicacoes/bif/2010/9_bif360.pdf

De Janvry, A., Finan, F., & Sadoulet, E. (2007). *Local governance and efficiency of conditional cash transfer programs: Bolsa Escola in Brazil* [Technical Report]. Department of Agricultural and Resource Economics.

Edmonds, E. V., & Schady, N. (2009, September). *Poverty alleviation and child labor* (Working Paper No. 15345). National Bureau of Economic Research (NBER). doi: 10.3386/w15345

Ferro, A. R., & Nicolella, A. C. (2007). *The impact of conditional cash transfer programs on household work decisions in Brazil* [mimeo].

Fiszbein, A., Schady, N., Ferreira, F. H. G., Grosh, M., Keleher, N., Olinto, P., & Skoufias, E. (2009). *Conditional cash transfers: Reducing present and future poverty* (World Bank policy research report No. 47603). Washington, DC: World Bank. Retrieved from http://documents.worldbank.org/curated/en/2009/01/10298306/conditional-cash-transfers-reducing-present-future-poverty

Foguel, M. N., & Barros, R. P. d. (2010). The effects of conditional cash transfer programmes on adult labour supply: An empirical analysis using a time-series-cross-section sample of Brazilian municipalities. *Estudos Econômicos*, *40*(2), 259–293. doi: 10.1590/S0101-41612010000200001

Glewwe, P., & Kassouf, A. L. (2012). The impact of the Bolsa Escola/Familia conditional cash transfer program on enrollment, dropout rates and grade promotion in Brazil. *Journal of Development Economics*, *97*(2),

505–517. doi: 10.1016/j.jdeveco.2011.05.008

Khandker, S., Pitt, M., & Fuwa, N. (2003). *Subsidy to promote girls secondary education: The female stipend program in Bangladesh.* (unpublished manuscript)

Medeiros, M., Britto, T., & Soares, F. (2007, June). *Programas focalizados de transferência de renda no Brasil: Contribuições para o debate* (Texto para Discussão No. 1283). Brasília,DF: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Retrieved from http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td_1283.pdf

Parker, S., & Skoufias, E. (2000, October). *The impact of PROGRESA on work, leisure, and time allocation* (Final Report). Washington, DC: International Food Policy Research Institute (IFPRI). Retrieved from http://ebrary.ifpri.org/cdm/ref/collection/p15738coll2/id/125439

Pedrozo Jr, E. (2010). *Efeitos de elegibilidade e condicionalidade do Programa Bolsa Família sobre a alocação de tempo dos membros do domicílio* (PhD Thesis, Escola de Economia de São Paulo – Fundação Getulio Vargas, São Paulo, SP). Retrieved from http://hdl.handle.net/10438/8311

Pellegrina, H. S. (2011). *Impactos de curto prazo do Programa Bolsa Família sobre o abandono e o desempenho escolar do alunado paulista* [Evaluating the impact of programa bolsa familia on dropout rates and performance] (Master's Thesis, Universidade de São Paulo–Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, São Paulo, SP). Retrieved from http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/12/12138/tde-26092011-165149/pt-br.php

Puhani, P. A. (2012). The treatment effect, the cross difference, and the interaction term in nonlinear "difference-in-differences" models. *Economics Letters*, *115*(1), 85–87. doi: 10.1016/j.econlet.2011.11.025

Rubio-Codina, M. (2010). Intra-household time allocation in rural Mexico: Evidence from a randomized experiment. In S. Polachek & K. Tatsiramos (Eds.), *Child labor and the transition between school and work* (Vol. 31, pp. 219–257). Emerald. (Book Series: *Research in Labor Economics*) doi: 10.1108/S0147-9121(2010)0000031011

Schady, N., Araujo, M. C., Peña, X., & López-Calva, L. F. (2008). Cash transfers, conditions, and school enrollment in Ecuador. *Economía*, *8*(2), 43–77. doi: 10.2307/20065524

Skoufias, E., & Di Maro, V. (2008). Conditional cash transfers, adult work incentives, and poverty. *The Journal of Development Studies*, *44*(7), 935–960. doi: 10.1080/00220380802150730

Skoufias, E., Parker, S. W., Behrman, J. R., & Pessino, C. (2001). Conditional cash transfers and their impact on child work and schooling: Evidence from the PROGRESA program in Mexico. *Economía*, *2*(1), 45–96. Retrieved from http://www.jstor.org/stable/20065413

Soares, S., & Satyro, N. (2009, outubro). *O programa Bolsa Família: Desenho institucional, impactos e possibilidades futuras* (Texto para Discussão No. 1424). Brasília·DF: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Retrieved from http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=4980

Tavares, P. A. (2010). Efeito do Programa Bolsa Família sobre a oferta de trabalho das mães. *Economia e Sociedade*, *19*(3), 613–635.

Teixeira, C. G. (2008). *Análise do impacto do Programa Bolsa Família na oferta de trabalho dos homens e mulheres*. PNUD/IPC. Retrieved from http://www.ipc-undp.org/publications/mds/27P.pdf

r b e

ISSN 0034-7140
DOI 10.5935/0034-7140.20160010
Revista Brasileira de Economia, **70**(2), 203–220

Distribuição de Salários de Professores e Outras Ocupações: Uma Análise para Graduados em Carreiras Tipicamente Ligadas à Docência

Laura Muller Machado[*,†]
Luiz Guilherme Dácar da Silva Scorzafave[‡]

Sumário: **1. Introdução; 2. Revisão de Literatura; 3. Metodologia; 4. Resultados; 5. Conclusão.**

Palavras-chave: **Análise no Quantil, Salário, Professores.**

Códigos JEL: **I21, I25, J31.**

Estudar a estrutura de remuneração de um país é importante por várias razões. Talvez uma das principais seja porque a remuneração pode afetar a atratividade da carreira e a habilidade dos profissionais que exercem a função de professor. O presente trabalho buscou comparar a diferença do salário-hora entre professores e não professores graduados em carreiras tipicamente relacionadas à profissão docente: Ciências da Educação, Formação de Professores, Língua Materna, Matemática, Biologia e Química. O objetivo era entender como profissionais recém-graduados escolheram diferentes ocupações (docente versus não docente) levando ao aparecimento de um diferencial salarial importante já nos primeiros anos de vida profissional. Desta análise, sob a hipótese de ignorabilidade e a hipótese de preferências semelhantes antes do ingresso no ensino superior corretamente especificadas, pode-se concluir que aqueles que exercem a profissão de professor, tanto na média, quanto no quantil 10 e na mediana, possuem um diferencial de salário hora positivo com relação aos que não são docentes. Já no quantil 90, não há diferença de salário entre os grupos. Os resultados mostram também que a diferença é explicada majoritariamente pelo retorno às características que determinam o salário e menos por diferenças nos níveis de tais características. Existem duas implicações desses resultados. Primeiro, considerando-se salário como proxy para habilidade, pode-se inferir que os professores já são os mais habilidosos da amostra analisada. Sendo assim, aumentar o salário dos docentes não atrairia profissionais mais habilidosos para a

[*]Universidade de São Paulo, Faculdade de Economia Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto (USP/FEA-RP). Email: laurammachado@gmail.com

[†]Fundação Lemann.

[‡]Universidade de São Paulo, Faculdade de Economia Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto (USP/FEA-RP). Avenida dos Bandeirantes, 3900, Bloco C. Monte Alegre, Ribeirao Preto, SP, Brasil. CEP 14040-900. Email: scorza@usp.br

profissão, dentro das carreiras estudadas, pois já são os profissionais mais habilidosos que são docentes. Uma alternativa seria capacitar esses profissionais de forma a aumentar a habilidade destes. Segundo, outra forma de aumentar a habilidade dos professores seria compreender como esse diferencial salarial afeta a decisão de ingresso na carreira docente, e buscar atrair profissionais mais habilidosos para o magistério antes da escolha da carreira a ser cursada no ensino superior. Isso poderia possibilitar que indivíduos com maior habilidade se interessassem pelo magistério. Em ambos os casos, para que seja efetivo para a geração de capital humano, um aumento salarial do cargo de professor deve estar atrelado à criação de condições para o aumento da habilidade dos profissionais que ocupam tal posição.

This study aims to compare the wage gap between teachers and non-teachers in careers typically related to the teaching profession (Biology, Mathematics, Linguistics and Pedagogy). The objective is to understand the factors associated with the higher wages of teachers for profissionals aged 18 to 27. The results suggest the existence of a wage differential favoring teachers, both in average and also in quantiles 10 and 50 in 2010. In quantile 90, we do not find wage gap between teachers and non-teachers. The differentials are mainly explained by differences in returns associated to characteristics that determine wages. For instance, in quantile 50, to be a public sector employee is associated with a higher wage for teachers than for non-teachers. On the other hand, a very small fraction of the differential is associated with different composition of the teacher and non-teacher groups. Differences in coefficientes regarding region or residence and city population size are the only factors that individually explain the wage gap for those in quantiles 10 and 50.

1. INTRODUÇÃO

Muitos estudos mostram que a qualidade da educação impacta positivamente os salários futuros dos indivíduos e o crescimento econômico do país, conforme mostram, por exemplo, Kimko & Hanushek (2000) e Bishop (1989). Por sua vez, o Brasil apresenta um baixo desempenho educacional quando comparado a outros países. Por exemplo, na avaliação PISA (Programme for International Student Assessment), um dos principais exames aplicado a vários países para avaliar a qualidade educacional de jovens de 15 anos, o Brasil apresentou uma das menores pontuações entre 65 países, ficando em 57º lugar no ano de 2012. Buscando propostas de melhoria para a educação Barber & Moushed (2007) observam que os 10 países com as melhores notas no PISA diferem em alguns pontos dos outros participantes. Nesse grupo de países, um fato que se destaca é que os professores possuem salários tão bons ou melhores que o de outras profissões prestigiadas.

Outros estudos também ressaltam que a estrutura de remuneração dos professores de um país precisa ser averiguada de modo relativo a de outras ocupações, pois a remuneração pode afetar as decisões dos indivíduos em diferentes dimensões. Primeiro, a remuneração pode afetar a decisão dos individuos mais bem qualificados de se tornarem professores. Segundo, dado que o professor ingressou na profissão docente, ela pode afetar o esforço que será exercido em sala de aula. Por fim, pode desistimular (ou não) a rotatividade desses profissionais nas escolas.

Nesse sentido, o objetivo desse trabalho é investigar quais são os fatores associados ao diferencial de salários entre professores e não-professores no Brasil. Especificamente, escolhemos trabalhar apenas com profissionais graduados em carreiras cuja maioria dos formados tipicamente acaba ingressando na docência. Uma hipótese subjacente a essa escolha é que as preferências desses indivíduos pela carreira docente antes do ingresso no ensino superior eram semelhantes. Dito de outro modo, uma vez optando

por uma dessas carreiras, os indivíduos saberiam que teriam uma probabilidade alta de se tornarem docentes.

Assim, será investigado o diferencial de salário entre professores e não professores recém formados para compreender se: a) existe uma eventual menor remuneração relativa dos professores; b) que fatores estariam associados a esse diferencial salarial. Por fim, cabe destacar que o fato de a literatura apontar a existência de uma relação entre o salário relativo dos professores e a proficiência dos alunos também justifica a importância do presente estudo.

Apesar de já existirem trabalhos para o Brasil associando o diferencial de salários de professores e não professores, esse trabalho inova em três direções. Primeiro, trabalhamos com recém graduados de carreiras tipicamente ligadas à docência. Assim, será investigado se esses profissionais, ao ingressarem na ocupação docente, ganham menos do que seus pares de mesma formação acadêmica. Segundo, ao trabalharmos com pessoas de até 27 anos, é possível associar a formação em nível superior com a escolha ocupacional e os salários na fase inicial da carreira profissional. Desse modo, embora não seja nosso objetivo identificar uma relação causal entre salários e escolha ocupacional, ao restringir a análise a essa faixa etária, haveria menor interferência de fatores como experiência prévia no mercado de trabalho nos diferenciais salariais. Por fim, realizamos a decomposição do diferencial salarial entre docentes e não docentes de acordo o método proposto por Firpo, Fortin & Lemieux (2009) que possibilita analisar diferentes quantis da distribuição salarial.

2. REVISÃO DE LITERATURA

Recentemente a UNESCO lançou uma exposição intitulada "A Educação Conta", a qual destaca que a educação ajuda a combater a pobreza e capacita as pessoas com conhecimento e habilidades que precisam para construir um futuro melhor. De acordo com o trabalho, um ano extra de escolaridade nos países em desenvolvimento aumenta a renda individual em até 10% e a taxa de crescimento do PIB em 0,37%. Além disso, 171 milhões de pessoas poderiam sair da pobreza se todos os estudantes em países em desenvolvimento deixassem a escola sabendo ler. Outra evidência da importância da educação para o crescimento é o resultado de Kimko & Hanushek (2000) que mostra que um aumento de um desvio padrão da qualidade da força de trabalho gera um aumento da taxa de crescimento da renda per capita de 1,4 pontos percentuais.

Apesar dessa importância ser largamente comprovada e analisada na literatura, a situação educacional no Brasil é crítica quando comparada a outros países. No PISA, o Brasil apresentou uma média de 391 pontos em matemática, ficando em 57º lugar entre 65 países (OECD, 2012). Mesmo em comparação a outros países da América Latina, Menezes-Filho (2001) mostra, por exemplo, que apesar da melhoria educacional apresentada nos últimos 20 anos, a evolução da educação brasileira foi mais lenta que a dos outros países latino-americanos.

Uma possível estratégia para tentar compreender essa situação brasileira é focar em um dos fatores que, segundo Hanushek (1986), mais explicam a diferença de desempenho entre os alunos: a qualidade dos professores. Esse autor mostra que a habilidade do professor é muito mais importante na formação de capital humano do que uma série de outros fatores.

No entanto, entender a formação de habilidades é uma tarefa complexa. Assim, será discutido como a literatura tem se utilizado do salário como um dos principais fatores determinantes na seleção de professores de maior habilidade.

2.1. Salários, habilidade dos professores e desempenho dos alunos

Em estudo feito nos Estados Unidos com dados dos anos de 1969, 1979 e 1989, Stoddard (2003) encontrou evidências de que o salário é importante na determinação da qualidade dos professores. O estudo encontrou que o aumento do salário dos não professores tem impacto negativo na qualidade dos professores. Ainda analisando dados dos Estados Unidos e a qualidade dos professores ao longo do

tempo, Lakdawalla (2006) mostra que a qualidade dos professores declinou de 1940 a 1990. Segundo o autor, isso se deve principalmente ao aumento do salário de trabalhadores com alta habilidade, fazendo com que as escolas diminuíssem a contratação desses profissionais.

Ambos estudos sugerem que a habilidade dos professores está diretamente relacionada aos salários ofertados a esses profissionais. Dado que o principal insumo da função de produção de educação são professores de alta qualidade, é importante analisar como variações de salários estão associadas a escolha ocupacional, particularmente entre os profissionais mais habilidosos.

Em estudo com dados de 1960 à 1990 dos Estados Unidos e analisando apenas as professoras, foram encontradas evidências de que quanto mais bem pagas em relação a outros profissionais, maior a probabilidade de mulheres jovens altamente habilidosas escolherem ser professoras. O estudo de Bacolod (2006) conclui que 10% de aumento no salário alternativo (não professores) gera 6,4% de queda na probabilidade das mais hábeis virarem professoras e 3,5% de queda das menos hábeis. Ou seja, variações de salários são mais sensíveis para os profissionais mais habilidosos.

Além da habilidade, um outro ponto importante que afeta a qualidade dos professores é o tempo de experiência na profissão. A maior experiência permite ao professor lidar melhor com os alunos em sala de aula e desenvolver habilidades tácitas fundamentais para uma melhor performance. Analisando dados de professores que abandonaram a profissão, Gilpin (2011) mostra que o efeito de aumento de salário fora da docência é significante apenas para aqueles com poucos anos de profissão. Para os mais experientes esse efeito não foi encontrado. Se a hipótese de que alta rotatividade é prejudicial aos alunos for válida esse resultado é importante. Resultado semelhante é obtido por Imazeki (2005) que mostra que aumentar o salário inicial evita que professores-iniciantes abandonem a profissão, enquanto que aumentar o salário de professores mais experientes não tem esse mesmo efeito.

Em suma, os estudos com dados dos Estados Unidos mostram que o salário relativo dos docentes está diretamente associado à atratividade da carreira docente, especialmente para profissionais de alta habilidade. Esses são os mais sensíveis a alterações salariais, abandonando a profissão com mais facilidade frente a uma queda do salário relativo, particularmente no início da carreira.

Também existem evidências da relação entre aumentos de salário e desempenho dos alunos na América Latina. Por exemplo, no Chile, o SNED (Sistema Nacional de Evaluatión de Desempeño de los Estabelecimientos Educacionales), criado em 1996, permite ajustes dos salários dos professores da rede pública de acordo com o desempenho da escola. Mizala & Romaguera (2004) encontraram resultados positivos do SNED sobre o desempenho dos alunos, principalmente nas escolas de menor qualidade. Além disso, o salário real dos professores aumentou 156% entre 1992 e 2002, sendo maior que o salário de outras profissões que requeriam diploma. No mesmo período, o número de estudantes da área da educação aumentou 39%. Esses dados revelam dois fatores importantes: primeiro, que a política salarial é relevante para a atração de bons profissionais de ensino; segundo, que gera impacto positivo no capital humano.

O governo brasileiro também vem realizando reformas que possibilitam o aumento do salário dos professores. O FUNDEF implantado em 1998 pelo governo federal, teve como objetivo distribuir recursos federais entre estados e municípios para aumento dos salários de professores. Foi estabelecido que 60% dos recursos educacionais deveriam ir para desenvolvimento da educação fundamental e o programa estabelece um piso de gasto por aluno. No Brasil, Menezes-Filho & Pazello (2007) usando dados do FUNDEF, encontram que a proficiência dos alunos da escola pública é positivamente impactada pelo salário dos professores, especialmente os das regiões mais carentes. Esse resultado é similar ao encontrado por Mizala & Romaguera (2004) no programa do Chile.

Como o salário relativo dos docentes em comparação aos não docentes pode afetar tanto a qualidade média do professor quanto a proficiência dos alunos, é importante investigar o diferencial salarial entre esses dois grupos.

2.2. Comparação de salário de professores e não professores

O estudo de Mizala & Romaguera (2004) analisa a diferença da estrutura de salário de professores e não professores no Chile utilizando a decomposição de Oaxaca–Blinder. Os resultados mostram que tanto os professores possuem melhores níveis de atributos que levam a maiores salários, como esses atributos são mais valorizados para os professores do que para outras categorias.

Em trabalho similar, Moriconi & Marconi (2008) estudaram o diferencial salarial dos professores do Brasil comparando-os com os seguintes grupos: demais ocupações do setor público, professores do setor privado e demais ocupações do setor privado. Segundo os autores, os salários dos professores da rede pública são mais atrativos para profissionais com nível médio completo de escolaridade do que para os com nível superior. Ainda segundo os autores os professores da rede pública brasileira com nível superior ganharam menos do que receberiam se pertencessem a qualquer um dos grupos de comparação.

Em estudo similar, com os dados da PNAD de 2006, Becker (2008) inclui na análise o fato de que os professores têm o benefício de se aposentar cinco anos antes dos outros profissionais com aposentadoria integral. Com isso, o diferencial de remuneração em relação a outras ocupações diminui significativamente. Observou-se que os professores do ensino fundamental possuem menor remuneração em comparação aos profissionais da ciência. Em comparação aos trabalhadores da produção e serviços, os professores obtém um rendimento superior.

Para analisar o diferencial quantílico da avaliação chilena do SNED, Juhn, Murphy & Pierce (1993) estimam os diferenciais de salários para os diferentes quantis da distribuição condicional de salário. Os autores interpretaram a posição na distribuição do logaritmo de salário como medida de habilidade não observada. Ou seja, salários maiores seriam uma *proxy* para habilidades não observadas dos indivíduos. Segundo os autores, o diferencial condicional de salários tende a ser favorável para professores de menor habilidade (que estão na parte inferior da distribuição de salários); por sua vez, o diferencial tende a ser zero ou negativo para professores muito hábeis (na parte superior da distribuição). Na média, depois que as diferenças de características são consideradas, professores no percentil 10 recebem salários 60% maiores do que seus contra-partes no mesmo percentil, professores do percentil 25 recebem 43% mais e professores no percentil 50 recebem 24% mais. Na outra ponta da distribuição, professores do percentil 75 recebem salários pelo menos tão bons quanto não professores. Professores no percentil 90 recebem salários 14% menores. Dessa forma, professores com menor habilidade tem uma remuneração relativamente melhor quando escolhem ser professores ao invés de outras profissões. Já os professores de maior habilidade recebem menor remuneração quando comparados a outras profissões.

Portanto, fica clara a existência de uma lacuna na literatura brasileira acerca do diferencial salarial de professores e outras ocupações, pois não há estudo que procure analisar essa questão em diferentes partes da distribuição salarial. Desse modo, o presente artigo é o primeiro que busca realizar uma decomposição desse diferencial ao longo dos quantis da distribuição salarial.

3. METODOLOGIA

No Brasil não existe uma qualificação específica para exercer a profissão de professor. Conforme determinação do Governo Federal o profissional precisa ter ensino superior com licenciatura ou ser formado em pedagogia. Ou seja, os potenciais professores poderiam exercer outra profissão sem grandes restrições. Pode-se pensar que a decisão de se tornar professor (ou não) segue a lógica de um modelo de escolha em que o indivíduo compara a utilidade esperada ao longo do ciclo de vida das duas alternativas. Essa utilidade depende tanto de fatores pecuniários como dos não pecuniários percebidos pelo indivíduo. A escolhar é feita com base na alternativa que gera a maior utilidade. Na prática, raramente é factível estimar essa utilidade, pois a estimação requer hipóteses sobre taxa interna de retorno, horizonte de tempo, entre outros. Conforme Brewer (1996), devido à essas dificuldades, na maioria dos artigos, a utilidade é medida simplesmente como o salário. Contribui nessa decisão o fato de que, geralmente, os fatores não pecuniários são de difícil observação.

Um dos possíveis fatores não monetários que afetam essa decisão é a vocação. A vocação profissional é formada por um conjunto de aptidões naturais e interesses específicos do indivíduo que o direcionam na escolha de uma profissão. Ou seja, se admitirmos que existem indivíduos que tem aptidão para ser professor, provavelmente a escolha do curso superior será direcionada visando o objetivo de exercer a profissão de professor. Analisando os dados do Censo Demográfico de 2010, os professores do ensino fundamental tem, em sua maioria, graduação nos cursos superiores listados na Tabela 1.

Tabela 1. *Frequência de graduação entre professores.*

Ensino Superior	Representação entre professores (%)
Ciências da Educação	38,8
Formação de professores	18,3
Língua materna	12,8
Matemática	4,9
Biologia e Química	2,8
Total	77,6

Assim, 78% dos docentes cursou uma dessas cinco graduações. Se analisarmos cada graduação separadamente, cerca de 71% dos formados em 2010 de cada uma delas não estava trabalhando como professores. Portanto, ao escolher uma dessas carreiras a probabilidade a priori de um indivíduo vir a exercer a ocupação de professor não é muito elevada.

3.1. Dados

Os dados utilizados no trabalho são oriundos do Censo Demográfico 2010, coletados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatistística (IBGE). Particularmente, utilizamos os dados do estado de São Paulo com trabalhadores que estavam empregados no momento da pesquisa e que declararam o salário e a ocupação. Foram considerados os funcionários públicos das esferas federal, estadual e municipal e trabalhadores com carteira assinada. Serão considerados apenas trabalhadores com ensino superior nos cursos de Ciências da Educação, Formação de Professores Específico, Formação de Professores de Disciplinas Profissionais, Língua Materna, Matemática, Biologia e Química[1].

A amostra será restrita aos profissionais de 18 a 27 anos para focarmos a análise do mercado de trabalho dessas pessoas no período imediatamente após a conclusão do curso superior. De certa forma procura-se restringir a análise a profissionais que ainda não trocaram de ocupação desde sua graduação. As variáveis explicativas utilizadas na análise serão baseadas no trabalho de Becker (2008) e de Chevalier, Dolton & McIntosh (2007) pois ambos estudos, apesar de utilizarem metodologias diferentes, buscavam estudar e responder perguntas similares ao presente estudo. As variáveis são as seguintes: idade, cor, sexo, condição na família, escolaridade, tipo de ocupação (funcionário público ou não) e área de graduação. Serão incluídas variáveis geográficas disponibilizadas no Censo Demográfico referentes à região administrativa em que o indivíduo mora e se o município de residência possui mais de 150 mil habitantes. A variável dependente do modelo é o salário por hora trabalhada.

3.2. Modelo de decomposição

O método propõe uma aproximação linear para um funcional da distribuição. O funcional é obtido através da função influência que é definida como a influência de uma observação na distribuição da

[1] Códigos 142, 145, 146, 223, 461, 421 da tabela de códigos de cursos superiores do Censo Demográfico.

estatística de interesse. A função influência é largamente utilizada para estimações robustas, podendo ser facilmente computada para qualquer quantil. Será apresentado o método para qualquer estatística de interesse ν, porém, para este trabalho, ν será sempre quantis salariais.

Definimos a *Recentered influence function*, RIF, como

$$\text{RIF}(y,\nu) = \nu(F) + \mathbb{F}(y;\nu). \tag{1}$$

Temos por definição que

$$\int_{-\infty}^{\infty} \mathbb{F}(y;\nu,F)\,\mathrm{d}F(y) = 0. \tag{2}$$

No caso dos quantis, a função influência é dada por

$$\mathbb{F}(Y,Q_\tau) = \frac{\tau - \Pi\{Y \leq Q_\tau\}}{f_Y(Q_\tau)}. \tag{3}$$

Seja Q_τ o τ-ésimo quantil da distribuição não condicional de Y; $\Pi(\cdot)$ uma função indicadora de quando a variável resposta é maior ou igual ao quantil Q_τ; e $f_Y(\cdot)$ a densidade marginal da distribuição de Y. Como resultado, a RIF pode ser reescrita como

$$\text{RIF}(Y,Q_\tau) = Q_\tau + \frac{\tau - \Pi\{Y \leq Q_\tau\}}{f_Y(Q_\tau)} \tag{4}$$

$$\text{RIF}(Y,Q_\tau) = c_{1,\tau}\Pi\{Y > Q_\tau\} + c_{2,\tau}, \tag{5}$$

onde $c_{1,\tau} = 1/f_Y(Q_\tau)$ e $c_{2,\tau} = Q_\tau - c_{1,\tau}(1-\tau)$. Multiplicado pelas constantes $c_{1,\tau}$ e $c_{2,\tau}$ a função influência recentrada é simplesmente uma indicadora de quando a variável resposta é maior ou igual ao quantil Q_τ. Assim, utilizando a lei das expectativas iteradas, a estatística genérica de interesse ν pode ser expressa como função da RIF condicional. O modelo irá estimar uma regressão linear de $\Pi\{Y \leq Q_\tau\}$ em X. A expectativa da função RIF é dada por

$$\int \text{RIF}(y;\nu,F)\,\mathrm{d}F(y) = \int (\nu(F) + \mathbb{F}(y,\nu))\,\mathrm{d}F(y) = \nu(F) \tag{6}$$

$$\nu(F(y)) = \int \text{RIF}(y;\nu,F)\,\mathrm{d}F(y) \tag{7}$$

$$= \iint \text{RIF}(y;\nu,F)\,\mathrm{d}F(y_{y\,|\,X})(y\,|\,X=x)\,\mathrm{d}F_X(x) \tag{8}$$

$$= \int \mathbf{E}\left[\text{RIF}(y;\nu,F)\,|\,X=x\right]\mathrm{d}F_X(x). \tag{9}$$

Sabemos que $\mathbf{E}\left[\text{RIF}(y;\nu,F)\,|\,X=x\right]$ é facilmente calculada usando regressão linear. Essa imposição de linearidade da função tem como objetivo facilitar o desenvolvimento da estimação e é comumente utilizada na literatura. Sejam as estruturas salariais definidas pelos professores do ensino público fundamental como grupo 1 ($t = 1$) e das demais profissões como grupo 0 ($t = 0$). Podemos rearranjar a função (9) da forma que segue:

$$m_t^{\upsilon}(x) = \mathbf{E}\left[\text{RIF}(y_t;\nu_t,F)\,|\,X=x,T=t\right]. \tag{10}$$

Para encontrar a estatística genérica de interesse ν para professores ($t = 1$) ou para não professores ($t = 0$) temos, com as equações acima, que os momentos das distribuições serão

$$\nu_1 = \mathbf{E}\left[m_1^{\nu}\,|\,T=1\right], \tag{11}$$

$$\nu_0 = \mathbf{E}\left[m_0^{\nu}\,|\,T=0\right]. \tag{12}$$

Podemos então fazer a decomposição Oaxaca–Blinder para outros momentos da distribuição. Seguindo a idéia básica de Oaxaca (1973), são computadas separadamente as equações mincerianas para professores e não professores. Com estas equações, calcula-se os rendimentos contra-factuais dos professores no caso deles serem remunerados como os não professores. Isto é, transfere-se os coeficientes da equação dos professores para os não professores. Nesse caso, o efeito da estrutura salarial, Δ_s^ν, e o efeito composição, Δ_c^ν, podem ser escritos apenas rearranjando as equações descritas acima:

$$\Delta_s^\nu = \mathbf{E}\left[m_1^\nu \,|\, T=1\right] - \mathbf{E}\left[m_C^\nu \,|\, T=1\right], \tag{13}$$

$$\Delta_c^\nu = \mathbf{E}\left[m_C^\nu \,|\, T=1\right] - \mathbf{E}\left[m_0^\nu \,|\, T=0\right]. \tag{14}$$

onde $m_t^\nu(x) = x^T\gamma_t^\nu$ é a equação (10) para professores e não professores e $m_C^\nu(x) = x^T\gamma_C^\nu$ é a mesma função para o grupo contra-factual. Podemos reescrever Δ_s^ν e Δ_c^ν conforme segue:

$$\Delta_s^\nu = \mathbf{E}\left[X \,|\, T=1\right]^T(\gamma_1^\nu - \gamma_C^\nu), \tag{15}$$

$$\Delta_c^\nu = \mathbf{E}\left[X \,|\, T=1\right]^T\gamma_C^\nu - \mathbf{E}\left[X \,|\, T=0\right]^T\gamma_0^\nu. \tag{16}$$

As equações acima podem generalizar a decomposição Oaxca-Blinder para qualquer estatística de distribuição através da projeção da função influência recentrada. Para o caso dos quantis, Firpo et al. (2009) mostra que a melhor forma para fazer as estimações é primeiramente calcular os quantis amostrais e em seguida estimar a densidade do ponto através dos métodos de kernel. A estimativa da RIF de cada observação é obtida associando as estimativas de Q_τ com $F(Q_\tau)$, ou seja, os elementos detalhados dos efeitos composição e estrutura são computados da mesma forma que a média. Dessa forma, será utilizada uma equação correspondente a decomposição Oaxaca–Blinder e os coeficientes serão dados por

$$\gamma_t^\nu = \left(\mathbf{E}\left[XX^T \,|\, T=t\right]\right)^{-1}\mathbf{E}\left[RIF(Y_t;\nu_t)X \,\middle|\, T=t\right], \tag{17}$$

$$\gamma_C^\nu = \left(\mathbf{E}\left[XX^T \,|\, T=1\right]\right)^{-1}\mathbf{E}\left[RIF(Y_0;\nu_C)X \,\middle|\, T=t\right]. \tag{18}$$

4. RESULTADOS

Na metodologia de decomposição do diferencial salarial entre professores e não professores, essa diferença pode estar associada aos efeitos estrutura e composição. Desse modo, nessa seção, será inicialmente apresentada uma análise descritiva na qual, para cada variável explicativa, será comparada a distribuição salarial de professores e não professores. Assim, será possível saber se, por exemplo, entre as mulheres, as professoras ganham mais que as não professoras. Em seguida, será analisada a diferença na composição dos grupos de professores e não professores em termos das seguintes variáveis (região de residência, tamanho do município, tipo de graduação, posição no domicílio, idade, cor da pele, sexo e se a pessoa estava no setor público). A ideia é saber se, por exemplo, há maior preponderância de mulheres entre professores do que entre os não professores. Em seguida, será apresentada a estimação da equação de salários por mínimos quadrados ordinários, a decomposição de Oaxaca–Blinder e, por fim, a decomposição quantílitica para os percentis 10, 50 e 90.

4.1. Análise descritiva

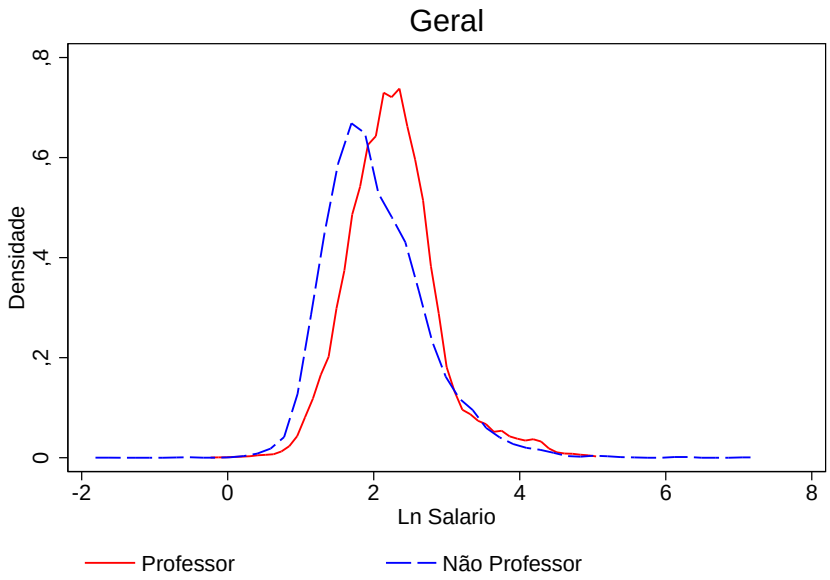
A amostra aqui utilizada possui 7.107 observações, sendo 2.101 professores e 5.006 não professores. A primeira variável a ser analisada é a variável dependente do modelo, o salário por hora. Conforme mostra a Tabela 2 o salário horário dos professores é, em média, R$ 1,46 maior do que o de outras ocupações, sendo esta diferença estatisticamente significativa. Observa-se também que o desvio padrão do salário de não professores é elevado, provavelmente devido ao fato de que há uma heterogeneidade grande nas ocupações dos profissionais desta categoria.

Tabela 2. Análise descritiva dos salários por hora de trabalho.

Variável	Ocupação	Média	Desvio-padrão	Máximo	Mínimo
Salário/hora**	Professor	12,13	11,87	0,88	140,63
	Não Professor	10,67	25,57	0,18	1.250,00

**Diferença significativa com teste bicaudal de valor 95%.

Figura 1. Distribuição do salário hora de professores e não professores (em ln).



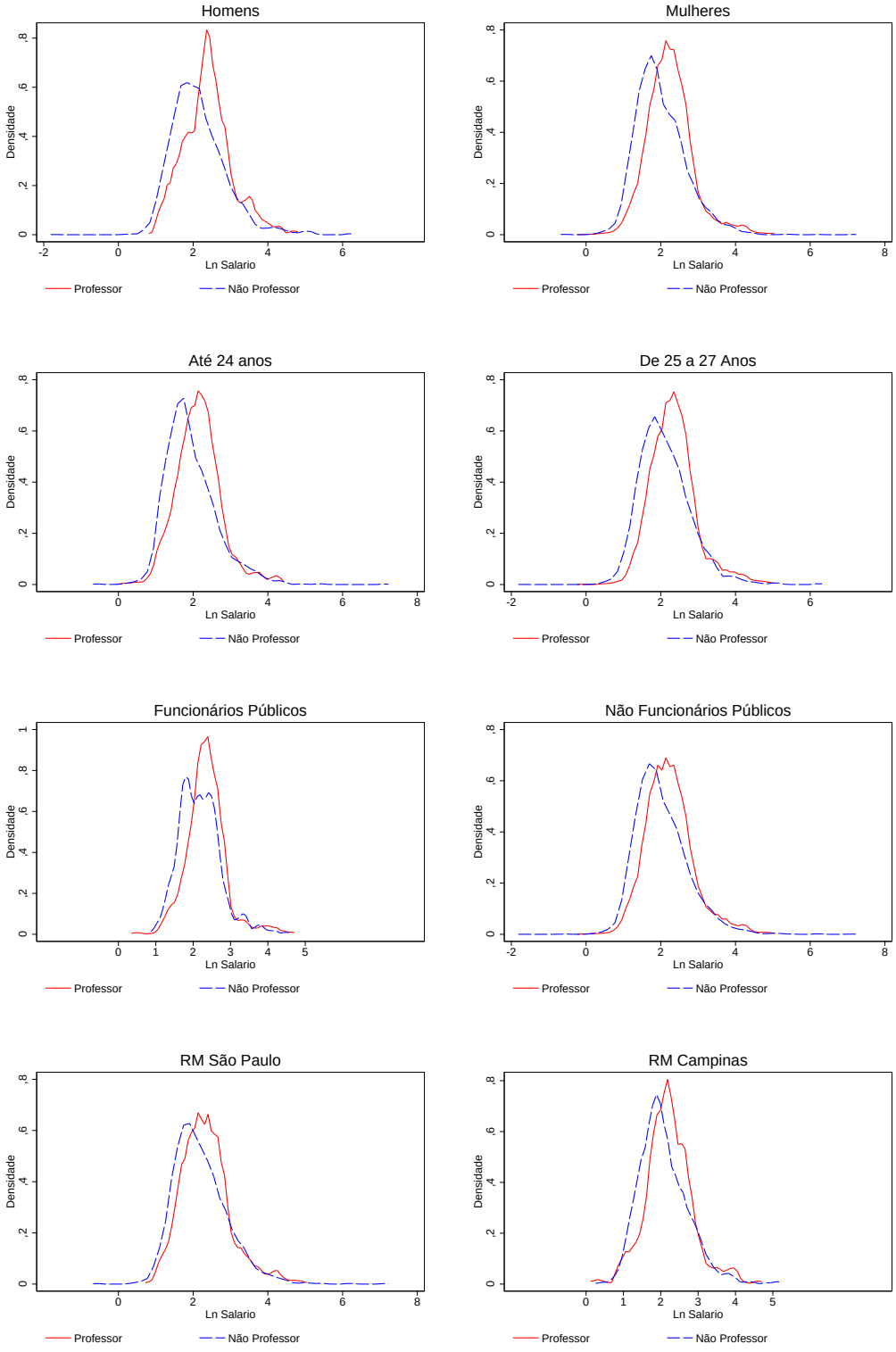
Já a Figura 1 apresenta as densidades de probabilidade dos salários de professores e não professores para o logaritmo do salário por hora sem condicionarmos a nenhum dos regressores. De modo geral, para quase toda a distribuição, os professores possuem maior salário horário do que os não professores, já que a distribuição salarial de não professores está praticamente toda deslocada à direita relativamente a de não professores (até pelo menos o percentil 90 de cada uma delas). Apenas a cauda superior da distribuição de salários (acima do percentil 99) apresenta maiores valores de salários para os não professores.

Para embasarmos a discussão posterior sobre a análise de decomposição, realiza-se agora a apresentação do diferencial salarial entre professores e não professores, condicional nas variáveis explicativas. A ideia aqui é averiguar se a tendência de maiores ganhos salariais de professores ocorre também dentro de cada categoria e em diferentes partes da distribuição salarial.

Assim, para cada grupo de características (sexo, faixa etária, tipo de graduação, chefe de domicílio, cor de pele, região do estado onde mora e tamanho do município), foi realizado o teste de Kolmogorov–Smirnov para avaliar a diferença da distribuição salarial entre professores e não professores dentro de cada um desses grupos. Em todos os casos, se concluiu que a distribuição salarial de professores e não professores era diferente. Esse fato indica a necessidade de se considerar essas variáveis no exercício de decomposição salarial.[2] Apresentamos na Figura 2 para algumas dessas variáveis, mas o perfil é bastante semelhante nos demais casos.

[2]Além disso, como não se encontrou diferença de salário *médio* entre professores e não professores dentro de diversos grupos (homens, não brancos, com idade até 24 anos, chefes de família, não funcionários públicos, licenciados em Matemática ou Letras e residentes nas regiões de São Paulo ou Campinas), se reforça a importância de se analisar toda a distribuição salarial.

Figura 2. Distribuição do salário hora de professores e não professores por diferentes características.



No caso das mulheres, a distribuição salarial das professoras está claramente mais deslocada à direita do que a de não professoras, de modo muito semelhante à distribuição geral (o que era esperado dado que as mulheres correspondem a mais de 75% da nossa amostra).

Já para os gráficos por idade, tanto para aqueles com até 24 anos como para os com 24 a 27 anos, os professores têm maiores salários que os não professores. Isso também se verifica para os casos de trabalhadores que sejam (ou não) funcionários públicos, vale para todas as áreas de formação superior, independe do porte do município e da região do estado de São Paulo onde os indivíduos residem. Em cada um desses recortes, os professores sempre ganham mais que os não professores com um mesmo atributo. Assim, a decomposição permitirá analisar se essas diferenças se mantém após considerarmos os demais fatores observados.

Também foi analisado como indivíduos com diferentes características se distribuem entre professores e não professores. Apresenta-se também o teste bicaudal de igualdade dessas proporções. Entre os não professores há uma fração maior de homens (25%) que entre professores (15%) e esta diferença é estatisticamente significativa. Em ambos os grupos apenas 16% são chefes de família, o que é esperado dado que a amostra compreende indivíduos entre 18 e 27 anos. Não há diferença na composição dos grupos por cor da pele e idade.

Entre as variáveis de formação observa-se que metade da amostra de professores fez graduação em Ciências da Educação contra 38% dos não professores; 16% dos professores fez graduação em Línguas contra 11% de não professores. Cabe destacar que entre os não professores há maior parcela de graduados em formação específica para professores e em biologia do que entre os professores. As duas amostras têm 5% de indivíduos com graduação em matemática. Por fim, como esperado, há uma maior frequência de funcionários públicos entre professores (25%) do que entre não professores (7%), dado que as redes públicas de ensino são os principais demandantes dos profissionais da carreira docente.

Há uma concentração relativa de professores na região administrativa de São Paulo e, obviamente, uma maior concentração de não professores nas demais regiões do estado. Em termos de tamanho dos municípios, a distribuição dos profissionais das duas categorias é semelhante.

Em suma, em termos de diferenças na composição dos grupos, entre os professores há uma maior proporção de mulheres, eles estão mais concentrados na região de São Paulo e trabalham mais como funcionários públicos. Além disso a distribuição por tipo de formação superior é diferente entre professores e não professores. Já no que diz respeito a diferença na distribuição salarial, tanto de modo geral como dentro de cada grupo definido pelas variáveis acima descritas, a distribuição salarial de professores é diferente da de não professores, geralmente com os professores auferindo maiores salários horários em quase todos os percentis da distribuição.

4.2. Estimação via mínimos quadrados ordinários

São apresentados na Tabela 3 os coeficientes da estimação da equação de salários via mínimos quadrados ordinários. Observa-se que os coeficientes de professores e não professores são bastante distintos e, de forma geral, as variáveis significativas são diferentes para cada um dos grupos. Entre os não professores, os homens ganham em média R$ 2,10 por hora de trabalho a mais do que as mulheres. Essa diferença não é significativa entre os professores. Entre os professores, há um efeito da idade sobre o salário horário que não é verificado entre os não professores. Existe um diferencial de salário na média em favor dos professores brancos relativamente aos professores não brancos que também não se verifica entre os não professores.

Tanto para professores como para não professores não se verificou diferencial salarial por formações e o teste de significância conjunta não rejeita a hipótese nula de que a significância conjunta dessas variáveis seja zero. Em relação às variáveis geográficas, estar na região administrativa de São Paulo está associado a um maior salário para professores (R$ 2,60) e não professores (R$ 3,70), sendo este o fator que apresenta o maior coeficiente nas estimações. Residir em um municipio de mais de 150 mil habitantes está associado a maiores salários em ambas as categorias.

Tabela 3. Descrição e análise descritiva das covariadas.

Variável	Descrição	Professor	Não Professor	Teste de média
Homem	Sexo da pessoa (1 = Homem; 0 = Mulher)	0,15	0,25	**
Idade	Idade da pessoa em anos	24,79	24,54	
Cor branca	Se declarou cor branca (1 = branca; 0 = c.c.)	0,79	0,79	
Chefe	Responsável da unidade familiar	0,16	0,16	
Funcionário Público	Se é funcionário público (1 = Sim; 0 = Não)	0,25	0,07	**
Linguas	Realizou graduação (1 = Sim; 0 = c.c.)	0,16	0,11	**
Biologia	Realizou graduação (1 = Sim; 0 = c.c.)	0,05	0,15	**
Matematica	Realizou graduação (1 = Sim; 0 = c.c.)	0,05	0,05	
Educação	Realizou graduação (1 = Sim; 0 = c.c.)	0,50	0,38	**
Professor	Realizou graduação (1 = Sim; 0 = c.c.)	0,23	0,31	**
Região de São Paulo	Reside na região (1 = Sim; 0 = c.c.)	0,48	0,41	**
Região de Campinas	Reside na região (1 = Sim; 0 = c.c.)	0,13	0,16	**
Mais de 150 mil habitantes	Reside na região (1 = Sim; 0 = c.c.)	0,59	0,58	

**Diferença significativa com teste bicaudal de valor 95%. c.c. = caso contrário.

4.2.1. Decomposição de Oaxaca–Blinder

Conforme apresentado na metodologia, o modelo a ser aplicado neste trabalho é uma decomposição do tipo Oaxaca–Blinder para os quantis. Por isso, esta seção apresenta a decomposição de Oaxaca–Blinder tradicional.[3] A Tabela 5 mostra o resultado da decomposição onde a especificação I utiliza os coeficientes dos professores como referência e na especificação II os coeficientes dos não professores são utilizados como referência.

Como vimos anteriormente, em média, os professores ganham R$ 1,46 a mais de salário por hora que os não professores. Apenas 13% dessa diferença é explicada pelas diferenças de características entre os dois grupos. O restante do diferencial se deve a diferenças dos coeficientes dos regressores das equações. No entanto, não é possível individualizar para que fator a diferença dos coeficientes seria mais importante para esse resultado. Ou seja, o resultado indica que, na comparação de professores e não professores jovens recém formados em graduações típicas da carreira docente, o diferencial salarial não está associada a uma composição diferente dos grupos, mas ao "retorno" dessas características. Esse

[3]Para maiores detalhes ver Oaxaca (1973).

Tabela 4. Estimação de mínimos quadrados ordinários.

	Professor		Não professor	
Variável	Coeficiente	Erro padrão	Coeficiente	Erro padrão
Homem	1,201	(1,024)	2,095**	(1,098)
Idade	0,496**	(0,151)	0,215	(0,174)
Cor branca	1,414**	(0,735)	0,565	(0,992)
Chefe	1,861**	(0,830)	1,270	(1,128)
Funcionário Público	0,095	(0,692)	0,068	(0,700)
Línguas	−1,325	(2,212)	2,896	(2,888)
Matemática	−0,659	(2,329)	1,485	(1,200)
Educação	−2,094	(2,256)	0,717	(0,893)
Professor	−0,885	(2,225)	1,168	(0,802)
Região de São Paulo	2,612**	(0,706)	3,688**	(0,916)
Região de Campinas	0,981	(0,769)	2,007**	(0,632)
Mais de 150 mil habitantes	1,097**	(0,584)	2,092**	(0,519)
Constante	−2,315	(4,409)	0,131	(4,031)

Notas: Estimação do erro padrão robusta para heterocedasticidade. Professores: $n = 2.001$, $R^2 = 0{,}04$ e $\text{Prob} > F = 0{,}0$. Não Professores: $n = 5.006$, $R^2 = 0{,}01$ e $\text{Prob} > F = 0{,}0$.
** Significância 5%.

resultado é similar ao estudo de Mizala & Romaguera (2004) para o Chile, que mostram que a diferença de salário favorece os professores em ambos os componentes, tanto no componente estrutura quanto no composição. Também é similar ao estudo de Becker (2008) que inclui a diferença previdenciária dos professores no Brasil e que aponta que a parte não explicada da decomposição é responsável pela maior parcela do diferencial. No entanto, nosso resultado é diferente do encontrado por Britto & Waltenberg (2014) que se concentram em professores de ensino médio e utilizam como grupo de comparação para os professores todos os indivíduos com ensino superior. Apesar de os autores encontrarem diferencial salarial *desfavorável* aos professores, também concluem que a principal diferença também está na estrutura de remuneração.

4.3. Decomposição quantílica

As estimações da seção anterior mostram que a maior parte do diferencial se deve a diferenças na estrutura de remuneração dos dois grupos e que o diferencial é favorável, na média, para os professores. No entanto, a Tabela 6 mostra que o diferencial de salário varia ao longo da distribuição, sendo maior em torno da mediana e menor nos percentis 10 e 90, o que evidencia a importância de realizarmos uma análise de acordo com o quantis. Os resultados são alinhados com os de Juhn et al. (1993) sobre o diferencial quantílico do SNED, onde o diferencial de salários tende a ser positivo e maior para professores do grupo de menor salário e zero ou negativo para professores na parte superior da distribuição.

Será apresentada a decomposição da diferença salarial para os quantis 10, 50 e 90. No quantil 10, a diferença de salário é de R$ 1,16 por hora a favor dos professores. Apesar de tanto a parte explicada como a parte não explicada do diferencial serem significativas, 84% dessa diferença está associada à estrutura de remuneração, resultado semelhante ao obtido na decomposição de Oaxaca–Blinder tradicional. Na parte explicada, se igualássemos a proporção de funcionários públicos nos dois grupos o diferencial salarial cairia R$ 0,14. No entanto, não é possivel identificar claramente os efeitos individuais da maior parte das variáveis. Por sua vez, se eliminássemos a diferença no retorno da variável relacionada a residir em cidades maiores de 150 mil habitantes, a diferença entre professores e não professores aumentaria adicionalmente em R$ 0,41.

Tabela 5. Decomposição Oaxaca-Blinder para o Salário Horário Médio.

	Especificação I		**Especificação II**	
Variável	Coeficiente	EP	Coeficiente	EP
Diferencial				
Predição Não Professores	10,672**	(0,421)	10,672**	(0,421)
Predição Professores	12,127**	(0,321)	12,127**	(0,321)
Diferença	−1,455**	(0,529)	−1,455**	(0,529)
Parte explicada				
Homem	0,213**	(0,113)	0,122	(0,105)
Idade	−0,053	(0,044)	−0,122**	(0,044)
Cor branca	0,003	(0,008)	0,007	(0,015)
Chefe	−0,003	(0,012)	−0,005	(0,018)
Funcionário Público	−0,012	(0,123)	−0,017	(0,121)
Educação	−0,088	(0,109)	0,256	(0,277)
Linguas	−0,144	(0,146)	0,066	(0,111)
Matematica	0,002	(0,008)	−0,001	(0,005)
Professor	0,091	(0,064)	−0,069	(0,173)
Mais de 150 mil habitantes	−0,021	(0,027)	−0,011	(0,015)
Região de São Paulo	−0,263**	(0,081)	−0,186**	(0,061)
Região de Campinas	0,070**	(0,028)	0,034	(0,028)
Total	−0,206	(0,205)	0,073	(0,281)
Parte não explicada				
Homem	0,134	(0,225)	0,225	(0,377)
Idade	−6,973	(5,711)	−6,904	(5,654)
Cor branca	−0,673	(0,978)	−0,677	(0,984)
Chefe	−0,093	(0,221)	−0,092	(0,217)
Funcionário Público	−0,007	(0,242)	−0,002	(0,069)
Educação	1,418	(1,224)	1,074	(0,927)
Linguas	0,683	(0,590)	0,473	(0,408)
Matematica	0,098	(0,120)	0,101	(0,123)
Professor	0,480	(0,554)	0,639	(0,737)
Mais de 150 mil habitantes	0,590	(0,464)	0,580	(0,456)
Região de São Paulo	0,518	(0,557)	0,441	(0,475)
Região de Campinas	0,131	(0,128)	0,167	(0,162)
Constante	2,446	(5,974)	2,446	(5,974)
Total	−1,248**	(0,611)	−1,528**	(0,619)

Notas: Estimação robusta para heterocedasticidade do erro padrão. Professores: $n = 2.001$. Não Professores: $n = 5.006$.
**Significância 5%.

Tabela 6. Diferença nos quantis.

Quantil	Professor	Não Professor	Teste de diferença
10º quantil	4,733	3,572	**
50º quantil	9,499	6,925	**
90º quantil	18,943	18,831	

Nota: Teste realizado por regressão simples.
**Diferença significativa com teste bicaudal de valor 95%.

Tabela 7. Decomposição Oaxaca-Blinder para o Salário Horário Médio.

	10º quantil		**50º quantil**		**90º quantil**	
Variável	Coef.	EP	Coef.	EP	Coef.	EP
Diferencial						
Não Professores	3,572**	(0,066)	6,925**	(0,104)	18,831**	(0,343)
Professores	4,733**	(0,185)	9,499**	(0,103)	18,943**	(0,747)
Diferença	−1,161**	(0,203)	−2,575**	(0,142)	−0,112	(0,831)
Parte explicada						
Homem	0,024**	(0,011)	0,058	(0,033)	0,058**	(0,220)
Idade	−0,047**	(0,017)	−0,090	(0,045)	−0,028**	(0,103)
Cor branca	0,001	(0,003)	0,003	0,010)	0,000	(0,015)
Chefe	−0,001	(0,003)	−0,001	(0,006)	−0,001	(0,021)
Funcionário Público	−0,145**	(0,026)	−0,248**	(0,126)	0,062	(0,275)
Educação	0,030	(0,018)	0,048	(0,039)	−0,043	(0,252)
Línguas	0,000	(0,010)	−0,002	(0,018)	−0,016	(0,131)
Matemática	0,000	(0,001)	0,001	(0,005)	0,001	(0,023)
Professor	−0,004	(0,011)	0,041**	(0,026)	0,035	(0,156)
150 mil habitantes	−0,007	(0,010)	−0,010	(0,016)	−0,006	(0,046)
Região de São Paulo	−0,032**	(0,008)	−0,117**	(0,056)	−0,098**	(0,352)
Região de Campinas	0,020**	(0,007)	0,052**	(0,026)	0,031**	(0,116)
Total	−0,160**	(0,038)	−0,265**	(0,150)	−0,004	(0,433)
Parte não explicada						
Homem	0,113	(0,080)	0,018	(0,063)	−0,379	(0,196)
Idade	−11,147	(5,825)	4,684	(4,040)	−6,177	(16,979)
Cor branca	−0,238	(0,308)	−0,042	(0,365)	−1,898	(2,010)
Chefe	−0,168	(0,082)	−0,071	(0,091)	−0,288	(0,427)
Funcionário Público	−0,072	(0,128)	0,206**	(0,193)	0,521	(0,663)
Educação	−0,128	(0,436)	−0,095	(0,231)	1,342	(1,606)
Línguas	−0,023	(0,146)	−0,001	(0,091)	−0,036	(0,526)
Matemática	−0,042	(0,048)	−0,003	(0,038)	0,063	(0,231)
Professor	−0,206	(0,201)	0,057	(0,112)	0,441	(0,710)
150 mil habitantes	0,412**	(0,231)	0,368**	(0,306)	−0,845	(1,856)
Região de São Paulo	−0,212	(0,235)	0,608**	(0,362)	−0,931	(2,937)
Região de Campinas	0,051	(0,048)	0,195**	(0,078)	−0,181	(0,481)
Constante	10,660	(6,470)	−8,234**	(4,957)	8,261	(23,603)
Total	−1,001**	(0,197)	−2,309**	(0,215)	−0,108	(0,890)

Notas: Erro padrão calculado por *bootstrap*. Professores: $n = 2.001$. Não Professores: $n = 5.006$.
*Significância 1%. ** Significância 5%.

Na mediana, a diferença é de R$2,58 salários por hora a favor dos professores. Novamente, 89% do diferencial é explicado pela diferença na estrutura de remuneração. No entanto, a contribuição de cada variável para o diferencial pode ser melhor identificada nesse caso, especialmente na parte não explicada. Nessa, a diferença de remuneração da variável funcionário público entre professores e não professores contribui para diminuir o diferencial em R$0,21. Resultados nessa mesma direção ocorrem para as variáveis de região e de cidades com mais de 150 mil habitantes. No caso da parte explicada, de modo geral, os resultados são semelhantes ao do décimo quantil. No quantil 90 a diferença de salários entre as categorias não é significativa. Desse modo não existem grandes diferenças ao se analisar a parte explicada e não explicada de forma agregada. Mesmo os coeficientes estatisticamente significativos não chegam a explicar R$0,01 da diferença salarial entre os grupos.

De forma geral, observando as tabelas 5 e 6, é possivel inferir que a diferença salarial se deve, em larga medida, a diferença na estrutura de remuneração entre as categorias sendo esta importância semelhante tanto no quantil 10 como na mediana. Por sua vez, para o quantil 90, o diferencial salarial não se mostrou significativo.

5. CONCLUSÃO

Estudar a estrutura de remuneração dos professores de um país é importante por várias razões. Talvez uma das principais delas seja porque a remuneracão pode afetar o esforço que o professor exerce em sala de aula. Além disso, também pode afetar a decisão dos indivíduos de ingressarem na carreira docente. Por fim, pode contribuir para o nível de rotatividade desses profissionais. Nesse sentido, o presente trabalho buscou comparar a diferença salarial entre professores e não professores graduados em carreiras tipicamente relacionadas à profissão docente. O objetivo era entender como esses profissionais recém graduados escolheram diferentes ocupações (docente versus não docente) levando ao aparecimento de um diferencial salarial importante já nos primeiros anos de vida profissional. O fato de que esse diferencial se mostrou heterogêneo de acordo com os diferentes quantis nos levou a aplicar a decomposição de Firpo et al. (2009) nos quantis 10, 50 e 90.

Na análise do diferencial nos quantis de salário é possivel inferir que o diferencial é majoritariamente devido a parte não explicada da decomposição, ou seja, é a diferença na estrutura de remuneração das categorias a favor dos professores que explica cerca de 85% do diferencial. Essa proporção é semelhante tanto para os profissionais de menor rendimento (quantil 10) como para os da mediana. Cabe aqui destacar que o resultado da decomposição tradicional de Oaxaca–Blinder para a média também indicou uma contribuição em torno de 85% da parte não explicada. Para os indivíduos do quantil 90 o diferencial de salário não se mostrou significativo. Desse modo, nossos resultados corroboram os já existentes na literatura para o Brasil (Becker, 2008) e Chile (Mizala & Romaguera, 2004).

O fato de encontrarmos um diferencial salarial favorável aos professores na média e nos quantis 10 e 50 da distribuição salarial mostra que a carreira docente parece ser uma escolha atrativa para os formados nas licenciaturas aqui investigadas. Por um lado, não parece que as eventuais diferenças de composição no grupo de professores e não-professores explique parte relevante desse hiato salarial. Por outro lado, o maior retorno para os professores de características ligadas aos mercados de trabalho locais (como porte de município e região do estado de São Paulo em que o indivíduo reside) parecem ser os principais aspectos associados a melhor remuneração dos professores. Um fator não considerado explicitamente nesse trabalho e que pode explicar o hiato salarial favorável aos docentes seria a distribuição dos profissionais de maior "habilidade" (não observável ao pesquisador). É possível que dentre os graduados nessas licenciaturas, os mais habilidosos escolheram a ocupação docente, fazendo com que ganhem mais que os demais profissionais praticamente em toda a distribuição salarial. Isso só não ocorre para os percentis elevados, nos quais o diferencial salarial em prol dos docentes desaparece. Nesse caso, ocupações não docentes conseguiriam atrair os profissionais mais habilidosos.

No entanto, um ponto de atenção nessa explicação é que se considerarmos todos os graduados em nível superior, é possível que os formados nas licenciaturas aqui investigadas não sejam os mais habili-

dosos. Assim, estaríamos aqui investigando o gap salarial entre indivíduos de baixa "habilidade". Nesse sentido, duas políticas poderiam melhorar o perfil dos docentes bem como a atratividade dessa carreira: i) capacitar os profissionais dessas licenciaturas (tanto durante como após o ensino superior) de forma a aumentar a produtividade e habilidade dos mesmos; ii) relaxar os requisitos de entrada na profissão docente, permitindo a entrada de graduados em outras áreas não tipicamente docentes como estímulo para atrair mais graduados habiliosos para a docência.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Bacolod, M. P. (2006, July). *Do alternative opportunities matter? The role of female labor markets in the decline of teacher quality* (CES Nº 06-22). Washington DC: Center for Economic Studies, Bureau of the Census.

Barber, M., & Moushed, M. (2007). *How the world's best performing education systems comes out on top.* (The McKinsey Report). McKinsey & Company.

Becker, K. L. (2008). *A remuneração do trabalho do professor no ensino fundamental público brasileiro* (Dissertação, Universidade de São Paulo, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Piracicaba SP). Disponível em: http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/11/11132/tde-12022009-091749/pt-br.php

Bishop, J. H. (1989). Is the test score decline responsible for the productivity growth decline? *American Economic Review*, *79*(1), 178–197. Disponível em: http://www.jstor.org/stable/1804780

Brewer, D. J. (1996). Career paths and quit decisions: Evidence from teaching. *Journal of Labor Economics*, *14*(2), 313–339. Disponível em: http://www.jstor.org/stable/2535355

Britto, A. M., & Waltenberg, F. D. (2014). É atrativo tornar-se professor do ensino médio no Brasil? Evidências com base em decomposições paramétricas e não-paramétricas. *Estudos Econômicos*, *44*(1), 5-44. doi: 10.1590/S0101-41612014000100001

Chevalier, A., Dolton, P. & McIntosh, S. (2007). Recruiting and retaining teachers in the UK: An analysis of graduate occupation choice from the 1960s to the 1990s. *Economica*, *74*(293), 69–96. doi: 10.1111/j.1468-0335.2006.00528.x

Firpo, S., Fortin, N. M. & Lemieux, T. (2009). Unconditional quantile regressions. *Econometrica*, *77*(3), 953–973. doi: 10.3982/ECTA6822

Gilpin, G. A. (2011, August). Reevaluating the effect of non-teaching wages on teacher attrition. *Economics of Education Review*, *30*(4), 598–616. doi: 10.1016/j.econedurev.2011.03.003

Hanushek, E. A. (1986). The economics of schooling: Production and efficiency in public schools. *Journal of Economic Literature*, *24*(3), 1141-1177. Disponível em: http://hanushek.stanford.edu/sites/default/files/publications/Hanushek%201986%20JEL%2024(3).pdf

Imazeki, J. (2005, August). Teacher salaries and teacher attrition. *Economics of Education Review*, *24*(4), 431–449. doi: 10.1016/j.econedurev.2004.07.014

Juhn, C., Murphy, K. M. & Pierce, B. (1993). Wage inequality and the rise in returns to skill. *Journal of Political Economy*, *101*(3), 410–442. Disponível em: http://www.jstor.org/stable/2138770

Kimko, D. D., & Hanushek, E. A. (2000). Schooling, labor-force quality, and the growth of nations. *American Economic Review*, *90*(5), 1184–1208. doi: 10.1257/aer.90.5.1184

Lakdawalla, D. (2006). The economics of teacher quality. *The Journal of Law & Economics*, *49*(1), 285–329. doi: 10.1086/501083

Menezes-Filho, N. A. (2001, Março). *A evolução da educação no brasil e seu impacto no mercado de trabalho* (paper). Instituto Futuro Brasil.

Menezes-Filho, N. A., & Pazello, E. (2007). Do teachers' wages matter for proficiency? Evidence from a funding reform in Brazil. *Economics of Education Review*, *26*(6), 660–672. doi: 10.1016/j.econedurev.2007.08.003

Mizala, A., & Romaguera, P. (2004, July). *Teachers' salary structure and incentives in Chile* (Documentos de Trabajo N^{0} 193). Centro de Economía Aplicada – Universidad de Chile.

Moriconi, G. M., & Marconi, N. (2008, dezembro). Os salários dos professores públicos são atrativos no Brasil? In *XXXVI Encontro Nacional de Economia*, Salvador BA. Disponível em: http://www.anpec.org.br/encontro2008/artigos/200807211605210-.pdf

Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, *14*(3), 693–709. Disponível em: http://www.jstor.org/stable/2525981

OECD. (2012). *PISA 2012 results: Excellence through equity: Giving every student the chance to succeed* (Vol. II). OECD Publishing. doi: 10.1787/9789264201132-en

Stoddard, C. (2003). Why has the number of teachers per student risen while teacher quality has declined? The role of changes in the labor market for women. *Journal of Urban Economics*, *53*(3), 458–481. doi: 10.1016/S0094-1190(03)00004-4

r b e

ISSN 0034-7140
DOI 10.5935/0034-7140.20160011
Revista Brasileira de Economia, **70**(2), 221–244

Compromisso Fiscal, Expectativas Empresariais e Produção Industrial: O Caso Brasileiro

Gabriel Caldas Montes[*]
André Filipe Guedes Almeida[†]

Sumário: **1. Introdução; 2. Revisão da literatura; 3. Evidências empíricas para o Brasil; 4. Conclusão; Apêndice.**

Palavras-chave: **Compromisso Fiscal, Expectativa, Confiança Empresarial, Superávit Primário, Produção Industrial.**

Códigos JEL: **E62, E63, H32, H63, M21.**

Este trabalho analisa os efeitos do comprometimento fiscal sobre a confiança dos empresários e como esta impacta as decisões de produção. O estudo contribui com a literatura, pois é o primeiro a abordar a influência da reputação fiscal e do alcance das metas de superávit primário sobre a confiança dos empresários. Os achados apontam que o desenvolvimento da reputação fiscal e o cumprimento das metas de superávit primário sinalizam aos empresários um maior comprometimento do governo com as contas públicas, o que promove um aumento do otimismo desses empresários em relação aos seus negócios e à economia, estimulando a produção industrial.

This study examines the effects of fiscal commitment on the confidence of businessmen and how this impacts the production decisions. The study contributes to the literature since it is the first to address the influence of fiscal reputation and reach of primary surplus targets on business confidence. The findings indicate that the development of fiscal reputation and compliance of the primary surplus targets signal entrepreneurs a higher government commitment to public accounts, which promotes an increase in optimism of these entrepreneurs in relation to its business and the economy, and thus stimulates industrial production.

[*]Universidade Federal Fluminense, Departamento de Economia. Rua Geraldo Martins, 23, Niterói, Rio de Janeiro, RJ. CEP 24220-380. Email: gabrielmontesuff@yahoo.com.br

[†]Universidade Federal Fluminense, Departamento de Economia. Rua Geraldo Martins, 23, Niterói, Rio de Janeiro, RJ. CEP 24.220-380.

1. INTRODUÇÃO

Um dos principais desafios dos empresários é tomar decisões em um ambiente de incerteza. Nesse sentido, as expectativas desempenham um papel fundamental nas decisões empresariais. No processo de formação das expectativas, os empresários levam em consideração diferentes aspectos, tais como a situação atual e futura da economia e as políticas econômicas adotadas (Montes & Bastos, 2013).

Desde o início da década de 1990, de modo a reduzir incertezas na economia relacionadas ao comportamento dos preços e criar um ambiente econômico mais estável, diversos países (desenvolvidos e em desenvolvimento) optaram por adotar o regime de metas para inflação (RMI). Desde então, estudos vêm sendo elaborados com intuito de analisar o desempenho das economias dos países que adotaram esse regime (por exemplo: Neumann & von Hagen, 2002; Ball & Sheridan, 2005; Gonçalves & Salles, 2008; Ftiti, 2010; Mendonça & Souza, 2012).

Por sua vez, a maior parte dos estudos envolvendo países que optaram pelo RMI se concentra nos efeitos da política monetária sobre a economia. No que se refere à condução da política monetária, uma vasta literatura analisa os efeitos da credibilidade da política monetária e da reputação do banco central sobre a economia (por exemplo: Kydland & Prescott, 1977; Blanchard, 1985; Andersen, 1989; Blackburn & Christensen, 1989; Amano, Coletti & Macklem, 1999; de Mendonça, 2007a, 2007b, 2009a, 2009b; Montes & Machado, 2013; Montes & Bastos, 2014). Isso porque o comprometimento da autoridade monetária com as metas estabelecidas para a inflação aumenta sua credibilidade e reputação, e, assim, eleva sua capacidade de guiar as expectativas do público por meio de menos esforço na condução de suas políticas (Mendonça & Souza, 2009; Montes & Bastos, 2014).

Por outro lado, existe um princípio básico para os *policymakers* que operam sob RMI o qual diz que a política fiscal deve ser conduzida de maneira coordenada com a política monetária (Mishkin, 2007). Nesse aspecto, estudos acerca dos efeitos fiscais sobre as economias dos países operando sob RMI existem em menor quantidade — por exemplo, Lin & Ye (2009). Em algumas instâncias, como por exemplo, no tocante aos efeitos do comprometimento do governo com as metas fiscais sobre as decisões empresariais em economias em desenvolvimento sob RMI (como é o caso do Brasil), essa literatura é incipiente.

O Brasil é uma importante economia em desenvolvimento que adotou o RMI em 1999. Em relação ao aspecto fiscal, após a adoção do RMI no Brasil, o Tesouro Nacional tem adotado estratégias de gerenciamento da dívida pública de modo a melhorar o perfil da dívida (Mendonça & Machado, 2013; Montes & Acar, 2015). Tais medidas visam reduzir o risco de *default*, promover a sustentabilidade da dívida pública, construir credibilidade e reputação e, assim, melhorar o desempenho econômico.[1] Além disso, a introdução das metas de superávit primário passou a servir de referência para o comportamento da política fiscal e garantir o RMI.

Contudo, desde 2013, o Brasil tem vivido uma crise de confiança que se reflete em diferentes indicadores de confiança (ver Figura 1). Os gráficos apontam uma deterioração mais acentuada dos indicadores de confiança empresarial logo no início de 2013, embora a tendência de deterioração tenha iniciado em 2010, como é possível de observar. A Figura 2, por sua vez, aponta a deterioração de alguns indicadores macroeconômicos. É possível observar o seguinte: a escalada da dívida bruta como percentual do PIB, a taxa de inflação e as expectativas de inflação para os próximos 12 meses medidas para o IPCA durante toda a série estão acima da meta de 4,5% e aumentando, a taxa de juros básica (SELIC) iniciando um novo ciclo de elevação no início de 2013, o crescimento econômico desacelerando e, as expectativas para o crescimento econômico para os próximos 12 meses também se deteriorando.

Nesse sentido, o presente estudo analisa a seguinte hipótese: quando a política fiscal é conduzida de maneira irresponsável, tanto no âmbito do gerenciamento da dívida pública quanto na obtenção de superávits primários, incertezas são geradas na economia e as expectativas e a confiança dos empresários se deterioram, acarretando em um pior desempenho econômico. Ou seja, o objetivo do trabalho é

[1] As medidas tomadas pelo Tesouro Nacional são baseadas em recomendações da literatura, como, por exemplo, Calvo & Guidotti (1990), Giavazzi & Pagano (1990), Missale, Giavazzi & Benigno (2002) e Giavazzi & Missale (2004).

Figura 1. Indicadores de confiança.

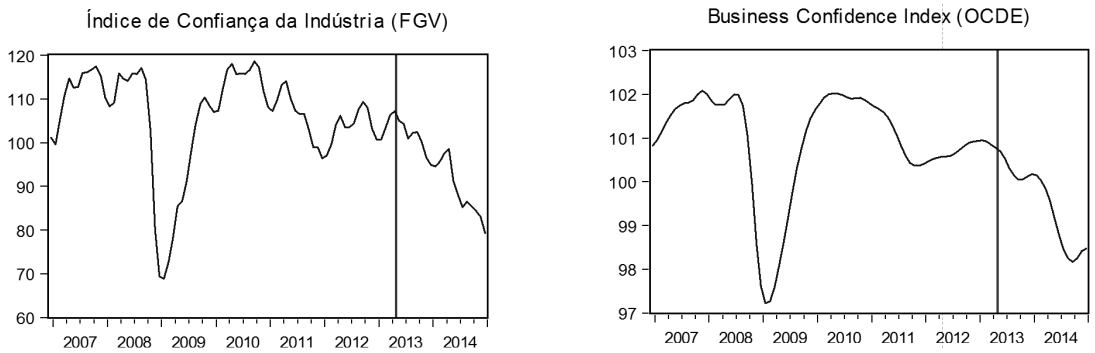
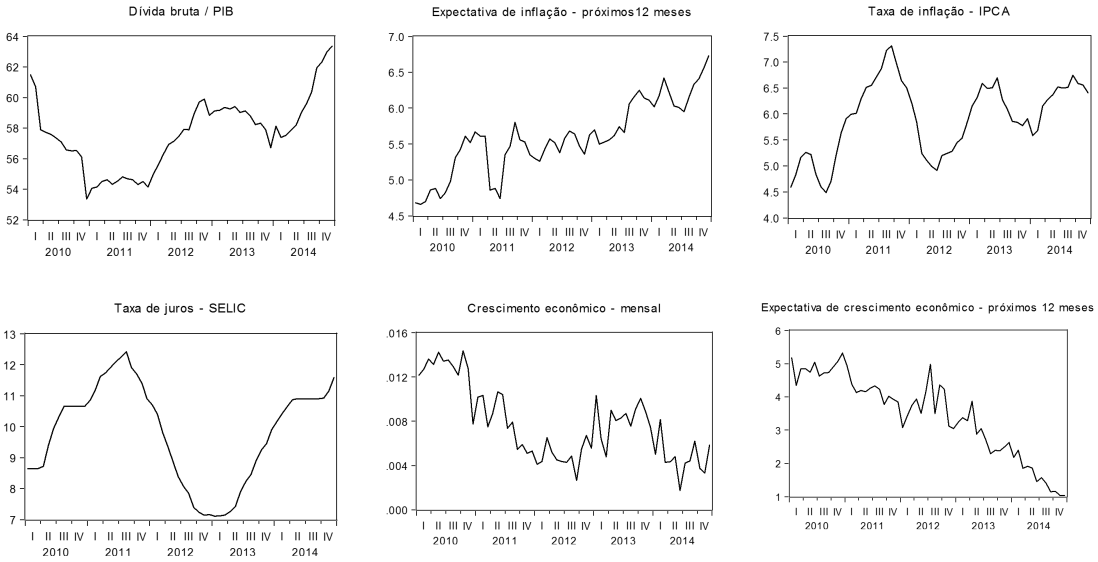


Figura 2. Indicadores macroeconômicos.



analisar os efeitos do comprometimento fiscal sobre a confiança dos empresários brasileiros e como esta impacta as decisões de produção.

O estudo contribui para a literatura, pois é o primeiro a abordar a influência da reputação fiscal e do alcance das metas de superávit primário sobre a confiança dos empresários. Além disso, o estudo analisa como a confiança do empresário impacta as decisões de produção.

Os resultados apontam que a reputação fiscal e o alcance das metas de superávit primário sinalizam aos empresários um maior comprometimento do governo com as contas públicas, o que promove um aumento do otimismo desses empresários em relação aos seus negócios e à economia. Ou seja, quando a política fiscal é conduzida de maneira irresponsável (implicando em elevação da dívida pública e não cumprimento das metas de superávit primário), incertezas são geradas e as expectativas e a confiança dos empresários se deterioram, acarretando em pior desempenho econômico. Em suma, as evidências encontradas pelo presente estudo apontam que uma expansão fiscal tem um impacto negativo sobre o investimento privado distinto do tradicional efeito *crowding out*.

2. REVISÃO DA LITERATURA

A política monetária desempenha papel central no RMI. Todavia, a política fiscal também possui um papel relevante. O trabalho de Christiano & Fitzgerald (2000) ressalta que muitos trabalhos estudam os ganhos de bem-estar acarretados pela política monetária baseada em regras, mas costumam ignorar a relevância e os desdobramentos da política fiscal.

Dentro do RMI, a política fiscal deve ser conduzida de maneira coordenada com a política monetária (Mishkin, 2007), e um dos objetivos da autoridade fiscal é manter a dívida pública sustentável e estável. Neste sentido, alguns trabalhos estudaram o gerenciamento da dívida pública brasileira e os efeitos do lado fiscal sobre a economia.[2] Pires (2006) ressalta que, no âmbito da política fiscal, a análise de credibilidade se confunde com o conceito de sustentabilidade da dívida pública, uma vez que a política fiscal só pode ser crível se os agentes esperam que ela seja sustentável.

O trabalho elaborado por de Mendonça & Machado (2013) desenvolve um índice de credibilidade fiscal baseado nas expectativas de mercado em relação à razão dívida pública/PIB. Os resultados sugerem que o comprometimento com a dívida pública aumenta a credibilidade fiscal, sendo esta crucial para o sucesso do gerenciamento da dívida pública. Desta maneira, o governo deve buscar a estabilização da inflação e da taxa de câmbio e realizar uma política fiscal crível. Além disso, os ganhos de credibilidade fiscal permitem que o governo adote estratégias de recomposição da dívida pública. Por seu turno, o estudo elaborado por de Mendonça & Tostes (2015) analisa os efeitos da credibilidade monetária e fiscal sobre o *pass-through* da taxa de câmbio para o caso brasileiro. Os resultados sugerem que a credibilidade fiscal é uma importante ferramenta para reduzir o *pass-through* sobre a inflação e sobre as expectativas de inflação.

A despeito da importância da reputação para a construção de credibilidade, a literatura relacionada à reputação fiscal e sua influência sobre a economia é bastante escassa. O artigo de Montes & Machado (2014a) analisa empiricamente a importância da credibilidade e da reputação das autoridades monetária e fiscal para a condução da política monetária e a transmissão desta política pelo canal dos preços dos ativos. Este trabalho propõe um índice de reputação fiscal e encontra evidências acerca da transmissão da política monetária pelo canal de preços dos ativos, observando o efeito desta política e da reputação fiscal sobre o investimento agregado. Os achados apontam que o fortalecimento da reputação do governo em ser comprometido com a sustentabilidade da dívida pública é benéfico para o investimento agregado.

O trabalho elaborado por Montes & Tiberto (2015) analisa se as políticas fiscais após a adoção do regime de metas para inflação têm sido importantes para a construção de reputação fiscal e para a redução do risco país. Os resultados indicam que, durante o período analisado, as políticas seguidas pela autoridade fiscal foram importantes para construir reputação e reduzir o risco-país. Já o estudo de Montes & Acar (2015) busca analisar como a política fiscal e também o gerenciamento da dívida pública afetam a credibilidade fiscal e, por conseguinte, o risco país. Os resultados sugerem que mudanças no perfil da dívida e uma extensão na maturação dos títulos federais contribuem para ganhos de credibilidade fiscal. Além disso, o aumento da credibilidade fiscal auxilia na redução do risco país.

Um dos principais desafios dos empresários é tomar decisões em um ambiente de incerteza. Logo, as expectativas desempenham um papel fundamental nas decisões de produção. Em um contexto de metas para inflação, o comprometimento do governo e do banco central com as metas (fiscais e monetárias) estabelecidas é fundamental para guiar as expectativas dos agentes. De um modo geral, e também para o caso brasileiro, existem poucos trabalhos que analisam a influência da condução das políticas econômicas e do comprometimento do governo com suas metas sobre as expectativas dos empresários.

Estudos recentes analisaram o impacto da condução da política monetária sobre o processo de formação das expectativas dos empresários e sobre as decisões de investimento. Montes (2013) encontra evidências de que ganhos de credibilidade da política monetária auxiliam na obtenção de um ambiente

[2] Por exemplo, Mendonça & Pires (2007), Mendonça & Vivian (2008, 2010), Mendonça & Silva (2008), Mendonça & Nunes (2011), Montes & Machado (2014a) e Montes & Acar (2015).

macroeconômico mais estável, o que acarreta em melhores expectativas dos empresários e, por conseguinte, em aumento dos investimentos. O trabalho de Montes & Bastos (2013) busca analisar a influência de variáveis macroeconômicas e da credibilidade da política monetária sobre a confiança e as expectativas dos empresários. Os resultados indicam que uma maior credibilidade cria um ambiente econômico mais estável, acarretando em um aumento da produção industrial por meio das expectativas mais otimistas dos empresários.

No que se refere ao estudo dos efeitos da condução da política fiscal sobre as expectativas dos empresários aplicado ao caso brasileiro, Montes & Machado (2014b) encontram evidências que a credibilidade fiscal e a credibilidade monetária exercem influência na formação das expectativas dos empresários em relação ao futuro e que o investimento e o emprego são afetados por estas expectativas.

Estudos internacionais que relacionam política fiscal e confiança dos empresários também são escassos. Konstantinou & Tagkalakis (2011) buscam analisar se a política fiscal pode impulsionar a confiança do consumidor e dos empresários, acarretando em estímulo ao gasto privado e impactando a atividade econômica. Os resultados sugerem que reduções em impostos diretos promovem um efeito positivo na confiança do empresário e que elevados gastos do governo com salários e investimento devem reduzir a confiança dos agentes por meio da expectativa de aumento futuro de impostos.

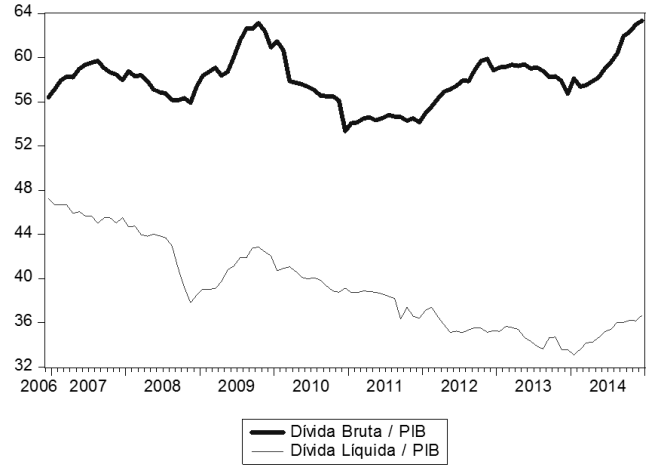
Em particular, existe na literatura uma importante lacuna a ser preenchida no tocante aos efeitos da reputação fiscal e do alcance das metas de superávit primário sobre a confiança dos empresários, e como esta se reflete nas decisões empresariais.

3. EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA O BRASIL

Desde 1999, a economia brasileira tem se baseado no "tripé macroeconômico": metas para inflação, superávit primário e taxa de câmbio flutuante. Neste contexto, espera-se que a autoridade fiscal brasileira adote medidas de modo a contribuir com a estabilização da razão dívida/PIB. A adoção de metas para o superávit primário atua nesse sentido, e busca guiar a política fiscal e auxiliar o RMI. Se por um lado, as metas de superávit primário combinadas às medidas de gerenciamento da dívida pública, adotadas principalmente a partir de 2002 por meio de alterações do perfil da dívida pública, vinham surtindo efeitos no sentido de conseguir reduzir a razão dívida líquida/PIB (Mendonça & Machado, 2013; Montes & Acar, 2015), por outro lado, a relação dívida bruta/PIB pouco se reduziu e desde o final de 2010 vem se elevando (Figura 3).

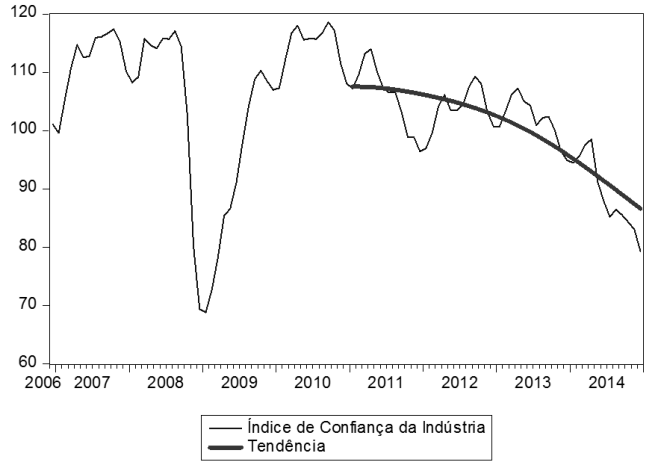
No RMI, uma das principais tarefas do governo e do banco central é guiar as expectativas dos agentes em relação à inflação. Isso porque decisões empresariais são tomadas em ambientes de incerteza quanto ao estado futuro da economia e, portanto, baseadas em expectativas. Ou seja, as expectativas empresariais desempenham papel fundamental para o processo de tomada de decisões. Assim, ambientes econômicos mais estáveis (instáveis) reduzem (aumentam) as incertezas dos agentes em relação ao estado futuro da economia e, assim, elevam (reduzem) o otimismo e a confiança dos empresários. A Figura 4 apresenta a evolução do índice de confiança da indústria no Brasil (medido pela FGV) para o período de Dez/2006 até Dez/2014. É possível observar que a crise internacional (*subprime*) deteriorou drasticamente a confiança dos empresários industriais brasileiros, porém, logo em seguida a confiança na economia foi retomada, mas a partir do final de 2010 a confiança dos empresários vem se deteriorando gradativamente. Por quê? Será que existe alguma relação com as ações adotadas pelo Governo e pelo Banco Central do Brasil e os resultados macroeconômicos observados? Nesse sentido, trata-se de tarefa importante analisar os efeitos do comprometimento fiscal no que tange ao superávit primário e ao gerenciamento da dívida pública sobre a confiança dos empresários industriais.

Figura 3. Evolução das dívidas bruta e líquida do governo como percentual do PIB.



Fonte: Séries obtidas no Banco Central do Brasil (disponíveis a partir de Dez/2006). Gráfico elaborado pelos autores.

Figura 4. Evolução do Índice de Confiança da Indústria (FGV).



Fonte: Série obtida na FGV-Dados. Gráfico elaborado pelos autores.

3.1. Metodologia e descrição dos dados

A análise empírica utiliza o método de mínimos quadrados ordinários (MQO)[3], e o método dos momentos generalizados (MMG). Uma das razões para utilizar o MMG é que, enquanto o método MQO geralmente apresenta autocorrelação serial, heterocedasticidade e não linearidade, fatores comuns em séries temporais macroeconômicas, e devido a problemas de endogeneidade, o MMG oferece estimadores consistentes para a regressão (Hansen, 1982).

A análise compreende o período de dezembro de 2006 até dezembro de 2014. A escolha do período se deve à disponibilidade de dados. A análise utiliza as seguintes séries:

- Índice de confiança da indústria (*ici*) — O Índice de Confiança da Indústria (série histórica disponível pelo FGV-Dados) é um indicador de natureza qualitativa que fornece, com uma periodicidade mensal, indicações sobre a situação atual e expectativas do setor industrial no país. Quando o índice ultrapassa o valor 100, indica satisfação do setor industrial quanto às suas condições atuais e otimismo em relação ao futuro. Por outro lado, quando o valor se encontra abaixo de 100, o índice revela insatisfação e pessimismo do setor industrial quanto à situação atual e futura deste setor.
- Índice de reputação fiscal (*fri*). Este índice foi proposto por Montes & Machado (2014a).[4] A metodologia de cálculo da série é inspirada nos índices de credibilidade propostos nos trabalhos de Mendonça (2007b) e Mendonça & Machado (2013). O índice de reputação fiscal capta o comprometimento do governo com a sustentabilidade da dívida pública. O indicador é calculado utilizando a relação dívida bruta/PIB (série 13.762, obtida do BCB) e os limites estabelecidos foram os mesmos aplicados na estrutura de índice de credibilidade fiscal do estudo de Mendonça & Machado (2013), sendo o limite máximo de 60%, estabelecido no Tratado de Maastricht, e o limite mínimo de 40%, de acordo com o IMF 2002. O *fri* é calculado da seguinte maneira:

$$fri = \begin{cases} 1 & \text{se } \frac{debt}{GDP} \leq 0{,}4 \\ 1 - \left(\frac{\frac{debt}{GDP} - 0{,}4}{0{,}6 - 0{,}4} \right) & \text{se } 0{,}4 < \frac{debt}{GDP} < 0{,}6 \\ 0 & \text{se } \frac{debt}{GDP} \geq 0{,}6 \end{cases}.$$

  Uma dúvida possível em relação à reputação fiscal se refere aos limites utilizados na construção do índice. Com o objetivo de aumentar a robustez da análise, o índice de reputação fiscal também é calculado utilizando outros limites. Assim, o limite inferior é reduzido para 30% enquanto que o limite superior é elevado para 70% (e esse índice é denominado de "*fri_2*").
- Desvio do superávit primário em relação à meta (*dsp*). Esta série é construída baseada em duas séries: a série de necessidade de financiamento do setor público sem desvalorização cambial (% PIB) – fluxo mensal corrente – resultado primário total do setor público consolidado (série 5.364 – obtida do BCB – chamaremos de SP) e a meta para o superávit primário (MSP). Nesse sentido, $dsp = \text{SP} - \text{MSP}$.
- Taxa básica de juros (*ir*) — Taxa de juros Selic anualizada acumulada no mês (série 4.189 – BCB). Principal instrumento de política monetária.
- Infraestrutura (*infr*): Como *proxy* para a infraestrutura foi utilizado o consumo de energia elétrica pela indústria disponibilizado pela Empresa de Pesquisa Energética (EPE).

[3] Nas equações em que detectamos problemas de autocorrelação serial, os erros-padrões são corrigidos pela matriz de Newey-West, identificada pela sigla "NW". Quando há apenas problemas de heterocedasticidade, a correção é realizada por meio da matriz de White, identificada pela sigla "W".

[4] O índice também foi utilizado nos seguintes estudos: Montes & Assumpção (2015) e Montes & Tiberto (2015).

- Produção industrial esperada (*ye*) — Série obtida por meio do sistema gerenciador de séries temporais do Banco Central do Brasil e corresponde à expectativa formada para a taxa de crescimento da produção industrial dos próximos 12 meses.
- Hiato do produto (*gap*) — Esta série foi construída a partir do Índice de Atividade Econômica do Banco Central do Brasil, IBC-br (Série 17.439 do BCB). Esta foi dessazonalizada e, por meio da aplicação do filtro Hodrick-Prescott, a tendência de longo prazo foi obtida. Para calcular o hiato, foi realizada a divisão entre a série pela tendência de longo prazo.
- Taxa de inflação medida pelo Índice Geral de Preços de Mercado (*igp*) — O IGP-M/FGV é calculado mensalmente pela FGV e é divulgado no final de cada mês de referência.
- Taxa de inflação medida pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (*ipc*) — Esta série é o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (série 13.522 – BCB) acumulado em 12 meses, indicador oficial de inflação no Brasil no regime de metas para inflação.
- Expectativa de inflação IPCA (*e_ipc*) — Essa série foi obtida pelo sistema gerenciador de séries temporais e expressa as expectativas dos agentes com relação ao IPCA para os 12 meses seguintes.
- Expectativa de inflação IGPM (*e_igp*) — Essa série foi obtida pelo sistema gerenciador de séries temporais e expressa as expectativas dos agentes com relação ao IGPM para os 12 meses seguintes.
- Crédito em relação ao PIB (*cred*) — A série se refere à razão crédito/PIB, mais precisamente ao saldo das operações de crédito ao setor privado em relação ao PIB (série 17.473 – BCB).
- Taxa de câmbio (*tc*) — Série calculada por meio da média entre as séries de Taxa de câmbio – livre – Dólar americano (compra) – fim de período – mensal (série 3.695 – BCB) e de Taxa de câmbio – livre – Dólar americano (venda) – fim de período – mensal (série 3.696 – BCB).
- Taxa de juros real (*ir_r*) — Essa série representa a taxa de juros descontada da inflação. Foi calculada por meio da diferença entre a taxa de juros Selic acumulada no mês anualizada (série 4.189 – BCB) e a expectativa média de inflação – IPCA – taxa acumulada para os próximos doze meses (obtida pelo sistema gerenciador de séries temporais).
- Produção industrial dessazonalizada (*prod*) — Esta série é a produção industrial da indústria geral – quantum – índice dessazonalizado (média 2012 = 100) divulgada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).
- *Dummy Subprime* (*subp*) — De modo a captar o efeito da crise *subprime* sobre a economia, uma variável *dummy* foi criada. A *dummy* assume valor igual a um entre setembro de 2008 e janeiro de 2009 e zero caso contrário.

3.2. Estimações para a confiança do empresário

Com o objetivo de analisar os determinantes da confiança dos empresários no Brasil, as equações abaixo foram estimadas. A primeira especificação (equação (1)) utiliza as medidas padrão de estado da economia — atividade econômica (*gap*) e inflação (*ipc*) — bem como, o consumo de energia elétrica pela indústria como *proxy* para a infraestrutura (ver, por exemplo, Carminati & Fernandes, 2013) e a variável *dummy* para a crise *subprime* (*subp*). A segunda especificação (equação (2)) adiciona à primeira especificação as expectativas formadas para a inflação e para o crescimento do produto industrial. A terceira especificação leva em consideração as variáveis da equação (2), como também, o efeito da política monetária sobre a confiança dos empresários. A especificação (3) é utilizada como padrão, pois esta considera que a confiança dos empresários é fundamentalmente afetada pelo estado da economia observado e esperado, pelas decisões de política monetária, pela infraestrutura, e por choques que afetam abruptamente a economia (como, por exemplo, a crise subprime). Da equação (4) até a equação (10) são incorporadas à especificação padrão (equação (3)) os efeitos do comprometimento fiscal do governo,

oriundos da reputação fiscal e do alcance das metas de superávit primário (é importante observar que esses efeitos são analisados separadamente e conjuntamente).

No tocante às especificações de todas as equações, a escolha das defasagens foi determinada pela metodologia "geral para o específico", ou seja, analisando a significância estatística dos parâmetros, o princípio da parcimônia e também os testes de diagnósticos, com intuito de assegurar que o modelo escolhido é o mais parcimonioso e apresenta poder explicativo (Hendry, 2001):

$$ici_t = \alpha_0 + \alpha_1 gap_{t-2} + \alpha_2 ipc_{t-3} + \alpha_3 infr_t + \alpha_4 subp_t + \varepsilon_{1t}, \tag{1}$$

$$ici_t = \beta_0 + \beta_1 gap_{t-2} + \beta_2 ye_{t-1} + \beta_3 ipc_{t-3} + \beta_4 e_ipc_{t-1} + \beta_5 infr_t + \beta_6 subp_t + \varepsilon_{2t}, \tag{2}$$

$$ici_t = \gamma_0 + \gamma_1 gap_{t-2} + \gamma_2 ye_{t-1} + \gamma_3 ipc_{t-3} + \gamma_4 e_ipc_{t-1} + \gamma_5 ir_{t-5} + \gamma_6 infr_t + \gamma_7 subp_t + \varepsilon_{3t}, \tag{3}$$

$$ici_t = \delta_0 + \delta_1 gap_{t-2} + \delta_2 ye_{t-1} + \delta_3 ipc_{t-3} + \delta_4 e_ipc_{t-1} + \delta_5 ir_{t-5} + \delta_6 fri_t + \delta_7 infr_t + \delta_8 subp_t + \varepsilon_{4t}, \tag{4}$$

$$ici_t = \theta_0 + \theta_1 gap_{t-2} + \theta_2 ye_{t-1} + \theta_3 ipc_{t-3} + \theta_4 e_ipc_{t-1} + \theta_5 ir_{t-5} + \theta_6 dsp_t + \theta_7 infr_t + \theta_8 subp_t + \varepsilon_{5t}, \tag{5}$$

$$ici_t = \mu_0 + \mu_1 gap_{t-2} + \mu_2 ye_{t-1} + \mu_3 ipc_{t-3} + \mu_4 e_ipc_{t-1} + \mu_5 ir_{t-5} + \mu_6 fri_t + \mu_7 dsp_t + \mu_8 infr_t + \mu_9 subp_t + \varepsilon_{6t}, \tag{6}$$

$$ici_t = \pi_0 + \pi_1 gap_{t-2} + \pi_2 ye_{t-1} + \pi_3 ipc_{t-3} + \pi_4 e_ipc_{t-1} + \pi_5 ir_{t-5} + \pi_6 fri_t dsp_t + \pi_7 infr_t + \pi_8 subp_t + \varepsilon_{7t}, \tag{7}$$

$$ici_t = \rho_0 + \rho_1 gap_{t-2} + \rho_2 ye_{t-1} + \rho_3 ipc_{t-3} + \rho_4 e_ipc_{t-1} + \rho_5 ir_{t-5} + \rho_6 fri_2_t + \rho_7 infr_t + \rho_8 subp_t + \varepsilon_{8t}, \tag{8}$$

$$ici_t = \sigma_0 + \sigma_1 gap_{t-2} + \sigma_2 ye_{t-1} + \sigma_3 ipc_{t-3} + \sigma_4 e_ipc_{t-1} + \sigma_5 ir_{t-5} + \sigma_6 fri_2_t + \sigma_7 dsp_t + \sigma_8 infr_t + \sigma_9 subp_t + \varepsilon_{9t}, \tag{9}$$

$$ici_t = \tau_0 + \tau_1 gap_{t-2} + \tau_2 ye_{t-1} + \tau_3 ipc_{t-3} + \tau_4 e_ipc_{t-1} + \tau_5 ir_{t-5} + \tau_6 fri_2_t dsp_t + \tau_7 infr_t + \tau_8 subp_t + \varepsilon_{10t}, \tag{10}$$

em que ε_i representa o termo de erro aleatório (ruído branco). Abaixo estão os sinais esperados das primeiras derivadas:

$$\frac{\partial ici}{\partial gap} > 0; \quad \frac{\partial ici}{\partial ye} > 0; \quad \frac{\partial ici}{\partial ipc} < 0; \quad \frac{\partial ici}{\partial e_ipc} < 0; \quad \frac{\partial ici}{\partial ir} < 0; \quad \frac{\partial ici}{\partial fri} > 0; \quad \frac{\partial ici}{\partial dsp} > 0; \quad \frac{\partial ici}{\partial fri * dsp} > 0;$$
$$\frac{\partial ici}{\partial fri_2} > 0; \quad \frac{\partial ici}{\partial fri_2 * dsp} > 0; \quad \frac{\partial ici}{\partial infr} > 0; \quad \frac{\partial ici}{\partial subp} < 0.$$

Com o objetivo de aumentar a robustez da análise, as equações para o *ici* são estimadas levando em conta o *igp* e as expectativas formadas para o *igp*. A ideia é que o índice geral de preços incorpora uma variedade maior de produtos que captura os possíveis efeitos da taxa de câmbio sobre os preços. As especificações são as seguintes:

$$ici_t = \omega_0 + \omega_1 gap_{t-2} + \omega_2 igp_{t-3} + \omega_3 infr_t + \omega_4 subp_t + \varepsilon_{11t}. \tag{11}$$

$$ici_t = \eta_0 + \eta_1 gap_{t-2} + \eta_2 ye_{t-1} + \eta_3 igp_{t-3} + \eta_4 e_igp_{t-1} + \eta_5 infr_t + \eta_6 subp_t + \varepsilon_{12t}. \tag{12}$$

$$ici_t = \varphi_0 + \varphi_1 gap_{t-2} + \varphi_2 ye_{t-1} + \varphi_3 igp_{t-3} + \varphi_4 e_igp_{t-1} + \varphi_5 ir_{t-5} + \varphi_6 infr_t + \varphi_7 subp_t + \varepsilon_{13t}. \tag{13}$$

$$ici_t = \upsilon_0 + \upsilon_1 gap_{t-2} + \upsilon_2 ye_{t-1} + \upsilon_3 igp_{t-3} + \upsilon_4 e_igp_{t-1} + \upsilon_5 ir_{t-5} + \upsilon_6 fri_t + \upsilon_7 infr_t + \upsilon_8 subp_t + \varepsilon_{14t}. \tag{14}$$

$$ici_t = \lambda_0 + \lambda_1 gap_{t-2} + \lambda_2 ye_{t-1} + \lambda_3 igp_{t-3} + \lambda_4 e_igp_{t-1} + \lambda_5 ir_{t-5} + \lambda_6 dsp_t + \lambda_7 infr_t + \lambda_8 subp_t + \varepsilon_{15t}. \tag{15}$$

$$ici_t = \pi_0 + \pi_1 gap_{t-2} + \pi_2 ye_{t-1} + \pi_3 igp_{t-3} + \pi_4 e_igp_{t-1} + \pi_5 ir_{t-5} + \pi_6 fri_t + \pi_7 dsp_t + \pi_8 infr_t + \pi_9 subp_t + \varepsilon_{16t}. \tag{16}$$

$$ici_t = \psi_0 + \psi_1 gap_{t-2} + \psi_2 ye_{t-1} + \psi_3 igp_{t-3} + \psi_4 e_igp_{t-1} + \psi_5 ir_{t-5} + \psi_6 fri_t * dsp_t + \psi_7 infr_t + \psi_8 subp_t + \varepsilon_{17t}. \tag{17}$$

$$ici_t = \varphi_0 + \varphi_1 gap_{t-2} + \varphi_2 ye_{t-1} + \varphi_3 igp_{t-3} + \varphi_4 e_igp_{t-1} + \varphi_5 ir_{t-5} + \varphi_6 fri_2_t + \varphi_7 infr_t + \varphi_8 subp_t + \varepsilon_{18t}. \quad (18)$$

$$ici_t = \zeta_0 + \zeta_1 gap_{t-2} + \zeta_2 ye_{t-1} + \zeta_3 igp_{t-3} + \zeta_4 e_igp_{t-1} + \zeta_5 ir_{t-5} + \zeta_6 fri_2_t + \zeta_7 dsp_t + \zeta_8 infr_t + \zeta_9 subp_t + \varepsilon_{19t}. \quad (19)$$

$$ici_t = \varrho_0 + \varrho_1 gap_{t-2} + \varrho_2 ye_{t-1} + \varrho_3 igp_{t-3} + \varrho_4 e_igp_{t-1} + \varrho_5 ir_{t-5} + \varrho_6 fri_2_t * dsp_t + \varrho_7 infr_t + \varrho_8 subp_t + \varepsilon_{20t}. \quad (20)$$

em que ε_i representa o termo de erro aleatório (ruído branco). Abaixo estão os sinais esperados das primeiras derivadas:

$$\frac{\partial ici}{\partial gap} > 0; \quad \frac{\partial ici}{\partial ye} > 0; \quad \frac{\partial ici}{\partial igp} < 0; \quad \frac{\partial ici}{\partial e_igp} < 0; \quad \frac{\partial ici}{\partial ir} < 0; \quad \frac{\partial ici}{\partial fri} > 0; \quad \frac{\partial ici}{\partial dsp} > 0; \quad \frac{\partial ici}{\partial fri * dsp} > 0;$$
$$\frac{\partial ici}{\partial fri_2} > 0; \quad \frac{\partial ici}{\partial fri_2 * dsp} > 0; \quad \frac{\partial ici}{\partial infr} > 0; \quad \frac{\partial ici}{\partial subp} < 0.$$

É esperado que o comprometimento fiscal, captado pelo efeito conjunto da reputação fiscal com os desvios do superávit primário em relação à meta, sinalize aos empresários da indústria um maior comprometimento do governo com as contas públicas e, assim, que aumente o otimismo desses empresários em relação à economia.

Antes de serem realizadas as estimações, os testes para detectar raiz unitária Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) foram realizados (Tabela A-1, Apêndice). De acordo com os testes, as séries são I(1).[5]

Pelo fato de todas as séries serem I(1), a cointegração para os conjuntos de variáveis das equações (6), (9), (16) e (19) (as quais contemplam todas as variáveis utilizadas na análise) foi testada. A escolha da ordem de defasagens do VAR foi feita utilizando o critério de informação de Schwarz (SIC) (Tabela A-2, Apêndice). Os testes de cointegração (Johansen, 1991) indicam a rejeição da hipótese de não haver cointegração (Tabela A-3, Apêndice). Assim, é possível estimar as equações com as variáveis em nível sem que a regressão seja espúria. As tabelas 1a e 2a apresentam as estimações por MQO,[6] e as tabelas 1b e 2b apresentam as estimações por MMG.[7] As tabelas 1a e 1b apresentam o conjunto de especificações de (1) à (10), enquanto as tabelas 2a e 2b apresentam o conjunto de especificações de (11) à (20).

As estimações mostram que o efeito da atividade econômica (*gap*) sobre o *ici* é positivo e possui significância estatística em todas as estimações. Desta maneira, as evidências sugerem que quando a atividade econômica está aquecida, os empresários industriais formam expectativas mais otimistas em relação à situação atual e futura de seus negócios e da economia.

O efeito estimado da variável *ye* é positivo e apresentou significância estatística em todas as estimações. Assim como encontrado por Montes & Machado (2014b), a evidência sugere que expectativas de crescimento da produção industrial mais elevadas estão associadas à um desempenho econômico melhor, e, portanto, a confiança dos empresários aumenta.

As estimativas para a taxa de inflação, medida tanto pelo IPCA (*ipc*) como pelo IGP-M (igp), apresentou coeficientes negativos e significância estatística em todas as estimações. Desta forma, os achados apontam que taxas de inflação elevadas indicam um ambiente macroeconômico instável e, consequentemente, desfavorável aos negócios, deteriorando, assim, a confiança e as expectativas dos empresários.

[5] Para determinar se a série é ou não integrada de ordem 1, o critério utilizado é o seguinte: para ser considerada I(1), pelo menos um dos testes deve indicar que a série possui raiz unitária.

[6] No que concerne à estimação por MQO, a estatística-F indica que a equação da regressão é significante, e o resultado do teste Ramsey RESET mostra que o modelo não apresenta problemas de especificação.

[7] Os testes de diagnóstico para as estimações por MQO estão no Apêndice, nas tabelas A-5 — equações de (1) até (10) — e A-6 — equações de (11) até (20). Por sua vez, as tabelas A-8 e A-9 apresentam os conjuntos de variáveis instrumentais utilizados nas estimações por MMG.

Tabela 1a. Estimações por MQO para o Índice de confiança da indústria.

Regressores	(1)nw	(2)nw	(3)nw	(4)nw	(5)nw	(6)nw	(7)	(8)nw	(9)nw	(10)nw
c	-79.657*	-97.116***	-68.582**	-20.450	-62.660**	-24.760	-65.647***	-41.492	-42.795	-62.269***
	(40.270)	(25.178)	(26.156)	(31.758)	(24.018)	(30.004)	(22.050)	(28.641)	(27.192)	(23.406)
	[-1.978]	[-3.857]	[-2.622]	[-0.644]	[-2.609]	[-0.825]	[-2.977]	[-1.449]	[-1.574]	[-2.660]
gap (-2)	100.240**	100.859***	101.683***	74.548***	95.004***	74.207***	97.448***	81.250***	80.242***	94.473***
	(46.283)	(30.203)	(28.908)	(26.562)	(25.092)	(23.924)	(25.173)	(27.485)	(24.684)	(24.435)
	[2.166]	[3.339]	[3.517]	[2.807]	[3.786]	[3.102]	[3.871]	[2.956]	[3.251]	[3.866]
ye (-1)		3.874***	4.051***	3.013***	3.593***	2.832***	3.840***	3.401***	3.148***	3.641***
		(0.589)	(0.569)	(0.731)	(0.560)	(0.698)	(0.480)	(0.667)	(0.644)	(0.543)
		[6.573]	[7.120]	[4.123]	[6.418]	[4.059]	[7.995]	[5.100]	[4.885]	[6.694]
ipc (-3)	-7.074***	-3.747***	-2.739***	-3.555***	-2.825***	-3.470***	-2.814***	-3.225***	-3.183***	-2.825***
	(1.007)	(0.631)	(0.518)	(0.641)	(0.462)	(0.596)	(0.609)	(0.559)	(0.519)	(0.460)
	[-7.025]	[-5.939]	[-5.294]	[-5.547]	[-6.110]	[-5.819]	[-4.619]	[-5.772]	[-6.136]	[-6.145]
e_ipc (-1)		-1.834*	-3.752***	-4.749***	-3.832***	-4.624***	-3.840***	-4.314***	-4.249***	-3.856***
		(0.926)	(0.945)	(1.023)	(0.815)	(0.912)	(0.975)	(0.981)	(0.850)	(0.801)
		[-1.980]	[-3.972]	[-4.643]	[-4.700]	[-5.068]	[-3.938]	[-4.398]	[-5.001]	[-4.816]
ir (-5)			-1.319***	-1.737***	-1.277***	-1.622***	-1.317***	-1.540***	-1.448***	-1.298***
			(0.282)	(0.326)	(0.260)	(0.311)	(0.270)	(0.308)	(0.288)	(0.260)
			[-4.678]	[-5.334]	[-4.906]	[-5.213]	[-4.871]	[-5.001]	[-5.027]	[-4.997]
fri				20.033***		16.196**				
				(7.513)		(7.441)				
				[2.666]		[2.177]				
fri_2								21.341**	16.119*	
								(9.674)	(9.388)	
								[2.206]	[1.717]	
dsp					0.445**	0.369*			0.400**	
					(0.180)	(0.187)			(0.183)	
					[2.476]	[1.972]			[2.188]	
*fri*dsp*							3.830***			
							(1.143)			
							[3.351]			
*fri_2*dsp*										1.609***
										(0.593)
										[2.712]
infr	0.008***	0.008***	0.007***	0.007***	0.007***	0.007***	0.007***	0.007***	0.007***	0.007***
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
	[6.491]	[7.866]	[8.020]	[7.642]	[9.127]	[8.370]	[9.609]	[7.469]	[8.386]	[9.330]
subp	-0.046**	-11.187***	-9.973***	-9.395***	-8.830***	-8.558***	-8.163***	-9.689***	-8.729***	-8.493***
	(4.427)	(3.142)	(3.012)	(2.993)	(2.516)	(2.587)	(2.007)	(3.027)	(2.577)	(2.417)
	[-2.043]	[-3.560]	[-3.311]	[-3.139]	[-3.509]	[-3.307]	[-4.067]	[-3.201]	[-3.388]	[-3.513]
R^2	0.74	0.87	0.90	0.91	0.91	0.92	0.91	0.91	0.92	0.91
R^2 ajustado	0.73	0.87	0.89	0.90	0.90	0.91	0.91	0.90	0.91	0.91
estatística F	63.48	100.55	110.87	107.00	108.17	102.34	110.23	101.54	98.34	110.26
P-valor (estatística F)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Ramsey reset (1)	0.66	1.71	0.84	0.60	1.00	0.64	1.34	7.50	0.70	1.14
Prob (Ramsey)	0.51	0.09	0.41	0.55	0.31	0.53	0.18	0.01	0.49	0.26
Jarque Bera	2.72	0.56	3.26	12.43	1.79	8.46	0.20	7.42	4.79	1.26
Prob(Jarque Bera)	0.26	0.75	0.20	0.00	0.40	0.01	0.90	0.02	0.09	0.53

Nota: "nw" indica matriz de correção de Newey-West e "w" indica matriz de correção de White. Erros padrão entre parênteses e estatística *t* entre colchetes.
Níveis de significância: *** denota 1%; ** denota 5%; e * denota 10%.

Tabela 1b. Estimações por MMG para o Índice de confiança da indústria.

Regressores	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
c	-136.014***	-209.898***	-104.460*	-41.197*	-66.307***	-41.024*	-58.896***	-55.732*	-70.491**	-86.327***
	(49.914)	(48.253)	(52.923)	(24.337)	(18.238)	(23.856)	(19.493)	(31.568)	(28.391)	(21.829)
	[-2.725]	[-4.350]	[-1.974]	[-1.693]	[-3.636]	[-1.720]	[-3.021]	[-1.765]	[-2.483]	[-3.955]
gap (-2)	162.414**	227.388***	130.334**	84.759***	90.540***	84.849***	80.492***	92.109***	113.395***	119.661***
	(62.205)	(58.768)	(64.279)	(21.403)	(21.391)	(20.515)	(22.605)	(31.582)	(32.844)	(27.064)
	[2.611]	[3.869]	[2.028]	[3.960]	[4.233]	[4.136]	[3.561]	[2.917]	[-2.483]	[4.421]
ye (-1)		3.284**	3.269***	4.412***	4.741***	4.331***	5.097***	3.983***	3.898***	4.719***
		(1.369)	(1.119)	(0.479)	(0.399)	(0.486)	(0.404)	(0.519)	(0.536)	(0.413)
		[2.398]	[2.922]	[9.215]	[11.869]	[8.911]	[12.608]	[7.675]	[7.273]	[11.428]
ipc (-3)	-6.051***	-2.264***	-3.027***	-3.323***	-2.841***	-3.160***	-2.940***	-2.927***	-2.613***	-2.034***
	(0.826)	(0.850)	(0.643)	(0.448)	(0.456)	(0.433)	(0.469)	(0.504)	(0.537)	(0.577)
	[-7.323]	[-2.664]	[-4.705]	[-7.414]	[-6.236]	[-7.290]	[-6.273]	[-5.804]	[-4.866]	[-3.522]
e_ipc (-1)		-3.384*	-4.768***	-2.695***	-2.402***	-2.637***	-2.212***	-3.724***	-3.477***	-3.092***
		(1.884)	(1.553)	(0.887)	(0.663)	(0.864)	(0.711)	(0.891)	(0.918)	(0.781)
		[-1.796]	[-3.070]	[-3.038]	[-3.626]	[-3.054]	[-3.113]	[-4.182]	[-3.789]	[-3.961]
ir (-5)			-1.093***	-1.528***	-1.325***	-1.537***	-1.404***	-1.273***	-1.210***	-1.196***
			(0.274)	(0.222)	(0.169)	(0.251)	(0.161)	(0.250)	(0.254)	(0.191)
			[-3.985]	[-6.878]	[-7.832]	[-6.131]	[-8.733]	[-5.100]	[-4.757]	[-6.254]
fri				16.730**		14.217*				
				(6.340)		(7.584)				
				[2.639]		[1.875]				
fri_2								27.701***	22.321**	
								(7.998)	(9.594)	
								[3.464]	[2.327]	
dsp					0.400***	0.308*			0.466**	
					(0.146)	(0.162)			(0.202)	
					[2.741]	[1.903]			[2.312]	
*fri*dsp*							2.647**			
							(1.188)			
							[2.227]			
*fri_2*dsp*										1.987***
										(0.555)
										[3.578]
infr	0.007***	0.007***	0.008***	0.006***	0.007***	0.006***	0.007***	0.006***	0.006***	0.006***
	(0.002)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
	[4.415]	[5.494]	[6.401]	[6.693]	[9.793]	[6.174]	[10.17343]	[7.688]	[6.257]	[8.370]
subp	-18.962***	-30.496***	-17.871***	-10.053***	-6.030**	-8.803***	-4.723*	-17.140***	-17.668***	-13.428***
	(6.617)	(6.639)	(4.373)	(2.750)	(2.330)	(2.465)	(2.778)	(2.655)	(3.393)	(2.427)
	[-2.866]	[-4.593]	[-4.087]	[-3.656]	[-2.588]	[-3.572]	[-1.700]	[-6.457]	[-5.207]	[-5.532]
R^2	0.70	0.75	0.88	0.90	0.90	0.91	0.90	0.88	0.88	0.90
R^2 ajustado	0.69	0.74	0.86	0.89	0.89	0.90	0.89	0.87	0.87	0.89
estatísitca J	12.37	7.22	7.98	17.53	17.88	16.60	18.46	18.03	17.84	18.71
estatísitca J (p-valor)	0.26	0.61	0.44	0.78	0.76	0.79	0.73	0.70	0.66	0.66
Rank (número de instrumentos)	15	16	16	32	32	32	32	31	31	31

Nota: Erros padrão entre parênteses e estatística *t* entre colchetes.
Níveis de significância: *** denota 1%; ** denota 5%; e * denota 10%.

Tabela 2a. Estimações por MQO para o Índice de confiança da indústria.

Regressores	(11)nw	(12)nw	(13)nw	(14)w	(15)nw	(16)	(17)	(18)w	(19)nw	(20)
c	-194.016***	-165.773***	-130.594***	-133.010***	-127.713***	-135.658***	-130.416***	-127.656***	-128.150***	-127.424***
	(47.119)	(20.658)	(23.531)	(34.176)	(22.685)	(30.209)	(28.047)	(33.268)	(25.487)	(28.041)
	[-4.118]	[-8.025]	[-5.550]	[-3.892]	[-5.630]	[-4.491]	[-4.650]	[-3.837]	[-5.028]	[-4.544]
gap (-2)	236.068***	171.721***	151.190***	151.954***	146.818***	149.114***	148.127***	149.423***	147.070***	146.158***
	(55.680)	(28.720)	(23.412)	(30.958)	(20.297)	(31.653)	(31.344)	(30.911)	(22.466)	(31.345)
	[4.240]	[5.979]	[6.258]	[4.908]	[7.234]	[4.711]	[4.726]	[4.834]	[6.546]	[4.663]
ye (-1)		5.744***	6.219***	6.263***	5.816***	5.936***	6.085***	6.137***	5.827***	5.890***
		(0.672)	(0.561)	(0.508)	(0.604)	(0.517)	(0.462)	(0.523)	(0.753)	(0.476)
		[8.553]	[11.087]	[12.324]	[9.627]	[11.490]	[13.178]	[11.731]	[7.733]	[12.363]
igp (-3)	-1.045***	-0.686***	-0.447**	-0.437**	-0.495**	-0.464**	-0.523***	-0.473**	-0.492**	-0.500***
	(0.352)	(0.200)	(0.191)	(0.190)	(0.196)	(0.192)	(0.188)	(0.195)	(0.221)	(0.186)
	[-2.967]	[-3.434]	[-2.345]	[-2.303]	[-2.527]	[-2.417]	[-2.789]	[-2.426]	[-2.224]	[-2.688]
e_igp (-1)		-2.092**	-2.498**	-2.404**	-2.514**	-2.197**	-2.315***	-2.645**	-2.492**	-2.470***
		(0.940)	(0.958)	(1.007)	(0.964)	(0.935)	(0.828)	(1.045)	(1.236)	(0.824)
		[-2.226]	[-2.608]	[-2.386]	[-2.607]	[-2.349]	[-2.794]	[-2.531]	[-2.016]	[-2.997]
ir (-5)			-0.940**	-0.908**	-0.862**	-0.751*	-0.862**	-0.977***	-0.856**	-0.874**
			(0.432)	(0.370)	(0.430)	(0.384)	(0.352)	(0.346)	(0.419)	(0.351)
			[-2.177]	[-2.453]	[-2.006]	[-1.955]	[-2.452]	[-2.824]	[-2.044]	[-2.493]
fri				-1.738		-5.848				
				(7.838)		(8.002)				
				[-0.222]		[-0.731]				
fri_2								4.777	-0.730	
								(12.576)	(18.262)	
								[0.380]	[-0.040]	
dsp					0.435**	0.463**			0.437**	
					(0.215)	(0.184)			(0.213)	
					[2.024]	[2.516]			[2.052]	
*fri*dsp*							3.586**			
							(1.453)			
							[2.468]			
*fri_2*dsp*										1.518**
										(0.604)
										[2.512]
infr	0.005***	0.006***	0.006***	0.006***	0.006***	0.006***	0.006***	0.006***	0.006***	0.006***
	(0.002)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
	[2.651]	[5.822]	[5.479]	[5.102]	[6.099]	[6.444]	[6.472]	[5.062]	[6.402]	[6.526]
subp	-11.784**	-10.101***	-9.562***	-9.635**	-8.254***	-8.417***	-7.616***	-9.403**	-8.272***	-7.976***
	(5.903)	(3.075)	(2.806)	(4.235)	(2.455)	(2.611)	(2.654)	(4.234)	(2.409)	(2.609)
	[-1.996]	[-3.285]	[-3.408]	[-2.275]	[-3.362]	[-3.224]	[-2.869]	[-2.221]	[-3.434]	[-3.057]
R^2	0.47	0.83	0.85	0.85	0.86	0.86	0.86	0.85	0.86	0.86
R^2 ajustado	0.44	0.81	0.84	0.84	0.85	0.85	0.85	0.84	0.85	0.85
estatística F	19.39	68.90	70.27	60.79	65.79	58.21	65.98	60.87	57.78	66.16
P-valor (estatística F)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Ramsey reset (1)	0.49	0.79	0.21	0.23	0.57	0.68	0.67	0.21	0.58	0.61
Prob (Ramsey)	0.63	0.43	0.83	0.82	0.57	0.50	0.51	0.83	0.57	0.54
Jarque Bera	8.60	0.08	0.67	0.66	1.74	1.82	1.74	0.66	1.75	1.83
Prob(Jarque Bera)	0.01	0.96	0.72	0.72	0.42	0.40	0.42	0.72	0.42	0.40

Nota: "nw" indica matriz de correção de Newey-West e "w" indica matriz de correção de White. Erros padrão entre parênteses e estatística t entre colchetes.
Níveis de significância: *** denota 1%; ** denota 5%; e * denota 10%.

Tabela 2b. Estimações por MMG para o Índice de confiança da indústria.

Regressores	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)
c	-419.963***	-252.110***	-186.796***	-125.259***	-164.009***	-134.359***	-160.906***	-145.324***	-152.798***	-161.286***
	(86.925)	(44.782)	(38.543)	(27.237)	(22.475)	(31.782)	(22.750)	(22.723)	(26.687)	(22.627)
	[-4.831]	[-5.630]	[-4.846]	[-4.599]	[-7.298]	[-4.227]	[-7.073]	[-6.396]	[-5.726]	[-7.128]
gap (-2)	470.876***	215.213***	184.381***	176.725***	204.262***	184.413***	194.841***	186.573***	195.552***	199.720***
	(98.688)	(55.462)	(42.632)	(28.416)	(25.339)	(32.058)	(25.951)	(26.102)	(29.121)	(25.238)
	[4.771]	[3.880]	[4.325]	[6.219]	[8.061]	[5.753]	[7.508]	[7.148]	[6.715]	[7.914]
ye (-1)		5.557***	6.643***	6.111***	6.013***	5.671***	6.461***	6.048***	5.472***	6.158***
		(0.901)	(0.593)	(0.364)	(0.300)	(0.403)	(0.298)	(0.390)	(0.431)	(0.280)
		[6.166]	[11.196]	[16.770]	[20.035]	[14.087]	[21.711]	[15.506]	[12.708]	[21.981]
igp (-3)	-1.151***	-0.702***	-0.437**	-0.430***	-0.493***	-0.543***	-0.558***	-0.458***	-0.579***	-0.504***
	(0.323)	(0.231)	(0.181)	(0.128)	(0.124)	(0.120)	(0.140)	(0.136)	(0.126)	(0.126)
	[-3.562]	[-3.046]	[-2.415]	[-3.356]	[-3.988]	[-4.539]	[-3.981]	[-3.359]	[-4.576]	[-4.009]
e_igp (-1)		-2.431*	-2.149**	-2.602***	-1.310*	-2.132**	-1.279*	-2.591***	-2.209**	-1.288*
		(1.334)	(1.004)	(0.876)	(0.664)	(0.873)	(0.733)	(0.859)	(0.844)	(0.689)
		[-1.822]	[-2.139]	[-2.970]	[-1.973]	[-2.443]	[-1.746]	[-3.017]	[-2.617]	[-1.869]
ir (-5)			-0.716*	-1.568***	-1.040***	-1.351***	-1.046***	-1.312***	-1.146***	-1.060***
			(0.427)	(0.282)	(0.260)	(0.285)	(0.285)	(0.283)	(0.263)	(0.266)
			[-1.677]	[-5.554]	[-4.007]	[-4.739]	[-3.665]	[-4.642]	[-4.362]	[-3.990]
fri				18.729**		16.262*				
				(7.577)		(8.231)				
				[2.472]		[1.976]				
fri_2								25.943**	25.617**	
								(10.363)	(10.939)	
								[2.503]	[2.342]	
dsp					0.552***	0.411*			0.429**	
					(0.193)	(0.212)			(0.210)	
					[2.851]	[1.937]			[2.040]	
*fri*dsp*							5.327***			
							(1.816)			
							[2.934]			
*fri_2*dsp*										1.949***
										(0.698)
										[2.794]
infr	0.004*	0.009***	0.007***	0.004***	0.004***	0.004***	0.004***	0.004***	0.004***	0.004***
	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
	[1.718]	[5.788]	[6.372]	[6.443]	[7.835]	[7.126]	[7.982]	[6.154]	[6.689]	[8.040]
subp	-23.651***	-10.085**	-13.468***	-11.151***	-10.656***	-10.053***	-7.810***	-12.226***	-11.011***	-9.749***
	(7.049)	(5.004)	(3.485)	(2.482)	(2.436)	(2.535)	(2.612)	(2.440)	(2.413)	(2.478)
	[-3.355]	[-2.016]	[-3.865]	[-4.492]	[-4.374]	[-3.965]	[-2.990]	[-5.011]	[-4.563]	[-3.935]
R^2	0.28	0.80	0.85	0.86	0.87	0.86	0.87	0.86	0.86	0.87
R^2 ajustado	0.25	0.79	0.83	0.84	0.85	0.84	0.86	0.84	0.84	0.86
estatísitca J	8.35	8.76	11.77	15.03	16.29	14.29	17.31	14.81	13.65	16.81
estatísitca J (p-valor)	0.50	0.27	0.30	0.89	0.84	0.89	0.79	0.90	0.91	0.82
Rank (número de instrumentos)	14	14	18	32	32	32	32	32	32	32

Nota: Erros padrão entre parênteses e estatística *t* entre colchetes.
Níveis de significância: *** denota 1%; ** denota 5%; e * denota 10%.

Por sua vez, o efeito causado pela expectativa de inflação, medida tanto pelo IPCA (*e_ipc*) como pelo IGP-M (*e_igp*), é negativo e possui significância estatística. Expectativas de inflação mais elevadas estão relacionadas com um ambiente macroeconômico instável e incerto, o que gera pessimismo para os empresários industriais. Este resultado corrobora os achados de Montes & Machado (2014b).

A variável *ir* apresentou coeficientes estimados negativos e significância estatística. Assim como encontrado em Montes & Bastos (2013) e Montes & Machado (2014b), uma elevação da taxa básica de juros (Selic) provoca formação de expectativas mais pessimistas dos empresários industriais em relação à situação atual e futura da economia e de seus negócios.

O efeito causado pela reputação fiscal, medida tanto pelo *fri* como pelo *fri_2*, é positivo. O índice de reputação fiscal apresentou os sinais esperados e significância estatística nas equações estimadas com o IPCA por MQO e MMG (Tabelas 1a e 1b) e nas equações estimadas com o IGPM por MMG (Tabela 2b). As evidências sugerem que a construção de reputação indica um comprometimento do governo em relação à sustentabilidade da dívida pública, o que impacta positivamente na formação das expectativas dos empresários industriais.

O efeito estimado da variável *dsp* é positivo e possui significância estatística. Assim, quando o governo cumpre ou supera as metas estabelecidas para o superávit primário, isso indica um comprometimento do governo com a política fiscal, o que auxilia na formação de expectativas mais otimistas por parte dos empresários industriais. Ademais, o efeito conjunto da reputação fiscal e dos desvios do superávit primário em relação à meta, medidos pelas variáveis $fri * dsp$ e $fri_2 * dsp$ é positivo e possui significância estatística. A construção de reputação aliada ao alcance das metas de superávit primário sinaliza aos empresários industriais que o governo está comprometido com a política fiscal e as contas públicas, levando, assim ao aumento da confiança dos empresários na economia e a formação de expectativas mais otimistas.

O efeito estimado da variável *infr* é positivo e possui significância estatística em todas as especificações. A evidência sugere que quando aumenta a infraestrutura (medida pela *proxy* consumo de energia na indústria), aumenta também a confiança e o otimismo dos empresários industriais em relação a economia. A variável *subp* apresentou coeficientes estimados negativos e com significância estatística em todas as especificações. A crise subprime afetou negativamente o desempenho econômico, a estabilidade macroeconômica e, consequentemente, a formação das expectativas dos empresários industriais.

De um modo geral, os resultados indicam que o comprometimento fiscal afeta positivamente as expectativas dos empresários industriais.[8]

3.3. Estimações para a produção industrial

A fim de estimar o mecanismo de transmissão do comprometimento fiscal por meio do canal de expectativas, isto é, a fim de verificar os impactos do comprometimento fiscal e de outras variáveis macroeconômicas sobre a produção industrial considerando a confiança dos empresários, as equações abaixo foram estimadas.[9] Novamente, a escolha das defasagens foi determinada pela metodologia "geral para o específico" (Hendry, 2001):

$$prod_t = \vartheta_0 + \vartheta_1 ici_{t-3} + \vartheta_2 gap_{t-2} + \vartheta_3 subp_t + \varepsilon_{21t}. \tag{21}$$

[8]De modo a dar robustez aos resultados encontrados, as mesmas estimações para o *business confidence index* (*bci*) foram também realizadas. O *business confidence index* é divulgado pela Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE). Este índice se baseia na avaliação dos empresários a respeito da produção, pedidos e estoques, além da situação atual e expectativas para o futuro imediato. A média de longo prazo deste índice é 100. Quanto maior o índice, quer dizer que os empresários estão mais otimistas e confiantes. As estimações para o *bci* revelam robustez quanto aos resultados encontrados para o *ici*, principalmente as que utilizam o principal índice de preços que serve como referência para o regime de metas para inflação — que é o IPCA.

[9]De modo a dar robustez aos resultados encontrados acerca do mecanismo de transmissão do comprometimento fiscal por meio da confiança do empresário, equações considerando o *bci* também foram estimadas. As estimações para o índice de produção industrial considerando o *bci* revelam robustez quanto aos resultados encontrados nas equações utilizando o *ici*.

$$prod_t = \kappa_0 + \kappa_1 ici_{t-3} + \kappa_2 gap_{t-2} + \kappa_3 cred_{t-3} + \kappa_4 subp_t + \varepsilon_{22t}. \quad (22)$$

$$prod_t = \chi_0 + \chi_1 ici_{t-3} + \chi_2 gap_{t-2} + \chi_3 cred_{t-3} + \chi_4 ir_r_{t-1} + \chi_5 tc_{t-4} + \chi_6 subp_t + \varepsilon_{23t}. \quad (23)$$

Antes de serem realizadas as estimações, os testes para detectar raiz unitária foram realizados (Tabela A-1, Apêndice). De acordo com os testes, as séries são I(1). Assim, foi testada a cointegração para os conjuntos de variáveis da equação (23) (a qual contempla todas as variáveis utilizadas na análise). A escolha da ordem de defasagens do VAR foi feita utilizando o critério de informação de Schwarz (SIC) (Tabela A-2, Apêndice). O teste de cointegração (Johansen, 1991) indica a rejeição da hipótese de não haver cointegração (Tabela A-4, Apêndice). Logo, é possível estimar as equações com as variáveis em nível sem que a regressão seja espúria. A Tabela 3 apresenta as estimações por MQO[10] e as estimações por MMG.[11]

Tabela 3. Estimações por MQO e MMG para o índice de produção industrial.

	MQO			MMG		
Regressores	(21)nw	(22)nw	(23)nw	(21)nw	(22)nw	(23)nw
c	5.219	3.985	13.138	-27.086	-0.574	0.111
	(18.618)	(14.333)	(11.273)	(23.323)	(25.226)	(16.480)
	[0.280]	[0.278]	[1.165]	[-1.161]	[-0.023]	[0.007]
ici (-3)	0.151***	0.218***	0.143***	0.147***	0.206***	0.097**
	(0.036)	(0.0182)	(0.031)	(0.040)	(0.031)	(0.043)
	[4.225]	[12.004]	[4.607]	[3.633]	[6.616]	[2.262]
gap (-2)	78.701***	60.716***	73.132***	112.109***	67.423**	93.555***
	(19.216)	(15.358)	(15.472)	(27.030)	(28.983)	(23.626)
	[4.096]	[3.954]	[4.727]	[4.148]	[2.326]	[3.960]
cred (-3)		0.286***	0.147**		0.269***	0.117*
		(0.029)	(0.069)		(0.043)	(0.063)
		[9.883]	[2.119]		[6.255]	[1.851]
ir_r (-1)			-0.480**			-0.564***
			(0.215)			(0.180)
			[-2.229]			[-3.133]
tc (-4)			-2.746**			-3.211***
			(1.085)			(1.108)
			[-2.532]			[-2.899]
subp	-9.596***	-8.408**	-7.932**	-17.646***	-15.860***	-9.528***
	(3.241)	(3.242)	(3.096)	(1.829)	(1.808)	(1.915)
	[-2.961]	[-2.593]	[-2.562]	[-9.649]	[-8.775]	[-4.975]
R^2	0.59	0.75	0.77	0.44	0.59	0.75
R^2 ajustado	0.58	0.74	0.75	0.42	0.57	0.73
estatística F	43.82	67.28	47.31			
P-valor (estatística F)	0.00	0.00	0.00			
Ramsey reset (1)	3.85	0.83	1.20			
Prob (Ramsey)	0.00	0.41	0.23			
Jarque Bera	20.32	261.24	308.89			
Prob(Jarque Bera)	0.00	0.00	0.00			
estatísitca J				11.36	7.02	8.89
estatísitca J (p-valor)				0.12	0.22	0.18
Rank (número de instrumentos)				11	10	13

Nota: "nw" indica matriz de correção de Newey-West e "w" indica matriz de correção de White.
Erros padrão entre parênteses e estatística t entre colchetes.
Níveis de significância: *** denota 1%; ** denota 5%; e * denota 10%.

[10] No que concerne à estimação por MQO, a estatística-F indica que a equação da regressão é significante, e o resultado do teste Ramsey RESET mostra que o modelo não apresenta problemas de especificação.

[11] Os testes de diagnóstico para as estimações por MQO estão na Tabela A-7 (Apêndice). Por sua vez, a Tabela A-10 apresenta os conjuntos de variáveis instrumentais utilizados nas estimações por MMG.

As estimações mostram que o efeito do *ici* sobre a produção industrial é positivo e possui significância estatística em todas as estimações. Desta maneira, assim como encontrado em Montes & Bastos (2013), quando os empresários estão otimistas, a produção industrial aumenta. Por sua vez, o efeito estimado da variável *gap* é positivo e apresentou significância estatística em todas as estimações. A evidência sugere que, quando a economia está aquecida, a produção industrial se eleva. As estimativas para o crédito, medido pela variável *cred*, apresentou coeficientes positivos e significância estatística em todas as estimações. Desta forma, os achados apontam que um maior acesso ao crédito estimula a produção industrial.

O efeito causado pela taxa de juros real é negativo e possui significância estatística. As evidências sugerem que uma taxa de juros real elevada implica em maiores custos para os empresários, o que desestimula a produção industrial. A variável *tc* apresentou coeficientes estimados negativos e significância estatística. Portanto, uma taxa de câmbio elevada gera um desestímulo à produção industrial.

A variável *subp* apresentou coeficientes estimados negativos e com significância estatística em todas as especificações. A crise *subprime* afetou negativamente a produção industrial.

4. CONCLUSÃO

O presente trabalho buscou contribuir para a literatura ao analisar a influência da reputação fiscal e do alcance das metas de superávit primário sobre a confiança dos empresários e, assim, responder se o comprometimento com as metas fiscais afeta a confiança dos empresários. A maioria dos estudos elaborados referente à adoção do RMI no Brasil se concentra na análise dos efeitos da política monetária sobre a economia e existem poucos trabalhos acerca dos efeitos da condução da política fiscal. Ao enfatizar os efeitos do comprometimento fiscal sobre a confiança dos empresários e desta sobre as decisões de produção, nossa análise destaca uma importante dimensão da política fiscal no RMI que os estudos existentes não haviam incorporado.

Os resultados sugerem que a reputação fiscal e o alcance das metas de superávit primário sinalizam aos empresários um maior comprometimento do governo com as contas públicas, o que promove um aumento do otimismo desses empresários em relação aos seus negócios e à economia, pois incertezas são reduzidas. Ademais, os achados apontam que as decisões de produção são afetadas pelo aquecimento da atividade econômica, pela taxa de juros real, pelo crédito, pela taxa de câmbio e pela confiança dos empresários.

Portanto, quando o banco central não está comprometido com a estabilidade dos preços (o que acaba acarretando taxa de inflação mais elevada e posteriormente taxa de juros mais elevada) e a condução da política fiscal é realizada de maneira irresponsável (implicando em elevação da dívida pública e não cumprimento das metas de superávit primário), incertezas são geradas e as expectativas e a confiança dos empresários se deterioram, acarretando em pior desempenho econômico. Porém, um comprometimento da autoridade monetária e da autoridade fiscal com os objetivos estabelecidos é capaz de impactar o desempenho econômico por meio das tomadas de decisões de produção, que são afetadas pelas expectativas e pela confiança dos empresários. Os resultados deste estudo permitem que *policymakers* sejam capazes de elaborar políticas econômicas mais eficientes no sentido de estimular as decisões de produção.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Amano, R., Coletti, D. & Macklem, T. (1999, April). *Monetary rules when economic behaviour changes* (Working Paper N° 99-8). Ottawa, Canada: Bank of Canada. Disponível em: http://www.bankofcanada.ca/wp-content/uploads/2010/05/wp99-8.pdf

Andersen, T. M. (1989). Credibility of policy announcements: The output and inflation costs of desinflationary policies. *European Economic Review*, *33*(1), 13–30.

Ball, L., & Sheridan, N. (2005). *Does inflation targeting matter? The inflation targeting debate*. University of Chicago Press.

Blackburn, K., & Christensen, M. (1989). Monetary policy and policy credibility: Theories and evidence. *Journal of Economic Literature*, *27*(1), 1–45.

Blanchard, O. J. (1985). Credibility, disinflation and gradualism. *Economic Letters*, *17*(3), 211–217.

Calvo, G. A., & Guidotti, P. (1990). Indexation and maturity of government bonds: An exploratory model. In R. Dornbusch & M. Draghi (Eds.), *Public debt management: Theory and history.* Cambridge University Press.

Carminati, J. G. O., & Fernandes, E. A. (2013). O impacto do investimento direto estrangeiro no crescimento da economia brasileira. *Planejamento e Políticas Públicas*, *41*, 141–172.

Christiano, L. J., & Fitzgerald, T. J. (2000). Understanding the fiscal theory of the price level. *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Review*, *36*(2), 1—37.

Ftiti, Z. (2010). The macroeconomic performance of the inflation targeting policy: An approach based on the evolutionary co-spectral analysis (extension for the case of a multivariate process). *Economic Modelling*, *27*(1), 468–476.

Giavazzi, F., & Missale, A. (2004, March). *Public debt management in Brazil* (Working Paper Nº 10394). National Bureau of Economic Research (NBER). doi: 10.3386/w10394

Giavazzi, F., & Pagano, M. (1990). Indexation and maturity of government bonds. In R. Dornbusch & M. Draghi (Eds.), *Public debt management: Theory and history.* Cambridge University Press.

Gonçalves, C. E. S., & Salles, J. M. (2008). Inflation targeting in emerging economies: What do the data say? *Journal of Development Economics*, *85*(1-2), 312–318.

Hansen, L. P. (1982). Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica*, *50*(4), 1029–1054.

Hendry, D. F. (2001). Achievements and challenges in econometric methodology. *Journal of Econometrics*, *100*(1), 7–10.

Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, *59*(6), 1551–1580.

Konstantinou, P., & Tagkalakis, A. (2011). Boosting confidence: Is there a role for fiscal policy? *Economic Modelling*, *28*(4), 1629–1641.

Kydland, F. E., & Prescott, E. C. (1977). Rules rather discretion: The inconsistency of optimal plans. *Journal of Political Economy*, *85*(3), 473–392.

Lin, S., & Ye, H. (2009). Does inflation targeting make a difference in developing countries? *Journal of Development Economics*, *89*(1), 118–123.

Mendonça, H. F. d. (2007a). Empirical evidence from fourteen countries with explicit inflation targeting. *Applied Economics Letters*, *14*(8), 573–576.

Mendonça, H. F. d. (2007b). Towards credibility from inflation targeting: The Brazilian experience. *Applied Economics*, *30*(19-21), 2599–2615.

Mendonça, H. F. d. (2009a). Brazil: How macroeconomic variables affect consumer confidence. *Cepal Review*, *99*, 81–94.

Mendonça, H. F. d. (2009b). Output-inflation and unemployment-inflation trade-offs under inflation targeting: Evidence from Brazil. *Journal of Economic Studies*, *36*(1), 66–82.

Mendonça, H. F. d., & Machado, M. R. (2013). Public debt management and credibility: Evidence from an emerging economy. *Economic Modelling*, *30*(1), 10–21.

Mendonça, H. F. d., & Nunes, M. P. D. (2011). Public debt and risk premium: An analysis from an emerging economy. *Journal of Economic Studies*, *38*(2), 203–217.

Mendonça, H. F. d., & Pires, M. C. C. (2007). A interdependência fiscal-monetária: Uma análise da importância da suavização da taxa de juros e do gerenciamento da dívida pública sobre o equilíbrio fiscal. *Cadernos de Finanças Públicas (ESAF)*, *8*, 101–122.

Mendonça, H. F. d., & Silva, R. T. (2008). Administração da dívida pública sob um regime de metas para inflação: Evidências para o caso brasileiro. *Economia Aplicada*, *12*(4), 635–657.

Mendonça, H. F. d., & Souza, G. J. G. (2009). Inflation targeting credibility and reputation: The consequences for the interest rate. *Economic Modelling*, *26*(6), 1228–1238.

Mendonça, H. F. d., & Souza, G. J. G. (2012). Is inflation targeting a good remedy to control inflation? *Journal of Development Economics*, *98*(2), 178–191.

Mendonça, H. F. d., & Tostes, F. S. (2015). The effect of monetary and fiscal credibility on exchange rate pass-through in an emerging economy. *Open Economies Revie*, *26*(4), 787–816.

Mendonça, H. F. d., & Vivian, V. S. (2008). Public-debt management: The Brazilian experience. *Cepal Review*, *94*, 145–162.

Mendonça, H. F. d., & Vivian, V. S. (2010). Gestão de dívida pública: A experiência do Brasil. *Revista Cepal*, *Special issue in Portuguese*, 245–264.

Mishkin, F. S. (2007). *Monetary policy strategy*. The MIT Press.

Missale, A., Giavazzi, F. & Benigno, P. (2002). How is debt managed? Learning from fiscal stabilization. *The Scandinavian Journal of Economics*, *104*(3), 443–469.

Montes, G. C. (2013). Credibility and monetary transmission channels under inflation targeting: An econometric analysis from a developing country. *Economic Modelling*, *30*(C), 670–684.

Montes, G. C., & Acar, T. (2015). Determinants of fiscal credibility and country risk in Brazil: An empirical analysis. *The Empirical Economics Letters*, *14*(4), 38–43.

Montes, G. C., & Assumpção, A. C. J. (2015). Uma nota sobre o papel da credibilidade da política monetária e fiscal: Evidências para o Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, *68*(4), 497–515.

Montes, G. C., & Bastos, J. C. A. (2013). Economic policies, macroeconomic environment and entrepreneurs' expectations: Evidence from Brazil. *Journal of Economic Studies*, *40*(3), 334–354.

Montes, G. C., & Bastos, J. C. A. (2014). Effects of reputation and credibility on monetary policy: Theory and evidence for Brazil. *Journal of Economic Studies*, *41*(3), 287–404.

Montes, G. C., & Machado, C. C. (2013). Credibility and the credit channel transmission of monetary policy: Theoretical model and econometric analysis for Brazil. *Journal of Economic Studies*, *40*(4), 469–492.

Montes, G. C., & Machado, C. C. (2014a). Efeitos da credibilidade e da reputação sobre a taxa Selic e a transmissão da política monetária para o investimento agregado pelo canal dos preços dos ativos. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, *44*(2), 241–287.

Montes, G. C., & Machado, C. C. (2014b). Expectativas empresariais, investimento agregado e emprego: Uma análise considerando os efeitos das credibilidades monetária e fiscal no Brasil. *Economia Aplicada*, *18*(3), 515–542.

Montes, G. C., & Tiberto, B. P. (2015). Gestão da dívida pública, reputação fiscal e risco-país: Evidências empíricas para o Brasil. *Planejamento e Políticas Públicas*, *44*, 343–373.

Neumann, M. J. M., & von Hagen, J. (2002). Does inflation targeting matter? *Federal Reserve Bank of St Louis Review*, *84*(4), 127–148.

Pires, M. C. C. (2006). Credibilidade na política fiscal: Uma análise preliminar para o Brasil. *Economia Aplicada*, *10*(3), 367–375.

APÊNDICE.

Tabela A-1. Testes de Raiz Unitária (ADF, PP e KPSS).

	ADF				PP				KPSS			
Séries	**Lag**	**I/T**	**Teste**	**1%**	**Band**	**I/T**	**Teste**	**1%**	**Band**	**I/T**	**Teste**	**10%**
ici	2	I	-1.994	-3.501	2		-0.605	-2.589	6	I/T	0.099	0.119
d_ici	1		-6.385	-2.590	11		-3.990	-2.590				
infr	12	I/T	-3.261	-4.071	4	I	-3.330	-3.500	6	I/T	0.086	0.119
d_infr	12		-2.445	-2.593	14		-7.730	-2.590				
d_d_infr	10		-10.839	-2.593								
cred	0	I	-1.948	-3.500	3	I	-1.955	-3.500	7	I/T	0.205	0.119
d_cred	0	I/T	-9.703	-4.058	3	I/T	-9.703	-4.058	4	I	0.302	0.347
dsp	0	I/T	-10.138	-4.056	5	I/T	-10.114	-4.056	5	I/T	0.143	0.119
d_dsp									5	I	0.133	0.347
tc	0		0.517	-2.589	4		0.345	-2.589	7	I/T	0.222	0.119
d_tc	0		-8.236	-2.590	3		-8.340	-2.590	4	I	0.233	0.347
e_igp	1	I/T	-3.662	-4.058	6	I	-2.757	-3.500	6	I/T	0.054	0.119
d_e_igp	1		-8.286	-2.590	15		-9.107	-2.590				
e_ipc	1	I/T	-3.338	-4.058	3	I/T	-2.993	-4.056	6	I/T	0.045	0.119
d_e_ipc	0		-8.043	-2.590	11		-7.905	-2.590				
fri	0		-1.416	-2.589	4		-1.543	-2.589	7	I	0.145	0.347
d_fri	0		-9.000	-2.590	4		-9.063	-2.590				
fri_2	0		-1.100	-2.589	5		-0.991	-2.589	7	I	0.134	0.347
d_fri_2	0		-7.835	-2.590	5		-8.059	-2.590				
gap	3	I	-3.271	-3.502	7	I	-4.639	-3.500	7	I	0.071	0.347
d_gap	2		-4.974	-2.590								
igp	1	I	-2.969	-3.501	6		-1.188	-2.589	7	I	0.053	0.347
d_igp	0		-4.622	-2.590	3		-4.535	-2.590				
ipc	1	I	-2.877	-3.501	5	I	-2.317	-3.500	7	I/T	0.078	0.216
d_ipc	0		-5.424	-2.590	2		-5.410	-2.590				
ir_r	1	I	-2.126	-3.501	6		-1.377	-2.589	7	I/T	0.083	0.119
d_ir_r	0		-4.972	-2.590	0		-4.972	-2.590				
prod	0	I	-2.513	-3.500	3	I	-2.713	-3.500	6	I/T	0.085	0.119
d_prod	0		-9.983	-2.590	3		-9.989	-2.590				
ir	1	I	-3.017	-3.501	6		-0.596	-2.596	7	I/T	0.079	0.119
d_ir	0		-2.835	-2.590	5		-3.055	-2.590				
ye	1	I/T	-2.863	-4.058	2	I/T	-4.465	-4.056	6	I/T	0.275	0.119
d_ye	0		-16.413	-2.590					69	I	0.414	0.347

Nota: ADF: a escolha final de defasagem (lag) foi feita com base no critério de Schwarz. PP e KPSS: a defasagem é o lag truncation escolhido para o Bartlett kernel.

Tabela A-2. Ordem de defasagem do VAR – equações (6), (9), (16), (19) e (23).

Lag	Eq. (6)	
	com constante	sem constante
	SIC	SIC
0	28.14382	
1	17.51093*	17.97702*
2	19.13058	19.07084
3	21.03763	20.96442
4	23.05638	23.00672
5	24.83946	24.88190
6	26.47070	26.44766
7	26.34326	26.39181
8	25.27065	26.26088

Lag	Eq. (9)	
	com constante	sem constante
	SIC	SIC
0	27.42405	
1	16.54945*	17.02631*
2	18.04461	18.02459
3	19.97314	19.92967
4	22.05481	22.07378
5	24.13690	24.21794
6	25.84996	25.83701
7	25.45552	25.52521
8	24.85941	25.52107

Lag	Eq. (16)	
	com constante	sem constante
	SIC	SIC
0	32.12224	
1	21.35414*	21.80871*
2	22.50333	22.56088
3	24.67868	24.66792
4	27.01558	26.95678
5	28.24885	28.36961
6	29.76120	30.00948
7	29.45583	29.82812
8	27.71495	28.82124

Lag	Eq. (19)	
	com constante	sem constante
	SIC	SIC
0	31.23120	
1	20.24736*	20.68901*
2	21.25494	21.35203
3	23.42883	23.46176
4	25.82935	25.81841
5	27.21490	27.40473
6	28.53668	28.80966
7	28.28602	28.65933
8	26.84916	28.22894

Lag	Eq. (23)	
	com constante	sem constante
	SIC	SIC
0	13.62905	
1	2.787011*	3.221485*
2	3.847049	4.000833
3	4.596145	4.536637
4	5.883608	6.014799
5	7.433291	7.540883
6	8.752400	8.689643
7	9.906823	9.998405
8	10.69825	10.81699

Tabela A-3. *Testes de cointegração de Johansen – equações (6), (9), (16) e (19).*

Eq. (6)

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	4	5	5	5	5
Max-Eig	4	5	5	5	5
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	18.10048	18.10048	18.47391	18.47391	18.81032
1	17.51777	17.55126	17.87743	17.92483	18.21952
2	17.33046*	17.38320	17.66187	17.67668	17.92834
3	17.55162	17.39160	17.62272	17.67996	17.89848
4	17.94214	17.70604	17.89014	17.79432	17.96934
5	18.60616	18.14474	18.28134	18.19792	18.32833
6	19.33663	18.86025	18.94995	18.84931	18.93251
7	20.10096	19.64598	19.70997	19.65156	19.68746
8	20.92827	20.45827	20.48899	20.47027	20.46719
9	21.78350	21.34259	21.34259	21.31443	21.31443

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.762723	385.8544	179.5098	0.0000
At most 1 *	0.647646	247.7559	143.6691	0.0000
At most 2 *	0.469882	147.6165	111.7805	0.0000
At most 3 *	0.372052	86.68967	83.93712	0.0312
At most 4	0.174520	42.02101	60.06141	0.6143
At most 5	0.117811	23.60912	40.17493	0.7283
At most 6	0.087430	11.57566	24.27596	0.7397
At most 7	0.028100	2.792526	12.32090	0.8728
At most 8	0.000587	0.056324	4.129906	0.8457

Trace test indicates 4 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Eq. (16)

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	3	4	4	5	5
Max-Eig	4	5	5	5	5
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	21.87302	21.87302	22.28044	22.28044	22.62064
1	21.13511	21.11688	21.47752	21.52054	21.82126
2	20.98105*	21.00887	21.32248	21.34940	21.60259
3	21.15598	21.07011	21.33619	21.39525	21.61597
4	21.58908	21.30698	21.52627	21.54842	21.72264
5	22.25364	21.78804	21.96085	21.91589	22.04332
6	23.04395	22.52488	22.65184	22.62574	22.71234
7	23.85693	23.36716	23.45546	23.36761	23.42356
8	24.68448	24.22844	24.26988	24.22009	24.24309
9	25.53935	25.11652	25.11652	25.09485	25.09485

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.796832	387.4566	179.5098	0.0000
At most 1 *	0.635735	234.4595	143.6691	0.0000
At most 2 *	0.493831	137.5116	111.7805	0.0004
At most 3	0.344739	72.14667	83.93712	0.2623
At most 4	0.174073	31.56535	60.06141	0.9594
At most 5	0.063409	13.20540	40.17493	0.9977
At most 6	0.041934	6.916622	24.27596	0.9793
At most 7	0.027868	2.804141	12.32090	0.8715
At most 8	0.000945	0.090782	4.129906	0.8045

Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Eq. (9)

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	3	5	5	5	5
Max-Eig	4	5	5	5	5
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	17.05060	17.05060	17.41418	17.41418	17.73635
1	16.48636	16.50593	16.82208	16.86115	17.14419
2	16.32893*	16.37256	16.64162	16.69062	16.93086
3	16.54558	16.38220	16.60374	16.69641	16.90158
4	16.97867	16.69306	16.86793	16.81133	16.97264
5	17.63045	17.18030	17.30769	17.27840	17.39632
6	18.36856	17.88047	17.96039	17.92768	17.99862
7	19.13776	18.67128	18.72251	18.70449	18.73373
8	19.96091	19.48809	19.50912	19.52831	19.51319
9	20.81405	20.36143	20.36143	20.36818	20.36818

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.758299	378.1334	179.5098	0.0000
At most 1 *	0.636962	241.8083	143.6691	0.0000
At most 2 *	0.472267	144.5366	111.7805	0.0001
At most 3	0.344739	83.17673	83.93712	0.0567
At most 4	0.184569	42.59546	60.06141	0.5868
At most 5	0.111045	23.00782	40.17493	0.7612
At most 6	0.082967	11.70777	24.27596	0.7291
At most 7	0.032139	3.393005	12.32090	0.7963
At most 8	0.002673	0.256997	4.129906	0.6718

Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Eq. (19)

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	3	4	4	5	5
Max-Eig	4	5	5	5	5
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	20.77782	20.77782	21.17630	21.17630	21.50513
1	19.97100	19.94318	20.29485	20.33821	20.62994
2	19.82900*	19.84798	20.15353	20.21955	20.46385
3	19.99975	19.93220	20.19022	20.28114	20.49197
4	20.45881	20.16340	20.37525	20.43393	20.59810
5	21.12652	20.67006	20.83629	20.87101	20.98942
6	21.90863	21.40779	21.52742	21.55474	21.64685
7	22.71890	22.24577	22.32553	22.29342	22.35096
8	23.55915	23.10675	23.14026	23.14482	23.16965
9	24.41133	23.99606	23.99606	24.02429	24.02429

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.810362	390.6074	179.5098	0.0000
At most 1 *	0.631315	230.9939	143.6691	0.0000
At most 2 *	0.495943	135.2040	111.7805	0.0007
At most 3	0.327503	69.43767	83.93712	0.3496
At most 4	0.171473	31.34898	60.06141	0.9623
At most 5	0.071050	13.29086	40.17493	0.9975
At most 6	0.044529	6.215596	24.27596	0.9897
At most 7	0.015445	1.842686	12.32090	0.9617
At most 8	0.003623	0.348418	4.129906	0.6178

Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Tabela A-4. Teste de cointegração de Johansen – equação (23).

E. (23)					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	3	3	3	3	4
Max-Eig	2	3	3	3	3
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
	Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)				
0	2.994580	2.994580	3.145829	3.145829	3.385212
1	2.436353	2.445043	2.551395	2.597244	2.827909
2	2.573940	2.201755*	2.264384	2.345732	2.528881
3	2.924011	2.463373	2.523790	2.594649	2.730862
4	3.405800	2.906322	2.919934	3.000299	3.089742
5	3.966077	3.436258	3.511972	3.484282	3.526806
6	4.576513	4.088308	4.122893	4.124732	4.137587
7	5.231292	4.761043	4.761043	4.784231	4.784231

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.717115	309.6761	134.6780	0.0000
At most 1 *	0.615752	188.4553	103.8473	0.0000
At most 2 *	0.363366	96.63444	76.97277	0.0008
At most 3	0.236797	53.28461	54.07904	0.0588
At most 4	0.167435	27.34245	35.19275	0.2719
At most 5	0.059298	9.751087	20.26184	0.6643
At most 6	0.039638	3.882670	9.164546	0.4299

Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Tabela A-5. Testes de diagnóstico – equações (1) a (10).

TESTES	(1)nw	(2)nw	(3)nw	(4)nw	(5)nw	(6)nw	(7)	(8)nw	(9)nw	(10)nw
Durbin-Watson (DW)	0.528294	1.446237	1.595795	1.442075	1.547982	1.386832	1.661013	1.473155	1.429293	1.576557
Teste LM (1)	114.8337	7.735840	4.131757	8.654433	5.225320	10.79306	3.028438	7.497013	9.124454	4.610943
Prob LM (1)	0.0000	0.0067	0.0453	0.0042	0.0248	0.0015	0.0856	0.0076	0.0034	0.0347
Teste LM (2)	56.83169	3.826911	2.444545	5.546076	3.239537	7.086990	1.956057	4.318187	5.400559	2.923509
Prob LM (2)	0.0000	0.0256	0.0931	0.0055	0.0443	0.0015	0.1480	0.0165	0.0063	0.0594
Teste ARCH (1)	25.50223	4.932279	7.406538	5.829957	0.633685	1.135741	0.102524	5.687977	0.911639	0.276670
Prob ARCH (1)	0.0000	0.0288	0.0078	0.0178	0.4281	0.2894	0.7496	0.0192	0.3423	0.6002
Teste ARCH (2)	17.33813	7.126863	9.033315	11.14121	6.653584	9.841368	5.015470	9.635589	7.905880	6.110309
Prob ARCH (2)	0.0000	0.0013	0.0003	0.0000	0.0020	0.0001	0.0087	0.0002	0.0007	0.0033

Tabela A-6. Testes de diagnóstico – equações (11) a (20).

TESTES	(11)nw	(12)nw	(13)nw	(14)w	(15)nw	(16)	(17)	(18)w	(19)nw	(20)
Durbin-Watson	0.340738	1.455253	1.596586	1.616917	1.529535	1.610023	1.625127	1.564444	1.535304	1.549198
Teste LM (1)	217.9061	7.628594	3.336764	3.158531	4.700660	3.356451	2.769467	4.301297	5.040928	4.218406
Prob LM (1)	0.0000	0.0070	0.0713	0.0792	0.0330	0.0706	0.0999	0.0412	0.0275	0.0432
Teste LM (2)	111.2180	4.493360	1.697001	1.635087	2.391231	1.719688	1.409592	2.281084	2.649436	2.145097
Prob LM (2)	0.0000	0.0140	0.1896	0.2013	0.0979	0.1857	0.2502	0.1087	0.0769	0.1237
Teste ARCH (1)	121.5181	2.622189	9.074605	8.911521	3.032232	1.954876	1.375783	9.411736	2.929560	2.292711
Prob ARCH (1)	0.0000	0.1088	0.0034	0.0037	0.0851	0.1655	0.2440	0.0029	0.0905	0.1335
Teste ARCH (2)	69.66104	8.564111	5.619183	5.478769	1.615201	0.918745	0.819453	5.972318	1.539194	1.138280
Prob ARCH (2)	0.0000	0.0004	0.0051	0.0057	0.2048	0.4029	0.4440	0.0037	0.2203	0.3251

Tabela A-7. Testes de diagnóstico – equações (21) a (23).

TESTES	(21)nw	(22)nw	(23)nw
Durbin-Watson	0.860942	1.272046	1.395509
Teste LM (1)	43.33973	14.63029	9.655970
Prob LM (1)	0.0000	0.0002	0.0026
Teste LM (2)	23.03454	7.629104	5.079678
Prob LM (2)	0.0000	0.0009	0.0083
Teste ARCH (1)	1.949192	1.942578	1.179357
Prob ARCH (1)	0.1661	0.1667	0.2804
Teste ARCH (2)	7.839503	4.059511	4.141732
Prob ARCH (2)	0.0007	0.0206	0.0191

Tabela A-8. Variáveis instrumentais referentes às estimações MMG da Tabela 1b.

(1)	ici(-1 to -3), gap_ibc(-3), infl_ipca(-4 to -6), expect_infl_ipca(-1 to -3), selic(-4 to -5), ir_real(0 to -1)
(2)	ici(-1 to -3), gap_ibc(-3 to -4), infl_ipca(-4 to -6), expect_infl_ipca(-2 to -3), selic(-4 to -6), ir_real(0 to -1)
(3)	ici(-1 to -3), gap_ibc(-3 to -4), infl_ipca(-4 to -6), expect_infl_ipca(-2 to -3), selic(-6 to -8), ir_real(0 to -1)
(4)	ici(-1), infl_ipca(-4 to -12), ye(-2), desv_sup(-1 to -8), expect_infl_ipca(-2 to -10), selic(-6), ir_real(0 to -1)
(5)	ici(-1), infl_ipca(-4 to -12), ye(-2), desv_sup(-1 to -8), expect_infl_ipca(-2 to -10), selic(-6), ir_real(0 to -1)
(6)	ici(-1), infl_ipca(-4 to -12), ye(-2), desv_sup(-1 to -8), expect_infl_ipca(-2 to -10), selic(-6), ir_real(0 to -1)
(7)	ici(-1), infl_ipca(-4 to -12), ye(-2), desv_sup(-1 to -8), expect_infl_ipca(-2 to -10), selic(-6), ir_real(0 to -1)
(8)	ici(-1), infl_ipca(-4 to -12), ye(-2), desv_sup(-1 to -7), expect_infl_ipca(-2 to -10), selic(-6), ir_real(0 to -1)
(9)	ici(-1), infl_ipca(-4 to -12), ye(-2), desv_sup(-1 to -7), expect_infl_ipca(-2 to -10), selic(-6), ir_real(0 to -1)
(10)	ici(-1), infl_ipca(-4 to -12), ye(-2), desv_sup(-1 to -7), expect_infl_ipca(-2 to -10), selic(-6), ir_real(0 to -1)

Tabela A-9. Variáveis instrumentais referentes às estimações MMG da Tabela 2b.

(11)	ici(-1), gap_ibc(-3), infl_igpm(-4), selic(-6 to -8), expect_infl_igpm(-2 to -8)
(12)	ici(-1), gap_ibc(-3), infl_igpm(-4), selic(-6 to -8), expect_infl_igpm(-2 to -8)
(13)	ici(-1 to -3), gap_ibc(-3), infl_igpm(-4 to -5), selic(-6 to -7), expect_infl_igpm(-2 to -8)
(14)	ici(-1), infl_igpm(-4 to -12), ye(-2), desv_sup(-1 to -8), selic(-6), expect_infl_igpm(-2 to -10), ir_real(0 to -1)
(15)	ici(-1), infl_igpm(-4 to -12), ye(-2), desv_sup(-1 to -8), selic(-6), expect_infl_igpm(-2 to -10), ir_real(0 to -1)
(16)	ici(-1), infl_igpm(-4 to -12), ye(-2), desv_sup(-1 to -8), selic(-6), expect_infl_igpm(-2 to -10), ir_real(0 to -1)
(17)	ici(-1), infl_igpm(-4 to -12), ye(-2), desv_sup(-1 to -8), selic(-6), expect_infl_igpm(-2 to -10), ir_real(0 to -1)
(18)	ici(-1), infl_igpm(-4 to -12), ye(-2), desv_sup(-1 to -8), selic(-6), expect_infl_igpm(-2 to -10), ir_real(0 to -1)
(19)	ici(-1), infl_igpm(-4 to -12), ye(-2), desv_sup(-1 to -8), selic(-6), expect_infl_igpm(-2 to -10), ir_real(0 to -1)
(20)	ici(-1), infl_igpm(-4 to -12), ye(-2), desv_sup(-1 to -8), selic(-6), expect_infl_igpm(-2 to -10), ir_real(0 to -1)

Tabela A-10. Variáveis instrumentais referentes às estimações MMG da Tabela 3.

(21)	prod_ind_des(-1 to -3), ici(-4 to -6), gap_ibc(-3 to -6)
(22)	prod_ind_des(-1 to -2), ici(-4 to -5), gap_ibc(-3 to -5), credit(-4 to -5)
(23)	prod_ind_des(-1), ici(-4 to -5), gap_ibc(-3 to -5), credit(-4), ir_real(-2 to -4), exch(-5 to -6)

r b e

ISSN 0034-7140
DOI 10.5935/0034-7140.20160012
Revista Brasileira de Economia, **70**(2), 245–267

Eficiência Adaptativa nos Mercados Futuros Agropecuários Brasileiros*

Marcos Aurelio Rodrigues†
João Gomes Martines Filho‡

Sumário: **1. Introdução; 2. Eficiência dos mercados; 3. Metodologia; 4. A hipótese adaptativa dos mercados agropecuários brasileiros; 5. Considerações finais.**

Palavras-chave: **Razão de Variância, Eficiência de Mercado, Commodities.**

Códigos JEL: **G14, Q14.**

Objetivou-se neste estudo analisar a eficiência dos mercados futuros agropecuários brasileiros, sob a hipótese adaptativa de mercado. Utilizando propostas recentes à não linearidade e razão de variância, encontrou-se que as elevadas rejeições à hipótese de diferença martingal se encontram nos mercados em que as intervenções governamentais se fazem presentes: milho e etanol. Nos mercados de café, boi gordo e soja ocorreram menores rejeições à hipótese martingal e, portanto, houve maior eficiência informacional. Essas evidências — consistentes com a hipótese adaptativa dos mercados — justificam operações de *hedge* dinâmicas, bem como a gerência de carteiras de investimentos de forma ativa.

This study aims to analyze the degree of efficiency of Brazilian agricultural future markets, under the adaptive market hypothesis. Through recent developments for Nonlinearity and Variance Ratio tests, it has been shown that the rejections to the martingale difference hypothesis at high levels are found in markets that governmental intervention is recurrent—i.e., corn and ethanol. Concerning coffee, live cattle, and soybeans markets, weaker rejections to the martingale hypothesis indicate a higher level of informational efficiency in these three markets when compared to both corn and ethanol future markets. These evidences—consistent with the adaptive market hypothesis—justify dynamic hedge operations, as well as an active management of investment portfolios in such markets.

*Os autores agradecem aos comentários e sugestões do editor, do parecerista anônimo, assim como de Alexandre Florindo Alves, Daniel Henrique Dario Capitani, José Cesar Cruz Júnior, Juan Carlos Escanciano e Paulo Fernando Cidade de Araújo.

†Tribunal de Justiça do Estado do Paraná (TJPR). Email: rodriguesmarcosaurelio@gmail.com.

‡Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" (ESALQ), Universidade de São Paulo (USP). Av. Pádua Dias, 11, Piracicaba, SP, Brasil. CEP 13418-900.

1. INTRODUÇÃO

As políticas de preços agropecuários no Brasil foram historicamente marcadas por intervenções nos mercados. Até a década de 1980, o uso de instrumentos que minimizam as flutuações de preços recebidos pelos produtores rurais, aliado às intervenções diretas nos mercados agropecuários, dificultavam o desenvolvimento dos derivativos agropecuários brasileiros. Diante das crises fiscais do Governo Federal, foram tomadas medidas de redução de gastos públicos e houve menor intervenção nesses mercados, o que propiciou um ambiente favorável para que os derivativos agropecuários pudessem desenvolver-se.

A evolução dos mercados futuros agropecuários foi acompanhada pela criação de novos contratos e modificações contratuais depois de seu lançamento, desde a criação Bolsa Mercantil & de Futuros (BM&F) — em 1986, até a sua atual e recente denominação — Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros (BM&FBOVESPA). Teve início com contrato futuro de café e posterior lançamento de alguns contratos, dentre eles: de boi gordo, milho, soja e etanol. Diversas modificações contratuais foram executadas pela Bolsa brasileira com o intuito de melhorar o funcionamento desses mercados: adequar-se às demandas dos agentes, aumentar a visibilidade dos contratos e, por conseguinte, a eficiência dos mesmos.

Um mercado no qual os preços sempre refletem integralmente as informações disponíveis é considerado eficiente; em particular, sob a hipótese fraca[1] de eficiência, os preços dos ativos refletem toda informação contida nos preços históricos dos mercados (Fama, 1970). A eficiência de mercado não é uma condição "tudo ou nada", mas uma característica que varia continuamente no tempo e entre mercados (Lo, 2005).

De acordo com Timmermann & Granger (2004), apesar de o comportamento dos participantes dos mercados propiciar retornos condizentes com a hipótese de eficiência, é necessário considerar, detectar e utilizar quaisquer previsibilidades temporárias, que podem aparecer e/ou desaparecer rapidamente. Devido às características levantadas por Lo (2004), essas oportunidades podem desaparecer depois de exploradas ou novas oportunidades serem criadas nos mercados. No que se refere à eficiência adaptativa dos mercados, estudados por Lo (2004), as características suscetíveis a mudanças são: nas condições de mercado, nas instituições, nas tecnologias de informação e/ou nas preferências dos participantes. Note que essas mudanças costumam ocorrer nos mercados brasileiros de commodities agropecuárias. Com base nesses argumentos, novas percepções podem ser obtidas sobre a eficiência dos mercados, pois é razoável esperar que a eficiência de mercado também evolua com o tempo.

O objetivo geral deste estudo é analisar a eficiência dos mercados futuros agropecuários no Brasil, sob a hipótese adaptativa dos mesmos. De modo especifico, pretende-se verificar se os retornos diários dos contratos futuros obedecem a uma sequência de diferenças martingal. Esta pesquisa se diferencia em relação à literatura sobre a eficiência dos mercados agropecuários por utilizar propostas mais recentes — relacionadas à não linearidade e razão de variância, bem como por investigar a eficiência adaptativa dos mercados.

Esta pesquisa tem a seguinte estrutura, além desta introdução: na segunda parte, discussão teórica e evidências empíricas sobre a hipótese adaptativa de mercado, bem como suas implicações; na terceira parte, descrição da metodologia utilizada para o teste de sequência de diferenças martingal; na quarta parte, análise dos resultados obtidos; e, finalmente, as considerações finais.

2. EFICIÊNCIA DOS MERCADOS

Segundo Lo (2012), a hipótese de eficiência de mercado serve como boa aproximação da realidade sob condições econômicas estáveis, estacionárias e previsíveis. No entanto, ele ressalta que em ambientes mais dinâmicos e estocásticos, essa hipótese se torna menos plausível. O arcabouço sugerido em Lo (2004) e Lo (2005), denominado de hipótese adaptativa de mercado, proporciona consistência sob conjunturas econômicas de incerteza e turbulência, e pode ser visto como uma nova versão da hipótese de eficiência de mercado.

[1] As demais hipóteses podem ser vistas em Fama (1970).

A hipótese adaptativa de mercado deriva de princípios evolucionários e seus componentes consistem das seguintes ideias: a) os indivíduos agem por interesse próprio; b) os indivíduos cometem erros; c) os indivíduos aprendem e adaptam-se; d) a concorrência gera adaptação e inovação; e) a seleção natural forma o mercado; e f) a evolução determina as dinâmicas dos mercados (Lo, 2004, 2005).

Exemplificando o ciclo evolutivo do mercado, Lo (2005) destaca que as oportunidades de lucro assemelham-se às disponibilidades de recursos naturais — quanto mais recursos, menos feroz a concorrência. Com aumento na concorrência, seja pela diminuição das oportunidades ou pelo aumento dos agentes, as oportunidades se esgotam, o que, eventualmente, levaria ao declínio da população, diminuindo o nível de concorrência e se inicia o ciclo novamente. Mas, conforme o autor, esse ciclo pode convergir para situações de canto, ocorrendo a eliminação de certos agentes. Portanto, essa hipótese implica que a eficiência dos mercados agropecuários depende de suas características evolutivas e da adaptabilidade de seus participantes às constantes mudanças inerentes a esses mercados.

Assim, inferências sobre a eficiência dos mercados agropecuários possuem importantes implicações para comercialização, transmissão de informações, políticas governamentais, *hedge* e especulação. Em relação à comercialização, segundo Garcia, Hudson & Waller (1988), produtores e empresas utilizam informações geradas nos mercados futuros em suas decisões de produção, comercialização e estocagem. Entretanto, os agentes do agronegócio podem tomar decisões errôneas, sujeitas a informações incompletas contidas nos preços passados, se os mercados não forem eficientes. Se os preços nesses mercados futuros não refletirem as expectativas de oferta e demanda dos mercados à vista, podem resultar em alocação ineficiente de recursos e, por conseguinte, numa possível redução do excedente econômico (Garcia et al., 1988).

A transmissão de informações dos preços, à vista e futuros, para os agentes do agronegócio, decorre da visão desses agentes sobre os preços dos contratos futuros e prevalecentes no mercado à vista. Essa atribuição de sinalização, formação e descoberta de preços é considerada adequada se refletir rapidamente todas as informações recebidas pelos seus participantes. Então, quando o mercado é eficiente, possibilita eficiência alocativa, redução de imprecisão nas decisões dos agentes e dos custos das informações (Arbex & Carvalho, 1999; Garcia, Leuthold & Egelkraut, 2008). Assim sendo, as informações contidas nos preços são preponderantes para o funcionamento adequado dos mercados agropecuários no Brasil.

Segundo Sabuhoro & Larue (1997), reduções nos gastos governamentais em políticas de subvenção propiciam aos agentes considerar a gestão de risco de preços em mercados futuros. Os mercados de commodities no Brasil passaram por medidas de redução de gastos públicos na agropecuária e redução do grau de intervenção governamental. Essas medidas implicaram redução de subsídios, a exemplo das atuais políticas de garantia de preços mínimos. Na década de 1990, o Estado iniciou um amplo processo de desregulamentação da economia, e, em particular, em várias atividades vinculadas à agropecuária. A falta de recursos orçamentários, durante essa década e dos anos 2000, levou à redução da efetividade das políticas de preços do Governo Federal (Bacha, 2012). No entanto, os agentes podem ser relutantes ao uso dos mercados de derivativos como alternativa às políticas governamentais, pois em mercados não eficientes há custos de transação adicionais ao hedge (Sabuhoro & Larue, 1997).

As commodities negociadas na BM&FBOVESPA apresentam grande volatilidade dos preços subjacentes à vista, o que justifica o uso de contratos futuros para hedge. Capitani, Mattos & Martines (2012) apontaram para desvio padrão superior no mercado de café arábica seguido por boi gordo, enquanto os Valores em Risco (VaR) de todas as commodities agropecuárias negociadas nessa Bolsa possuem comportamentos semelhantes entre si. Segundo Marques, Mello & Martines (2008) e Alves, Duarte & Lima (2008), diante da exposição ao risco, os agentes montam operações de hedge com derivativos que lhes permitem a efetiva administração de risco de preços na BM&FBOVESPA, desde que o mercado seja eficiente, tornando as relações de mercado mais estáveis. Ao se falar que o mercado se tornou eficiente ou melhorou sua eficiência, afirma-se que melhorou a possibilidade de todos os participantes fazerem um hedge adequado às suas necessidades (Frick & Campos, 1996).

Segundo Chen, Lee & Shrestha (2003), uma das estratégias de hedge mais utilizadas se baseia na minimização da variância do portfólio "hedgeado" sob o arcabouço de média variância, na qual a solução

é a razão ótima de hedge. Como apontado no *survey* de Chen et al. (2003) e demonstrado em Kroner & Sultan (1993), essa razão de hedge só será ótima se os preços futuros seguirem um processo martingal. Uma vez que, segundo Samuelson (1965) e Fama (1970), os preços em mercados eficientes devem seguir um processo martingal, essa estratégia de hedge ótima depende da hipótese de eficiência de mercado.

Além dos agentes que fazem hedge de suas posições em risco nos mercados futuros agropecuários negociados na BM&FBOVESPA, especuladores, administradoras de fundos de investimentos e de pensão têm sido atraídos devido às possibilidades de ganhos nesses mercados (Marques et al., 2008). Para esses autores, os especuladores dos mercados de derivativos agropecuários fazem uso intensivo de informações contidas nos preços passados e geralmente utilizam a análise técnica (grafista) para tomar decisões. Mas, conforme ressaltam Torres, Bonomo & Fernandes (2002), em mercados eficientes, estratégias de *trading* baseadas em informações passadas não gerariam lucros extraordinários. Uma possível confirmação da hipótese martingal nesses mercados implicaria que técnicas de análise gráfica e os modelos econométricos de previsão de preços de ativos consistiriam em esforço inútil na busca de lucros extraordinários. Essas implicações são consequências da eficiência da forma fraca do mercado (Torres et al., 2002).

2.1. Síntese da literatura empírica

A literatura empírica pode ser categorizada segundo a metodologia utilizada para analisar a hipótese de eficiência de mercado. De acordo com Escanciano & Lobato (2009b), essa hipótese, nas análises dos mercados, comumente se referencia às hipóteses de sequência de diferenças martingal (sob não predicabilidade linear ou não linear dos retornos passados) e de passeio aleatório (sob não predicabilidade linear dos retornos passados). Segundo Charles & Darné (2009), essas hipóteses oferecem o arcabouço testável quanto à eficiência fraca de mercado proposta por Fama (1970) e, consequentemente, à não predicabilidade dos mercados.

Os estudos em mercados agropecuários foram revistos nos *surveys* de Garcia et al. (1988); Garcia & Leuthold (2004) e em mercados financeiros no *survey* de Lim & Brooks (2011). Nesses *surveys*, o comportamento martingal/passeio aleatório às séries temporais, assim como o não enviesamento dos mercados futuros aos mercados à vista, foi observado por meio de testes estatísticos como: correlações seriais, raiz unitária, cointegração e dependência serial não linear.

Em relação aos mercados agropecuários brasileiros (Tabela 1), a literatura evoluiu de forma semelhante à demonstrada internacionalmente por Garcia et al. (1988) e Garcia & Leuthold (2004), entretanto com certa defasagem temporal. Nota-se que, tanto na literatura nacional quanto na revista por esses autores, não são adotados testes que consideram de forma apropriada fatos estilizados[2] como distribuições não normais e não linearidade das séries.

Frick & Campos (1996), Saboya & Bacchi (1999), Bressan & Leite (2001) e Abitante (2008) analisaram os contratos de diferentes vencimentos de forma separada, sem rolagem com os contratos subsequentes, como os demais autores. Encontraram evidências favoráveis e desfavoráveis à eficiência de mercado. Apesar de não explicitarem em seus estudos, são evidências de que esses mercados podem variar entre períodos de eficiência e não eficiência no tempo. Notam-se evidências discrepantes relacionadas aos mesmos ativos, entre mercados e dependentes dos métodos e dos dados utilizados, conforme apontado por Garcia et al. (1988). O único estudo que analisou a eficiência nos mercados agropecuários à vista foi o de Righi & Ceretta (2011), com resultados desfavoráveis à eficiência.

Conforme os *surveys* de Garcia et al. (1988) e Garcia & Leuthold (2004), nos estudos iniciais em mercados agropecuários, houve predominância no uso de correlogramas e correlações seriais. Com o advento de testes de raiz unitária e cointegração, passaram a utilizá-los para as inferências da hipótese fraca de eficiência. Mas as estatísticas *portmanteau* Q (Box–Pierce e Lijung–Box) e de raiz unitária estatística (Dickey–Fuller) podem gerar resultados errôneos para verificar um passeio aleatório (Hakkio, 1986). Em

[2]Ver, por exemplo, Cont (2001), para evidências nos mercados internacionais, e Lima, Góis & Ulises (2007) no mercado brasileiro.

Tabela 1. Estudos empíricos sobre a eficiência dos ativos agropecuários brasileiros.

Autores	Ativos	Metodologia	Período[a]	Evidência à eficiência
Frick & Campos (1996)	Boi gordo	Correlação serial	1991–96	mista
Saboya & Bacchi (1999)	Açúcar, algodão, boi gordo, café, milho e soja	Raiz unitária e correlação serial	1996–99	mista
Arbex & Carvalho (1999)	Café	Cointegração	1992–98	favorável
Bressan & Leite (2001)	Café	Correlação serial	1992–98	mista
Cruz & Silveira (2007)	Café	Raiz unitária e cointegração	2002–06	favorável
Alves et al. (2008)	Etanol	Cointegração	2000–06	desfavorável
Abitante (2008)	Boi gordo e soja	Cointegração	2005	mista
Moraes, Lima & de Souza Melo (2009)	Boi gordo	Cointegração	2000–04	favorável
Fraga & Silva (2011)	Soja	Cointegração	2007–08	desfavorável
Righi & Ceretta (2011)	Soja, algodão, café e milho	Razão de variância	2006–10	desfavorável
Menegario, Paiva, Souza, Martines & Marques (2014)	Café	Cointegração	2008–10	favorável

[a] denota o uso de séries diárias.

simulações de Monte Carlo, demonstrou-se que esses testes têm baixo poder relativo, pois não distinguem entre um passeio aleatório e algo próximo a um passeio aleatório. Posterior às noções de cointegração, houve predomínio de estudos relacionando o possível enviesamento entre os mercados à vista e futuros, mas não inferências sobre predicabilidade, com base nos retornos passados, conforme sugerem Samuelson (1965), Fama (1970), Timmermann & Granger (2004) e Lo (2005).

Os estudos agropecuários subsequentes à revisão de Garcia & Leuthold (2004) fizeram uso desse possível enviesamento, a exemplo de Wang & Ke (2005), Carter & Mohapatra (2008), entre outros, para verificar de forma indireta a hipótese de eficiência fraca de mercado. Exceção foi o estudo de Hussein (2011) que utilizou os testes de razão de variância (Lo–MacKinlay) e não linearidade (Brock–Dechert–Scheinkman).

De acordo com Escanciano & Lobato (2009b), mensura-se a dependência de forma linear devido à suposição de que as séries seguem distribuições normais. Porém, há como fato estilizado que as séries possuem caudas pesadas, logo não têm comportamento normal (Cont, 2001). Assim, segundo Escanciano & Lobato (2009b), a literatura econométrica seguiu duas abordagens alternativas. A primeira com foco em dar robustez às mensurações lineares para que permitam dependências não lineares, como em Escanciano & Lobato (2009a) e Kim (2009). Essa abordagem tem como vantagem a simplicidade, pois segue distribuições assintóticas-padrão. A segunda abordagem considera mensurações para as dependências não lineares, como em Escanciano & Velasco (2006) e Domínguez & Lobato (2003). Sua vantagem é o poder dos testes, mas requer distribuições assintóticas não triviais. Essa desvantagem pode ser superada por procedimentos de *bootstrap*, sendo o *wild bootstrap* o mais relevante (Escanciano & Lobato, 2009b). Recentemente, essas duas abordagens foram aplicadas por Charles, Darné & Kim (2012) e Lim, Luo & Kim (2013) no contexto de mercados acionários e cambiais, respectivamente, além de Dourado & Tabak (2013) que as aplicaram para o mercado acionário brasileiro.

Vale destacar que, além dessa literatura, cujo foco está na previsibilidade dos retornos, outra categoria de estudos sobre eficiência de mercado possui como enfoque a análise da lucratividade de regras de análise técnica. As possíveis arbitragens advindas dessas regras foram analisadas, recentemente, por meio da classe de testes de realidade utilizando *bootstrap*, a exemplo de White (2000). Segundo Gar-

cia & Leuthold (2004), ao ser procedida a análise informacional sob esse enfoque, é relevante verificar, além da significância estatística consistente com os retornos ajustados ao risco, se os resultados passam pelo teste de realidade para *data snooping*.[3] Tal literatura foi revista por Park & Irwin (2007), sendo amplamente explorada nos mercados financeiros e, em menor quantidade, em ativos agropecuários. Ao ser evidenciada lucratividade dessas regras com controle aos possíveis efeitos de *data snooping*, evidencia-se possíveis arbitragens nos mercados financeiros e agropecuários, e, consequentemente, sobre a eficiência de mercado.

Lim & Brooks (2011) demonstraram que a literatura em ativos financeiros evoluiu em direção a testes mais robustos, que consideram a não linearidade e a possibilidade de eficiência relativa. Essa possibilidade foi verificada em estudos com adoção de janelamento móvel de subamostras, que, além de permitir a análise da eficiência relativa, provê uma forma de hierarquizar a eficiência entre mercados.

Ao comparar a literatura empírica com ativos financeiros e agropecuários, não foram abordados na análise da eficiência dos mercados agropecuários: a) o uso das propostas mais recentes, relacionadas à não linearidade e razão de variância, dispostas em Escanciano & Lobato (2009b) e Charles & Darné (2009); e b) a possibilidade de eficiência variante no tempo, sugerida por Lo (2004, 2005).

3. METODOLOGIA[4]

Dos fatos estilizados e evidências em mercados agropecuários, depreende-se que os preços não são estacionários. E os retornos, os quais não podem ser previsíveis se os mercados forem eficientes, são ditos como uma sequência de diferença martingal. Justifica-se, portanto, o uso dos retornos sob a hipótese de diferença martingal para a eficiência do mercado. Pois, como os preços não são estacionários, é preferível lidar com os retornos e, ao invés de testar se os preços seguem um processo martingal, testa-se se os retornos obedecem a uma sequência de diferenças martingal (Escanciano & Lobato, 2009b).

Charles et al. (2011) sugerem o uso de duas classes de testes, de dependências lineares e não lineares, uma vez que possuem poder superior a suas respectivas dependências comparadas. Assim, adotam-se os testes de Escanciano & Lobato (2009a) e Kim (2009), que mensuram a dependência linear, e os testes de Escanciano & Velasco (2006) e Domínguez & Lobato (2003) para dependência não linear, para as séries agropecuárias em análise. Note que em simulações de Monte Carlo, Charles et al. (2011) não encontraram evidências de distorção ao tamanho amostral para todos esses testes. Exceção, porém, ao teste proposto por Escanciano & Lobato (2009a) que apresenta pouco sobredimensionamento, mas somente quando o tamanho da amostra é menor do que 100.

As inferências sobre eficiência relativa dos mercados são realizadas com adoção de janelamento móvel de subamostras a esses testes. Esse procedimento permite lidar com as mudanças contratuais ocorridas nos mercados agropecuários. Charles & Darné (2009) sugerem o uso de janelas móveis nos testes para contornar os problemas advindos de mudanças estruturais devidas a eventos financeiros ou econômicos. Além disso, segundo Hsu & Kuan (2005), ao validar os testes utilizando-se de subamostras de um grande conjunto de dados, permite-se lidar com os problemas advindos de *data snooping*. Para hierarquizar a eficiência dos mercados, utiliza-se o percentual dos testes estatisticamente significativos nas subamostras, que, segundo Lim & Brooks (2011), permite uma indicação adequada na classificação quanto à eficiência dos mercados.

Para exemplificar a metodologia empregada neste estudo, denote $\{Y_t\}_{-\infty}^{\infty}$ como sendo uma série temporal estacionária. Segundo Charles et al. (2011), sob a hipótese de diferença martingal, $\mathbf{E}\left[Y_t \,|\, I_{t-1}\right] = \mu$; ou de forma equivalente $\mathbf{E}\left[(Y_t - \mu)\omega(I_{t-1})\right] = 0$, tal que $I_t = \{Y_t, Y_{t-1}, \ldots\}$ seja o conjunto de informações no tempo t e $\omega(\cdot)$ uma função de ponderação $\omega(I_{t-1})$ representa qualquer transformação linear ou não linear do passado.

[3] O efeito *data snooping* ocorre quando uma base de dados é utilizada mais de uma vez, com o propósito de inferência ou seleção de um modelo. Assim, há possibilidade de que algum resultado satisfatório ocorra por acaso, ao invés do mérito inerente ao procedimento (White, 2000).

[4] Esta seção tem por fundamento as notações de Charles, Darné & Kim (2011).

3.1. Testes com base em mensurações lineares à dependência

Quando a função de ponderação assume a forma linear, $\omega(I_{t-1}) = Y_{t-1}$ para algum $i \geq 1$, a hipótese de diferença martingal implica que $\gamma_i \equiv \mathbf{E}\left[(Y_t - \mu)(Y_{t-i} - \mu)\right] = 0$. Os testes *portmanteau* e de razão de variância dispostos a seguir têm $H_0 : \rho(i) \equiv \gamma_i/\gamma_0 = 0$.

A estatística original do teste portmanteau pode ser escrita como

$$Q_p = T \sum_{i=1}^{p} \hat{\rho}^2(i), \tag{1}$$

tal que $\hat{\rho}(i)$ é a estimativa amostral de $\rho(i)$ e T o tamanho amostral. Lobato, Nankervis & Savin (2001) propõem sua versão robusta para o caso de Y_t possuir heterocedasticidade condicional, que pode ser escrita como

$$Q_p^* = T \sum_{i=1}^{p} \tilde{\rho}^2(i), \tag{2}$$

tal que $\tilde{\rho}(i) = \hat{\gamma}^2(i)/\hat{\tau}(i)$; $\hat{\gamma}(i)$ é a autocovariância amostral de Y_t; e $\hat{\tau}(i)$ a autocovariância amostral de Y_t^2.

Para evitar uma seleção *ad hoc* de p em (2), utiliza-se o procedimento de Escanciano & Lobato (2009a). Esses autores propõem um teste automático em que o valor ótimo de p é determinado por um procedimento totalmente dependente dos dados. A estatística do teste, que segue uma distribuição assintótica χ_1^2, pode ser escrita como

$$AQ = Q_{\tilde{p}}^* \tag{3}$$

tal que $\tilde{p} = \min\{p : 1 \leq p \leq d; L_p \geq L_h, h = 1,2,\ldots,d\}$, d um limite superior fixo, enquanto $L_p = Q_p^* - \pi(p,T)$, onde o termo de penalidade $\pi(p,T,q) = p\log(T)$ se $\max_{1\leq i\leq d} \sqrt{T}|\tilde{\rho}(i)| \leq \sqrt{2.4\log(T)}$ e caso contrário $\pi(p,T,q) = 2p$.

A estatística de razão de variância pode ser escrita como

$$\widehat{VR}(k) = 1 + 2\sum_{i=1}^{k-1}\left(1 - \frac{i}{k}\right)\hat{\rho}(i), \tag{4}$$

tal que k denota o *holding period*. Choi (1999) propõe um teste automático de razão de variância em que k é escolhido de forma ótima, utilizando o método totalmente dependente dos dados com base em Andrews (1991). Kim (2009) mostra que as propriedades em pequenas amostras do teste de Choi (1999) podem ser melhoradas ao se aplicar o *wild bootstrap*.[5] Seja AVR a estatística do teste com a escolha ótima de k denotado por $AVR(k^*)$. O teste automático com *wild bootstrap* de Kim (2009) segue três estágios:

(i) formar uma amostra de *bootstrap* de T observações $Y_t^* = \eta_t Y_t (t = 1,\ldots,T)$, tal que η_t é uma variável aleatória com média zero e variância unitária;

(ii) calcular $AVR^*(k^*)$, a estatística $AVR(k^*)$ é calculada de $\{Y_t\}_{t=1}^T$;

(iii) repetir o primeiro e segundo procedimento B vezes para formar uma distribuição *bootstrap*

$$\left\{AVR^*(k^*;j)\right\}_{j=1}^B$$

para a estatística do teste.

Para testar H_0, o valor-p é calculado como uma proporção dos valores absolutos de $\{AVR^*(k^*;j)\}_{j=1}^B$ maiores que o valor absoluto observado da estatística $AVR(k^*)$.

[5] Note que esse procedimento é computacionalmente intensivo e, sob janelamento móvel de subamostras, requer dias para sua conclusão.

3.2. Testes com base em mensurações não lineares à dependência

Para o caso de funções de ponderação não lineares, procede-se aos testes de Escanciano & Velasco (2006) e Domínguez & Lobato (2003), com funções exponencial e indicadora, respectivamente. O primeiro para detectar dependência média condicional não linear geral, e o segundo para testar predicabilidade não direcional.

Escanciano & Velasco (2006) expressam a hipótese nula de diferença martingal em forma de uma função de regressão par-a-par. Isto é, $H_0 : m_j(y) = 0$, em que

$$m_j(y) = \mathbf{E}\left[Y_t - \mu \,|\, Y_{t-j} = y\right],$$

contra $H_1 : \mathrm{P}\left(m_j(y) \neq 0\right) > 0$ para algum j. A hipótese nula é consistente com a função exponencial de ponderação

$$\gamma_j(x) \equiv \mathbf{E}\left[(Y_t - \mu)e^{ixY_{t-j}}\right] = 0$$

tal que $\gamma_j(x)$ representa uma mensuração da autocovariância sob abordagem não linear, com x sendo qualquer valor real. Escanciano & Velasco (2006) propõem o uso de uma função de distribuição espectral generalizada, na qual a estimativa amostral pode ser escrita como

$$\hat{H}(\lambda,x) = \hat{\gamma}_0(x)\lambda + 2\sum_{j=1}^{T-1}\left(1 - \frac{j}{T}\right)^{0,5}\hat{\gamma}_j(x)\frac{\mathrm{sen}\,(j\pi\lambda)}{j\pi},$$

onde

$$\hat{\gamma}_j(x) = \frac{1}{T-j}\sum_{t=1+j}^{T}\left(Y_t - \overline{Y}_{T-j}\right)e^{ixY_{t-j}} \qquad \text{e} \qquad \overline{Y}_{T-j} = \frac{1}{T-j}\sum_{t=1+j}^{T} Y_t.$$

A estatística do teste para H_0 é

$$S_T(\lambda,x) = \left(\frac{T}{2}\right)^{0,5}\left\{\hat{H}(\lambda,x) - \hat{H}_0(\lambda,x)\right\} = \sum_{j=1}^{T-1}(T-j)^{0,5}\hat{\gamma}_j(x)\frac{\sqrt{2}\,\mathrm{sen}\,(j\pi x)}{j\pi},$$

pois a hipótese nula é equivalente a $H(\lambda,x) = \gamma_0(x)\lambda$. Então o teste é realizado com base na discrepância entre $\hat{H}(\lambda,x)$ e $\hat{H}_0(\lambda,x) \coloneqq \hat{\gamma}_0(x)\lambda$.

Para avaliar o valor de S_T entre todos os possíveis valores de λ e x, Escanciano & Velasco (2006) utilizam a norma de Cramer–von Mises para obter a estatística

$$D_T^2 = \sum_{j=1}^{T-1}\frac{T-j}{(j\pi)^2}\sum_{t=j+1}^{T}\sum_{s=j+1}^{T}\left(Y_t - \overline{Y}_{T-j}\right)\left(Y_s - \overline{Y}_{T-j}\right)\exp\left(-0{,}5\left(Y_{t-j} - Y_{s-j}\right)^2\right). \tag{5}$$

Domínguez & Lobato (2003) consideram o caso da função indicadora e propõem o teste DL com base nas estatísticas Cramer–von Mises (CvM) e Kolgomorov-Smirnov (KS), que podem ser escritas como

$$CvM_{T,p} = \frac{1}{\hat{\sigma}^2 T^2}\sum_{j=1}^{T}\left[\sum_{t=1}^{T}\left(Y_t - \overline{Y}\right)I\left(\tilde{Y}_{t,p} \leq \tilde{Y}_{j,p}\right)\right]^2, \tag{6}$$

$$KS_{T,p} = \max_{1\leq i\leq T}\left|\frac{1}{\hat{\sigma}\sqrt{T}}\sum_{t=1}^{T}\left(Y_t - \overline{Y}\right)I\left(\tilde{Y}_{t,p} \leq \tilde{Y}_{j,p}\right)\right|, \tag{7}$$

em que $\tilde{Y}_{t,p} = (Y_{t-1},\ldots,Y_{t-p})$ são os valores das p-defasagens.

As estatísticas dos testes GS e DL não possuem distribuições assintóticas-padrão. Para implementá-las em amostras finitas, os autores recomendam o uso do *wild bootstrap*. O valor-p do teste é obtido por distribuições *bootstrap*, de forma similar aos três estágios descritos no teste AVR.

4. A HIPÓTESE ADAPTATIVA DOS MERCADOS AGROPECUÁRIOS BRASILEIROS

A eficiência de um mercado é altamente dependente do contexto e das dinâmicas dos mercados. Apesar de a hipótese adaptativa de eficiência estar em desenvolvimento, e certamente necessitar de mais pesquisas, suas implicações podem ser derivadas com base na análise empírica das forças evolutivas nos mercados (Lo, 2004, 2005). Nesse sentido, utiliza-se para a análise da eficiência dos mercados agropecuários brasileiros a evolução dos números de contratos negociados e dos tipos de participantes nesses mercados, os quais se referem aos contratos futuros agropecuários lançados pela Bolsa entre 2000 e 2013 e atualmente vigentes. A formação da base de dados foi realizada por meio do sistema de recuperação de dados da BM&FBOVESPA, a qual permite avaliar a dinâmica dos lançamentos contratuais efetuados pela Bolsa.

Essa constatação pode ser visualizada na Figura 1. Ela apresenta o número total de contratos negociados em todos os vencimentos, desde 2000 até 2013, para todos os ativos agropecuários negociados no período. Nota-se a predominância das negociações do café (ICF) até o período 2006. Após esse período, o café passou a ser menos representativo no total de negócios, tornando-se o segundo ativo com maior número de negócios. Após 2006, o contrato de boi gordo (BGI), lançado em 2000, passou a ser o mais negociado. Nota-se também a mudança do contrato anterior de boi gordo (ILC), para o vigente. Enquanto aquele estava na segunda posição em contratos negociados, este passa a ser o contrato com maior representatividade em 2007. Comparando os contratos de café e de boi gordo com os outros ativos, pode-se considerá-los como os contratos de maior sucesso em relação à quantidade numérica de contratos negociados, bem como em sua representatividade no mercado futuro agropecuário brasileiro, no período em análise.

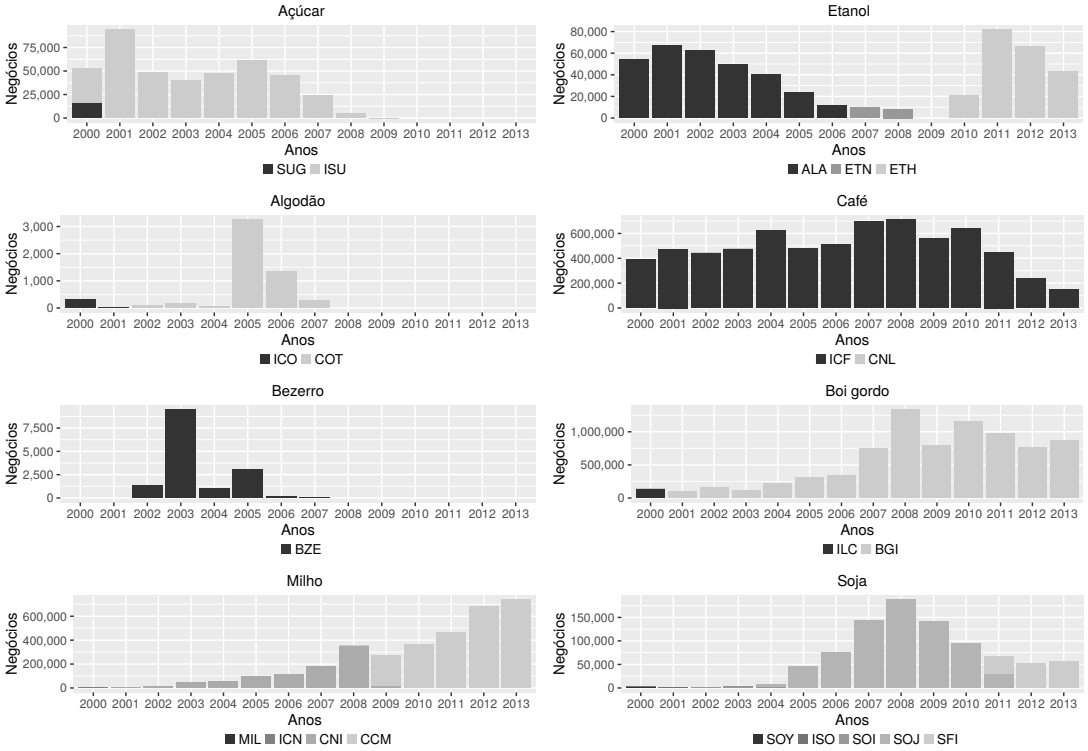
Em relação aos demais contratos dispostos na Figura 1, percebem-se as tentativas da Bolsa em consolidar outros ativos agropecuários, com os lançamentos e mudanças nos contratos de etanol, soja e milho. Este último passou a ter participação preponderante nos negócios totais, atingindo a primeira posição no final do período. Enquanto os contratos de café perderam participação relativa, outros ativos como os de açúcar, algodão e bezerro tiveram seus contratos descontinuados. Ressalta-se que esses contratos descontinuados, durante seus períodos de vigência na amostra, assim como os contratos de soja e etanol, relacionam-se com ínfimas quantidades de contratos negociados, o que pode dificultar o funcionamento informacional adequado contido nos preços desses ativos.

Diante dessa "dinâmica", pode-se inferir que os mercados agropecuários brasileiros possuem características da adaptabilidade dos agentes às mudanças no ambiente dos mercados, assim como da Bolsa, que se adapta às preferências de negociação dos agentes, ao alterar, lançar, ou, até mesmo, descontinuar os contratos, o que sugere uma perspectiva adaptativa à eficiência dos mercados agropecuários brasileiros. Conforme ressalta Lo (2004, 2005), a existência de um mercado ativo e líquido implica que as oportunidades de lucro devem estar presentes. À medida que são exploradas, essas oportunidades desaparecem. Mas novas oportunidades são também criadas continuamente conforme ocorram mudanças nas instituições, nas condições dos mercados e nas mudanças dos agentes.

As mudanças dos agentes nos mercados agropecuários brasileiros podem ser visualizadas na Figura 2, que dispõe os tipos de participantes dos contratos em aberto para todos os vencimentos. A BM&FBOVESPA disponibiliza a divisão dos tipos de participantes em: Pessoas Jurídicas Financeiras, Investidores Institucionais, Investidores Não Residentes, Pessoas Jurídicas Não Financeiras e Pessoas Físicas. Dessa subdivisão, pode-se supor que as Pessoas Jurídicas Não Financeiras e parte das Pessoas Físicas são consideradas como *hedgers*, enquanto que os demais supõe-se serem especuladores.

Nota-se que os tipos de participantes e suas respectivas representações nos totais de contratos em aberto, de forma geral, não são estáveis e se alteram ao longo do tempo, conforme prediz a hipótese adaptativa dos mercados de Lo (2004, 2005). Segundo esses estudos, as estratégias de investimentos passam por ciclos de ganhos e perdas em resposta às mudanças dos competidores (agentes) saindo e entrando nos mercados, bem como das magnitudes e dos tipos de oportunidades de ganhos financeiros. Assim, como as oportunidades são variáveis, o mesmo ocorre com os agentes afetados.

Figura 1. Número de contratos agropecuários negociados de todos os vencimentos.



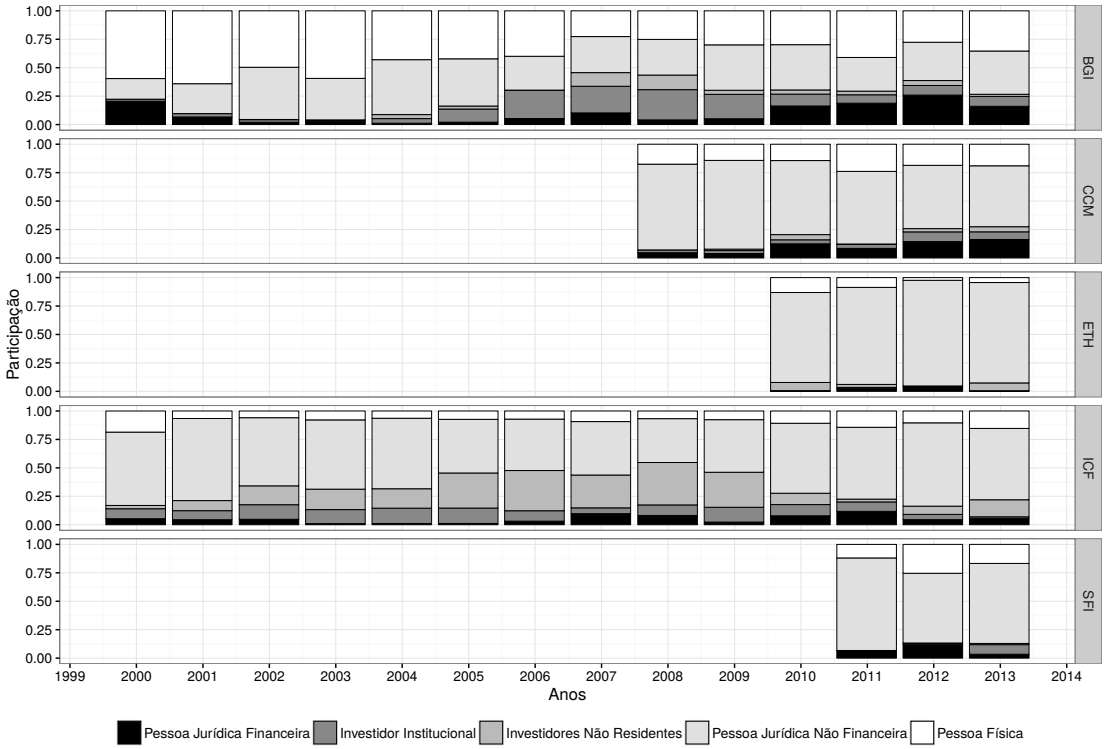
Nota: Os ativos são representados pelas tonalidades de cinza: açúcar (SUG e ISU), algodão (ICO e COT), etanol (ALA, ETN e ETH), café (ICF e CNL), boi gordo (ILC e BGI), bezerro (BZE), milho (MIL, ICN, CNI e CCM) e soja (ISO, SOI, SOJ e SFI).
Fonte: Dados da Pesquisa.

Espera-se, de um contrato bem-sucedido e informacionalmente eficiente, a atração heterogênea de participantes, com propósitos diferentes, seja para *hedging* ou especulação, assim como a não concentração dos contratos negociados em diferentes tipos de agentes. Percebe-se visualmente na Figura 2 que isso ocorre de forma mais frequente nos contratos de café, boi gordo e recentemente no contrato de milho.

Nota-se que até a metade do período amostral do café houve um quadro evolutivo de diversificação do tipo de participantes, com destaque aos investidores não residentes. No entanto, nos anos mais recentes ocorreu uma concentração dos contratos em aberto por parte das pessoas jurídicas não financeiras, conforme havia no início amostral. Essa concentração pode sugerir menor eficiência informacional contida nos preços, uma vez que ocorreu menor diversificação de agentes com finalidades distintas. Segundo Lo (2005), os preços refletem o máximo de informações sujeitas às combinações informacionais contidas no ambiente e no número de agentes do mercado. Caso inúmeros agentes concorram na obtenção dos recursos (lucros) nesse mercado, o mercado deverá ser altamente eficiente. Por outro lado, em situações de pequenas quantidades de agentes competindo na obtenção de recursos, o mercado deverá ser considerado menos eficiente.

Por exemplo, no mercado de boi gordo, o maior número de participantes no início amostral foi de pessoas físicas. Ao longo do tempo, houve maior diversificação nos tipos de agentes operando nesse mercado. Destacam-se nesta representatividade os investidores institucionais e pessoas jurídicas financeiras, os quais podem ser classificados como especuladores.

Figura 2. Tipos de participantes dos contratos em aberto para todos os vencimentos.



Fonte: Dados da Pesquisa.

Participação crescente dos investidores institucionais e a de pessoas jurídicas não financeiras também ocorreram no mercado de milho. Enquanto que, nos contratos de soja e, em particular, no mercado de etanol, tais contratos não podem ser caracterizados com dispersões entre os tipos de participantes. Assim, espera-se que com pouca diversificação de agentes, esses últimos contratos sejam informacionalmente menos eficientes ao compará-los com contratos de maior diversificação dos tipos de agentes.

Para demonstrar a diversificação negocial por participantes, computa-se o coeficiente de Gini supondo a existência agregada de apenas esses cinco agentes, com respeito à quantidade de contratos em aberto por esses agentes agregados. Observa-se que, nos períodos expostos, os mercados menos desiguais foram: boi gordo (0,32), café (0,44), milho (0,56), soja (0,61) e etanol (0,71). Disso, pode-se inferir que há maior competição no mercado de boi gordo e menor competição no mercado de etanol.

4.1. A hipótese adaptativa dos mercados sob dependências lineares e não lineares

Os contratos futuros de boi gordo (BGI) e café (ICF), atualmente negociados na BM&FBOVESPA, começaram a ser negociados no dia 25 de setembro de 2000 e 8 de dezembro de 1999, respectivamente. Para comparações diante dessa diferença de datas iniciais de negociação, escolheu-se como início às séries o primeiro dia de negociação do contrato BGI. Justifica-se a escolha desses dois ativos agropecuários pois foram historicamente os mais negociados na Bolsa de futuros brasileira (Figura 1). Além disso, esses ativos possuem séries mais longas, sem mudança na nomenclatura de negociação, boi gordo (BGI) e café (ICF), o que permite analisar a eficiência do mercado futuro agropecuário brasileiro com periodicidade equivalente.

Optou-se por não considerar os ativos com contratos descontinuados pela Bolsa nesse período, conforme disposto na Figura 1, tais como: açúcar, algodão e bezerro. Outros ativos como soja, milho e etanol, atualmente transacionados na Bolsa, não possuem séries tão longas e contínuas como as do boi gordo e do café. Por esse motivo, a análise divide-se em duas subamostras, conforme mostra a Tabela 2. A primeira amostra compreende os retornos no período de 26 de setembro de 2000 a 30 de dezembro de 2013, com os ativos boi gordo e café, os quais possuem séries mais longas e contínuas. A segunda compreende os retornos no período de 28 de janeiro de 2011 a 30 de dezembro de 2013, à qual se adicionam os ativos etanol, milho e soja. Para serem comparáveis, escolheu-se como início dessa amostra o primeiro dia de negociação do atual contrato de soja (SFI). Ademais, essas séries são mais curtas devido à mudança em suas nomenclaturas contratuais, caracterizando contratos como mais recentes do que os de boi gordo e café.

Utilizando o percentual de dias com retornos iguais a zero, medida proposta por Lesmond, Ogden & Trzcinka (1999), como *proxy* para a liquidez dos contratos, houve uma redução na liquidez dos contratos de café entre as duas subamostras e um ganho na liquidez no contrato de boi gordo. Ademais, o percentual de dias com retornos iguais a zero para o contrato de milho assemelha-se aos contratos de boi gordo e de café. Discrepância pode ser observada no contrato de soja, e, em particular, no de etanol, cujo contrato teve aproximadamente 14% dos dias de negociação com retornos iguais a zero. Pode-se inferir, a partir desses valores, que os contratos de soja e etanol podem ser considerados como menos líquidos e, portanto, influenciando de forma negativa a eficiência informacional de seus mercados.

A BM&FBOVESPA atribui limites de oscilações diárias nos cinco contratos futuros agropecuários: café (9%), boi gordo (3,5%), milho (5%), etanol (6,5%) e soja (5%). Lim & Brooks (2011) ressaltam que a literatura acadêmica evidencia que os limites de oscilação atribuídos pelas Bolsas influenciam a eficiência dos mercados. Essa literatura revista pelos autores aponta que os limites impostos pelas Bolsas previnem que os preços atinjam seu nível de equilíbrio e que o relaxamento dos limites tende a diminuir sua influência na eficiência dos mercados. Apesar de existirem esses limites atribuídos pela BM&FBOVESPA, as especificações dos contratos permitem que nos últimos três dias não haja limite de oscilação nos ajustes diários. De acordo com os mínimos e máximos dispostos na Tabela 2, houve retornos fora desses limites, em particular, coincidentes com os últimos dias de negociação. Essa característica pode ser atribuída ao efeito expiração dos contratos futuros, no qual ocorrem maiores variações abruptas.

Tabela 2. *Análise preliminar das séries de retornos.*

	ICF.1	BGI.1	ICF.2	BGI.2	CCM.2	ETH.2	SFI.2
Início amostral	2000-09-26	2000-09-26	2011-01-28	2011-01-28	2011-01-28	2011-01-28	2011-01-28
Final amostral	2013-12-30	2013-12-30	2013-12-30	2013-12-30	2013-12-30	2013-12-30	2013-12-30
Observações	3.283	3.283	725	725	725	725	725
Retornos = 0 (%)	1,7661	3,0450	2,2038	1,5151	2,2038	14,8760	6,8870
Mínimo	−0,0868	−0,1049	−0,0588	−0,0466	−0,1248	−0,3352	−0,1555
Máximo	0,1224	0,0862	0,0644	0,0616	0,1264	0,0629	0,0401
Média	1*e*−4	3*e*−4	−0,0011	2*e*−4	−1*e*−4	1*e*−4	−1*e*−4
Variância	4*e*−4	1*e*−4	3*e*−4	1*e*−4	2*e*−4	4*e*−4	2*e*−4
Assimetria	0,4285	0,1801	0,19	1,0327	−1,0132	−11,2105	−3,609
Curtose	5,8593	17,5688	4,011	18,2519	22,6301	187,9388	39,6491
Jarque–Bera	1.218,8013	29.051,8077	35,2402	7.155,9873	11.764,5542	1.048.382,2273	42.148,3134
Valor-*p*	0	0	0	0	0	0	0
Doornik–Hansen	479,9946	5.173,4923	25,7347	900,6504	1.314,4474	19.147,4891	403,8372
Valor-*p*	0	0	0	0	0	0	0

Notas: ICF, BGI, CCM, ETH e SFI denotam os contratos de café, boi gordo, milho, etanol e soja, respectivamente. O números 1 e 2 após os códigos dos contratos representam, respectivamente, os períodos amostrais (26 de setembro de 2000 a 30 de dezembro de 2013) e (28 de janeiro de 2011 a 30 de dezembro de 2013).

Como esperado, a média dos retornos para todas as séries é próxima de zero. Adicionalmente, assim como Choi (1999), testou-se a hipótese nula de média zero para os retornos com o uso do teste-*t*, uma vez que os testes à hipótese martingal pressupõem média zero. Os resultados dão suporte a essa suposição com 1% de significância estatística. Em relação à variância, nota-se que as séries do café e do etanol apresentam maiores flutuações, enquanto a série do boi gordo apresenta comportamento mais estável.

Nota-se que as características das séries, reportadas nos terceiros e quarto momentos, indicam que os fenômenos extremos ocorrem com maior frequência do que predito por uma distribuição normal, uma vez que as séries apresentaram excesso de curtose. Além disso, os aumentos abruptos nos preços dos contratos de café e boi gordo ocorrem com maior frequência do que as quedas abruptas, indicadas pela associação de assimetria positiva. O inverso ocorre nos contratos de milho, etanol e soja, com assimetria negativa. Segundo Cont (2001), essas características podem ser consideradas como das mais importantes em séries temporais financeiras, devido à elevada variabilidade, relevada por caudas pesadas nas distribuições e a probabilidade de ocorrência de movimentos abruptos nos mercados.

Como indicado pelas medidas de assimetria e curtose, as estatísticas dos testes Jarque–Bera e de Doornik & Hansen (2008) rejeitam a hipótese nula de normalidade para todas as séries de retorno, a 1% de significância estatística, indicando que os retornos dos contratos futuros agropecuários de café, boi gordo, milho, etanol e soja não são normais. Portanto, as estatísticas sugerem que a suposição de normalidade dessas séries de tempo é restritiva, o que foi ressaltado nos *surveys* de Cont (2001) e de Lim & Brooks (2011). Segundo Escanciano & Lobato (2009b), os testes iniciais para verificar as dependências lineares das séries foram motivados por observações empíricas em que as séries de tempo seguem distribuições normais. No entanto, as evidências de não normalidade das séries reportadas na Tabela 2 roboram o uso dos testes lineares robustos à presença de dependências não lineares, bem como dos testes que consideram essas dependências não lineares, conforme sugerido por Escanciano & Lobato (2009b) e discutidos nas seções 3.1 e 3.2, respectivamente.

Os argumentos de Escanciano & Lobato (2009b) sugerem uma condição necessária (mas não suficiente, em geral) para que a hipótese de diferença martingal seja verdadeira: as séries de tempo sejam não correlacionadas. Comparando as estatísticas propostas por Fisher & Gallagher (2012) e dispostas na Tabela 3, entre os dois períodos do boi gordo, verifica-se a presença de autocorrelação linear estatisticamente significativa a 1% no primeiro período (mais longo) mas não no segundo período (mais curto). Para as séries de milho e etanol, também se verifica a presença de autocorrelação estatisticamente significativa ao mesmo nível de significância. Para as demais séries, café e soja, não há presença dessa dependência linear significativa. Tais evidências contrastam com um dos fatos estilizados normalmente presentes nas séries de retornos e indicado por Cont (2001): a insignificância estatística das autocorrelações lineares.

A falta de autocorrelações significativas dos retornos proporciona uma evidência empírica para a eficiência desses mercados. Entretanto, conforme ressalta Cont (2001), isso não implica independência dos incrementos: independência implica que quaisquer funções não lineares dos retornos também não devem possuir autocorrelações. Conforme as estatísticas de Fisher & Gallagher (2012), verifica-se presença de heterocedasticidade estatisticamente significativa a 1% apenas para a amostra mais longa de dados. Assim, evidencia-se comportamento não linear para as séries longas do café e do boi gordo. Essa característica, conhecida como *cluster* de volatilidade, significa que grandes variações dos preços possuem maior probabilidade de serem seguidas por outras grandes variações. Segundo Lobato et al. (2001), essa é uma característica bem conhecida de retornos financeiros: substancial autocorrelação dos retornos ao quadrado. Segundo os autores, isso implica que, mesmo que os retornos do café sejam não correlacionados, há dependência estatística. Portanto, a não evidência de autocorrelação dos retornos ao quadrado para a amostra mais curta se contrapõe a um dos fatos estilizados dos retornos: *cluster* de volatilidade.

Garcia et al. (1988) sugerem que a não aleatoriedade dos mercados se faz mais presente do que tradicionalmente se mensura e que essas dependências podem ter naturezas não lineares. Além das evidências reportadas para essas dependências, por meio dos testes sob os retornos ao quadrado, adota-se, assim como Lim et al. (2013), o teste BDS proposto por Broock et al. (1996). Segundo Broock et al.

Tabela 3. Estatísticas de autocorrelação, heterocedasticidade e não linearidade.

	ICF.1	BGI.1	ICF.2	BGI.2	CCM.2	ETH.2	SFI.2
Ljung–Box ponderado ($\tilde{Q}_W$)	4,6932	42,9813	3,9345	3,3269	22,5299	15,9577	5,6682
Valor-p	0,4758	0	0,4312	0,5381	0	8e−4	0,2079
Monti ponderado ($\tilde{M}_W$)	4,7345	39,3428	3,9367	3,2789	19,232	15,349	5,5017
Valor-p	0,4694	0	0,4308	0,5471	1e−4	0,0011	0,2241
Ljung–Box ponderado* ($\tilde{Q}^*_W$)	85,7518	24,4218	4,5296	0,3213	1,6843	0,2075	0,1184
Valor-p	0	0	0,3405	0,9972	0,854	0,9991	0,9998
Monti ponderado* ($\tilde{M}^*_W$)	70,6429	20,9285	4,6714	0,3213	1,6126	0,2088	0,1186
Valor-p	0	1e−4	0,3211	0,9972	0,8662	0,9991	0,9998
BDS $\epsilon = 1$, $m = 2$	3	10	2	3	6	5	4
Valor-p	0	0	0	0	0	0	0
BDS $\epsilon = 1$, $m = 3$	3	15	1	3	8	5	4
Valor-p	0	0	0	0	0	0	0
BDS $\epsilon = 2$, $m = 2$	3	8	2	2	6	5	4
Valor-p	0	0	0	0	0	0	0
BDS $\epsilon = 2$, $m = 3$	3	11	1	2	8	5	4
Valor-p	0	0	0	0	0	0	0

Notas: ICF, BGI, CCM, ETH e SFI denotam os contratos de café, boi gordo, milho, etanol e soja, respectivamente. Os números 1 e 2 após os códigos dos contratos representam, respectivamente, os períodos amostrais (26 de setembro de 2000 a 30 de dezembro de 2013) e (28 de janeiro de 2011 a 30 de dezembro de 2013). Ljung–Box ponderado ($\tilde{Q}_W$) e Monti ponderado ($\tilde{M}_W$) denotam as estatísticas propostas por Fisher & Gallagher (2012). Os sobrescritos * denotam essas estatísticas com base nos resíduos ao quadrado. A estatística de Broock, Scheinkman, Dechert & LeBaron (1996) é representada por BDS.

(1996), o teste BDS pode ser utilizado para verificar a não linearidade e pode ser considerado como uma estatística não linear análoga à estatística Q da família Box–Pierce. Os resultados das estatísticas BDS para $\epsilon = \{\frac{1}{2}\sigma, 1\sigma\}$ com $m = \{2,3\}$ indicam natureza não linear dos retornos a 1% de significância estatística.

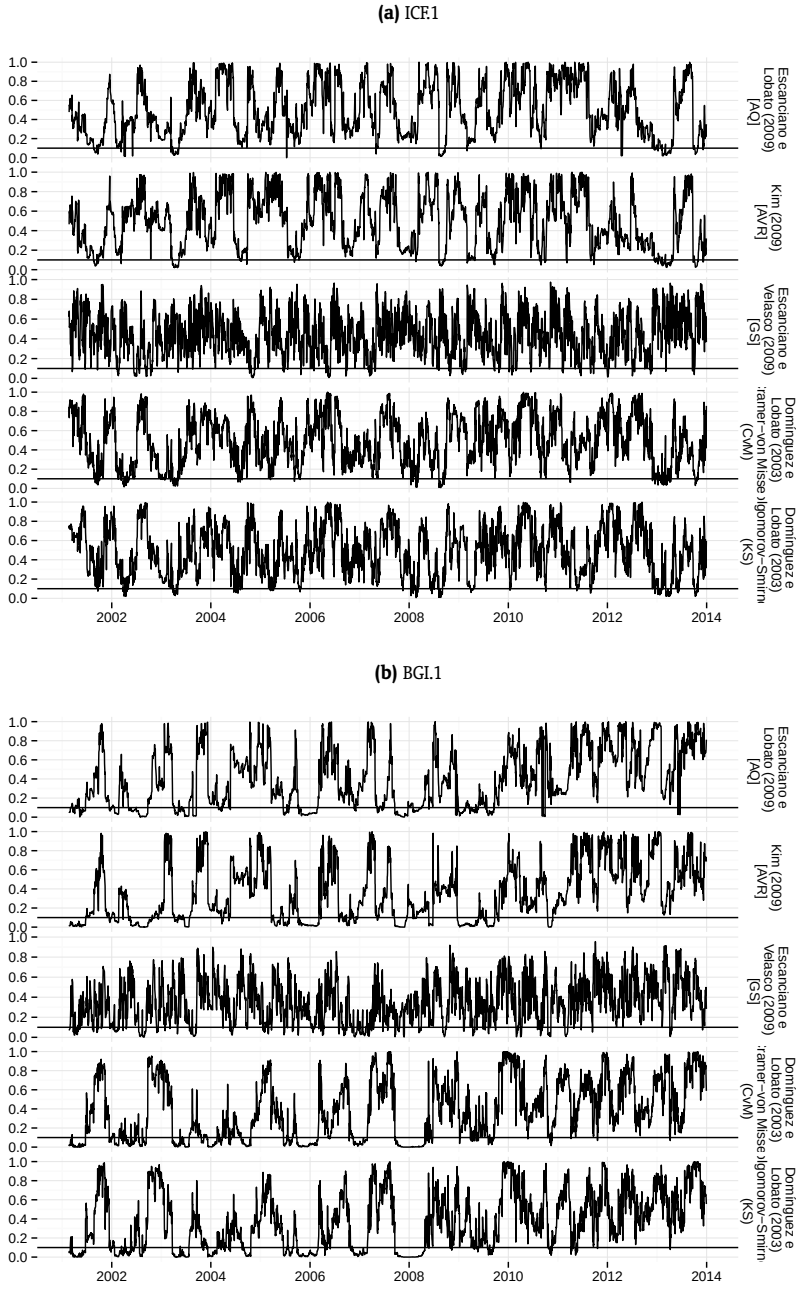
Os testes apresentados para autocorrelação, heteroscedastícia e não linearidade auxiliam na identificação de dependências lineares e não lineares para a análise subsequente da hipótese adaptativa dos mercados. Mas possuem algumas deficiências tais como: pontos de corte e número de *lags* arbitrários, conforme ressalta Choi (1999). Uma vez identificadas essas dependências, lineares e não lineares, devem-se, portanto, considerar os testes para a hipótese de diferença martingal que sejam robustos a essas características. Dessa forma, procede-se, conforme exposto na seção 3 e segundo Charles et al. (2012), com os testes para a hipótese de diferença martingal robustos a essas características das séries.

4.1.1. Janelamento móvel de subamostras

Os testes de dependências lineares, propostos por Escanciano & Lobato (2009a) e Kim (2009), assim como os testes de dependências não lineares, propostos por Escanciano & Velasco (2006) e Domínguez & Lobato (2003), foram realizados em janelamentos de 100 subamostras com 10.000 replicações de *bootstrap*. A escolha do janelamento deu-se com base nas simulações de Monte Carlo de Charles et al. (2011), as quais não encontraram distorções amostrais para os testes acima de 100 observações. Ao serem implementadas as rolagens em subamostras, essa abordagem permite inferências robustas contra possíveis mudanças estruturais, além de viabilizarem a comparação sobre a eficiência relativa dos mercados.

Uma vez que seria inviável reportar todos os resultados dos testes para cada janelamento de subamostras, os valores-p desses são reportados em forma gráfica, conforme disposto nas Figuras 3 e 4. O eixo vertical mostra os valores-p, o eixo horizontal refere-se à última observação do período de janelamento

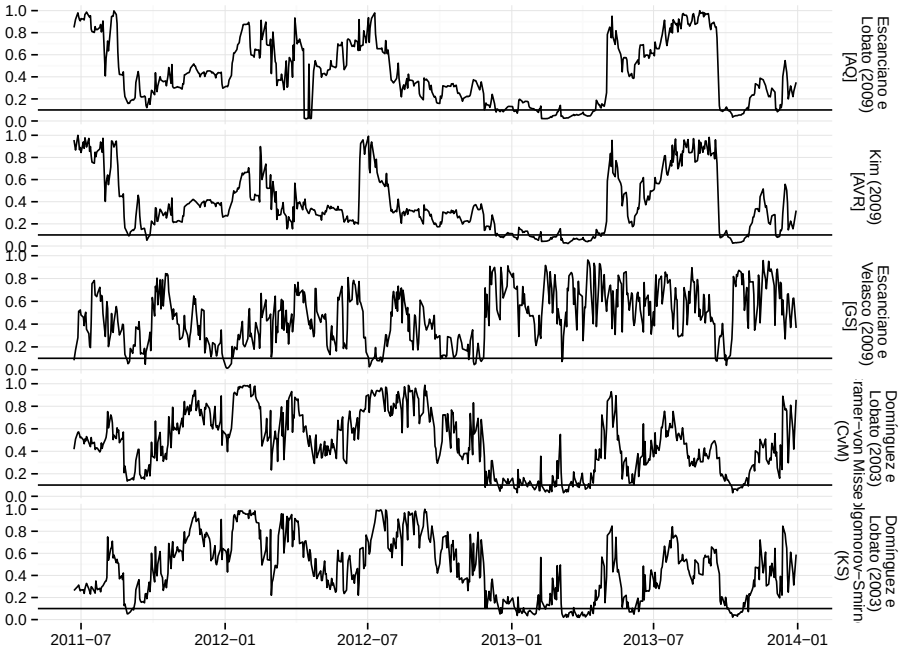
Figura 3. Valores-p das estatísticas Escanciano & Lobato (2009a), Kim (2009), Escanciano & Velasco (2006) e Domínguez & Lobato (2003) em janelas móveis de subamostras para os contratos de café (ICF.1) e boi gordo (BGI.1) entre 21 de junho de 2001 e 30 de dezembro de 2013.



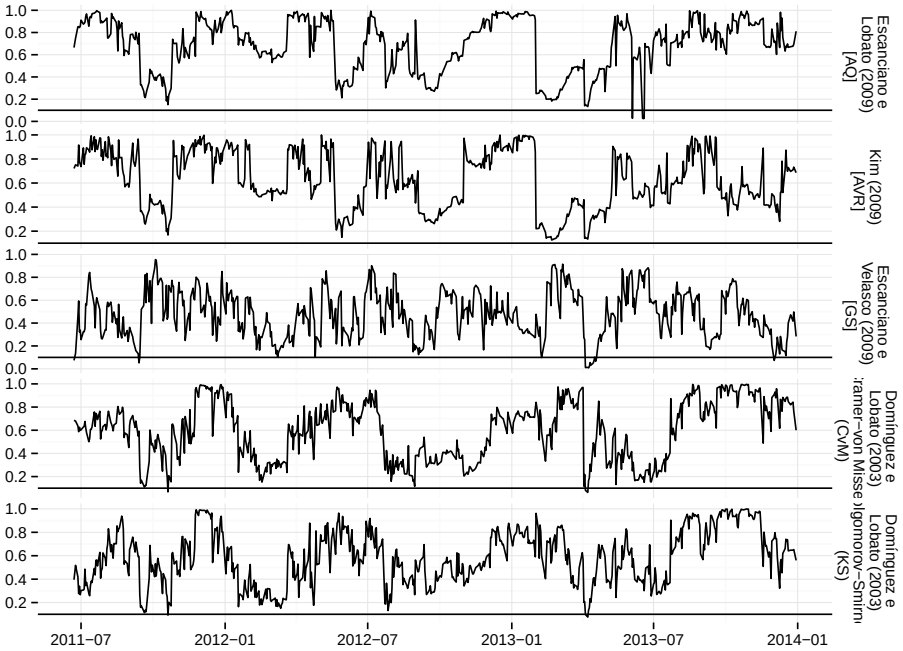
Nota: Os valores-p dispostos correspondem à data final de cada janelamento móvel de 100 subamostras, referentes ao intervalo entre 21 de junho de 2001 a 30 de dezembro de 2013. Os testes sob dependências lineares referem-se a $Q^*_{\hat{P}}$ e AVR^*. $Q^*_{\hat{P}}$ denota o teste de Escanciano & Lobato (2009a). AVR^* denota o teste de Kim (2009). Os testes de dependências não lineares referem-se a D^2_T, CvM e KS. D^2_T denota o teste de Escanciano & Velasco (2006), CvM e KS denotam os testes de Domínguez & Lobato (2003), com base nas estatísticas Cramer–von Mises e Kolgomorov–Smirnov, respectivamente.

Figura 4. *Valores-p das estatísticas Escanciano & Lobato (2009a), Kim (2009), Escanciano & Velasco (2006) e Domínguez & Lobato (2003) em janelas móveis de subamostras para os contratos de café (ICF.2), boi gordo (BGI.2), milho (CCM.2), etanol (ETH.2) e soja (SFI.2) entre 22 de junho de 2011 e 30 de dezembro de 2013.*

(a) ICF.2

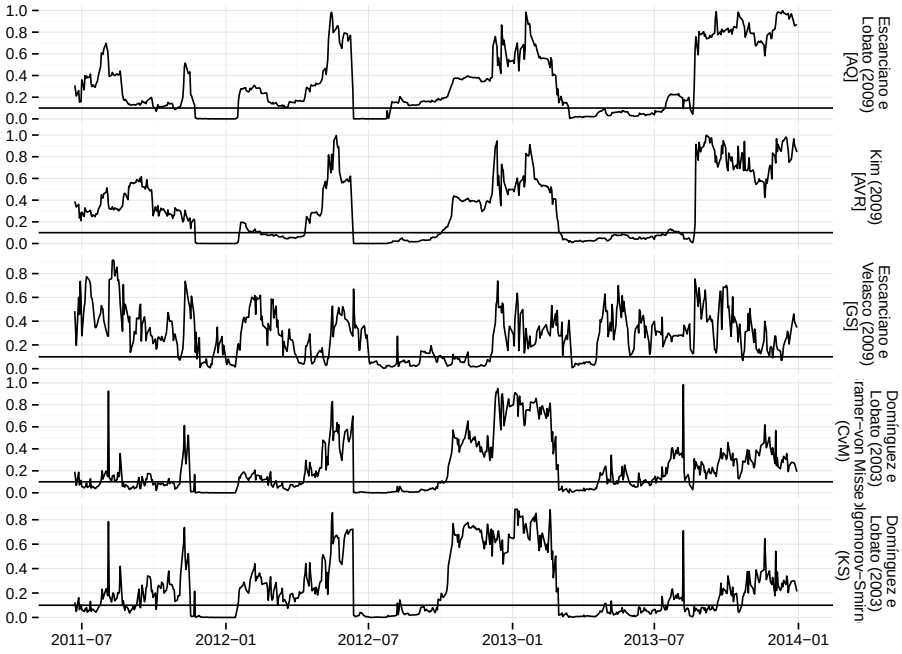


(b) ICF.2

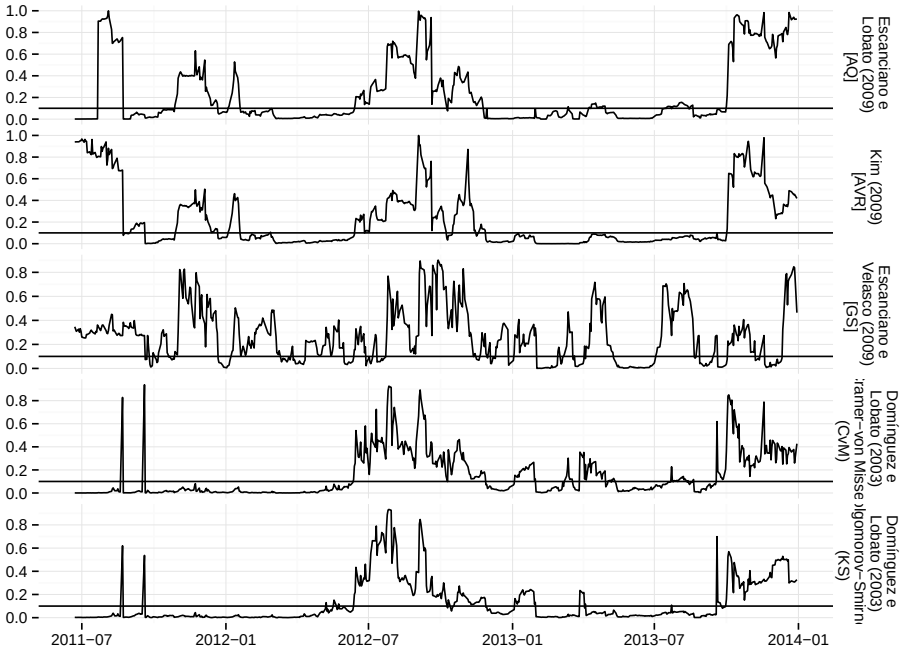


(continua nas páginas 261 e 262)

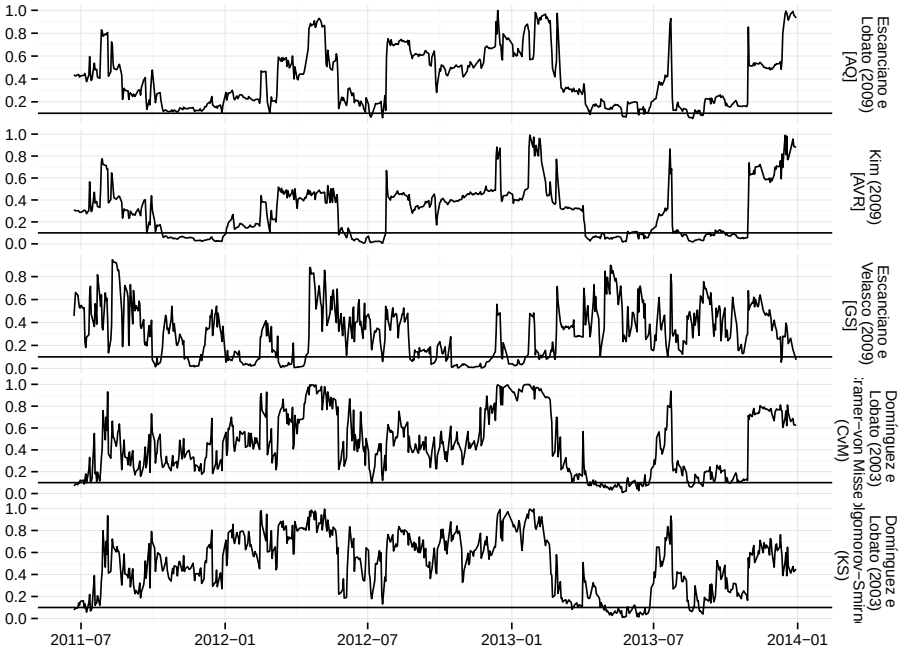
(c) CCM.2


Escanciano e Lobato (2009) [AQ]
Kim (2009) [AVR]
Escanciano e Velasco (2009) [GS]
Dominguez e Lobato (2003) [CvM]
Dominguez e Lobato (2003) [KS]
2011–07
2012–01
2012–07
2013–01
2013–07
2014–01

(d) ETH.2


Escanciano e Lobato (2009) [AQ]
Kim (2009) [AVR]
Escanciano e Velasco (2009) [GS]
Dominguez e Lobato (2003) [CvM]
Dominguez e Lobato (2003) [KS]
2011–07
2012–01
2012–07
2013–01
2013–07
2014–01

(e) SFI.2



e a significância estatística a 10% está tracejada na horizontal. Os períodos cujos valores-p situam-se abaixo da linha tracejada indicam presença de predicabilidade dos retornos para a subamostra correspondente ao janelamento. Exemplificando a abordagem, o primeiro período de janelamento disposto na Figura 3 começa em 26 de setembro de 2000 e termina em 21 de fevereiro de 2001. As estatísticas foram computadas para esse período e, então, move-se um período à frente, até a última subamostra que começou em 7 de agosto de 2013 e terminou em 30 de dezembro de 2013. Dessa forma, as estatísticas foram calculadas 3.184 vezes.

Pode-se observar na Figura 3 que, no mercado de café, falha-se na rejeição da hipótese de sequência de diferença martingal em longos períodos, e, portanto, evidencia-se eficiência informacional. Somente em períodos curtos rejeita-se a hipótese nula, ou seja, não coerentes com a hipótese de eficiência de mercado. Na mesma Figura 3, nota-se que o mercado de boi gordo apresenta de forma mais frequente períodos não condizentes com a hipótese de eficiência. Para esses mesmos mercados, mas no corte temporal mais recente, disposto na Figura 4, é possível inferir o inverso. O mercado de café apresenta maior frequência de desvios à sequência de diferença martingal. Ao contrário do que se espera de um mercado com funcionamento informacional, sugerem-se, portanto, comportamentos variáveis no tempo e não uma melhora contínua na eficiência informacional, o que provê suporte empírico à hipótese adaptativa de Lo (2004, 2005).

Os embargos à carne brasileira, as intervenções governamentais no mercado de café, além das mudanças conjunturais, alteraram a dinâmica dos preços e influenciaram a eficiência informacional. Exemplificando os períodos com rejeição à hipótese de eficiência de mercado, pode-se citar as incertezas geradas no período eleitoral de 2002, que repercutiram em desvalorização cambial e, consequentemente, nos mercados de café e boi gordo. A crise de 2008 refletiu para que ocorresse inversão do ciclo de alta das commodities. Além desses fatores conjunturais, o mercado de café passou por intervenções governamentais diretas: por Opções Públicas e Prêmio Equalizador Pago ao Produtor Rural (PEPRO) nos anos de 2003, 2007, 2009 e 2013. Para o mercado de boi gordo, ocorreram nesse período embargos à carne

bovina brasileira pela União Europeia e Rússia, tanto em âmbito nacional como também restrito a alguns estados.

Os demais mercados — dispostos na Figura 4 — destacam-se com comportamentos de possível predição de seus retornos mais frequentes, em particular, no mercado de etanol. Essa evidência de predição em períodos de tempo e entre mercados está de acordo com a hipótese adaptativa de mercado proposta por Lo (2004, 2005), podendo ser creditada à terceira implicação da hipótese adaptativa de eficiência, isto é, as estratégias de investimentos aumentam e diminuem, obtendo boas performances em certos mercados e o contrário em outros. Diferentes características das commodities e de seus mercados, a qualidade das informações e incertezas sobre as condições econômicas são fatores potenciais que influenciam a eficiência dos mercados futuros agropecuários Garcia et al. (1988).

No mercado de etanol, os períodos de rejeição à eficiência ocorreram concomitantes às distorções ocasionadas pelo governo. É possível citar as alterações no padrão de competitividade desse combustível em relação à gasolina, devido às modificações no percentual adicionado de etanol, assim como a manutenção artificial do preço da gasolina. Em relação ao mercado de milho, este foi historicamente marcado por intervenções do governo via Política de Garantia de Preços Mínimos (PGPM). Nos anos safra 2010/2011 e 2013/2014, essas foram implementadas com o uso do Prêmio para Escoamento de Produto (PEP) e PEPRO. Destaca-se, também, que as condições edafoclimáticas desfavoráveis nos Estados Unidos em 2011 e 2012, seguidas da safra recorde norte-americana em 2013, tiveram impacto relevante no período. De modo oposto, no período analisado, as políticas governamentais não se fizeram presentes no mercado de soja com a intensidade que ocorreram nos mercados de milho e etanol, seja por execuções de instrumentos de PGPM, como no caso do milho, ou com as legislações sob o mercado de etanol. Apesar de ser contemplada nos Planos Agrícolas e Pecuários, a atuação do governo pode ser considerada como limitada, ao atuar com o Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural.

Essas evidências contrastam com os resultados sobre mercados agropecuários no Brasil apresentados na Tabela 1, como, por exemplo: Alves et al. (2008); Arbex & Carvalho (1999); Cruz & Silveira (2007); Fraga & Silva (2011); Menegario et al. (2014); Moraes et al. (2009). Tais estudos testam a eficiência dos mercados de forma estática, e percebe-se, com base nos resultados das Figuras 3 e 4, que a eficiência informacional dos mercados agropecuários brasileiros é variante no tempo. E depende das mudanças de comportamento dos agentes, do ambiente de mercado e das características das commodities.

A Tabela 4 apresenta os percentuais dos testes estatisticamente significativos a 10% nas subamostras referentes às Figuras 3 e 4, o que possibilita medir quantas vezes a hipótese de diferença martingal é rejeitada pelas estatísticas dos testes durante o período amostral. Um percentual elevado indica maior frequência do desvio da hipótese martingal, ou seja, um menor grau de eficiência informacional. E assim, permite classificar os contratos do mais eficiente ao menos eficiente.

Utilizando esses percentuais entre 2001 e 2013, pode-se inferir maior eficiência informacional no mercado de café comparado com o mercado de boi gordo (Painel A, Tabela 4). No entanto, o inverso ocorreu considerando período mais recente (2011–2013) no Painel B. Uma das possíveis explicações pode ser atribuída ao número de negócios e à diversificação dos agentes, conforme Figuras 1 e 2. Enquanto no contrato de boi gordo houve uma elevação na quantidade de negócios, concomitante com a diversificação de agentes neste mercado, no de café ocorreu diminuição de contratos negociados e concentração de agentes.

Em período mais recente (Painel B, Tabela 4) pode-se inferir da média dos desvios à hipótese martigal o seguinte *ranking* de eficiência informacional: boi gordo, café, soja, milho e etanol. O mercado de milho apresentou elevado desvio à hipótese martingal, inferior apenas ao mercado de etanol. Isso aconteceu apesar da participação crescente dos investidores institucionais e de pessoas jurídicas não financeiras, concomitante com o aumento de liquidez e participação preponderante entre os ativos agropecuários e no número de contratos negociados recentemente. A concentração dos tipos de participantes e o baixo volume de negócios, característica do mercado futuro de etanol, podem ser uma das explicações para o maior percentual de rejeição da hipótese de diferença martingal e, portanto, a menor eficiência. Além disso, apesar do processo de desregulamentação das atividades vinculadas à agropecuária ressaltado

Tabela 4. Percentuais das estatísticas Escanciano & Lobato (2009a), Kim (2009), Escanciano & Velasco (2006) e Domínguez & Lobato (2003) significantes a 10%.

	Dependência linear		Dependência não linear			Dependências lineares e não lineares (média)
	$Q^*_{\tilde{p}}$	AVR^*	D^2_T	CvM	KS	
Painel A: Janelamento móvel de 21/6/2001–30/12/2013						
ICF.1	5,81	7,16	6,88	5,75	6,09	6,33
BGI.1	21,67	26,29	14,45	27,64	26,57	23,32
Painel B: Janelamento móvel de 22/6/2011–30/12/2013						
ICF.2	13,74	15,81	5,75	9,11	11,98	11,27
BGI.2	0,64	0	2,4	0,48	0,48	0,79
CCM.2	26,04	42,17	25,88	42,65	44,09	36,16
ETH.2	55,43	56,87	31,31	59,9	67,41	54,18
SFI.2	3,35	30,99	23,32	9,74	8,47	15,17

Notas: ICF, BGI, CCM, ETH e SFI denotam os contratos de café, boi gordo, milho, etanol e soja, respectivamente. Os números 1 e 2 após os códigos dos contratos representam, respectivamente, os períodos amostrais (26 de setembro de 2000 a 30 de dezembro de 2013) e (28 de janeiro de 2011 a 30 de dezembro de 2013). Os testes sob dependências lineares referem-se a $Q^*_{\tilde{p}}$ e AVR^*. $Q^*_{\tilde{p}}$ denota o teste de Escanciano & Lobato (2009a). AVR^* denota o teste de Kim (2009). Os testes de dependências não lineares referem-se a D^2_T, CvM e KS. D^2_T denota o teste de Escanciano & Velasco (2006), CvM e KS denotam os testes de Domínguez & Lobato (2003), com base nas estatísticas Cramer–von Mises e Kolgomorov–Smirnov, respectivamente.

por Bacha (2012), há interferências governamentais que podem influenciar negativamente a eficiência informacional.

Podem-se inferir, portanto, importantes implicações aos agentes que utilizam informações de mercados futuros. Segundo Garcia et al. (1988) os agentes tomam decisões de produção, comercialização e estocagem sujeitas a informações completas contidas nos preços passados. Assim sendo, infere-se que na maior parte do tempo, no mercado de café e mais recentemente no de boi gordo, essas decisões podem resultar em alocação eficiente de seus recursos. De acordo com Frick & Campos (1996), ao melhorar a eficiência de mercado, há melhoria no possível *hedge* adequado às necessidades dos agentes. No entanto, uma vez que os mercados de milho e etanol se desviam em proporção relativamente superior da hipótese de sequência de diferença martingal, e, por conseguinte, da eficiência informacional, os agentes desses mercados podem ter uma redução de seus excedentes econômicos, aumento dos custos informacionais e imprecisões nas decisões, conforme argumentos de Garcia et al. (2008) e Arbex & Carvalho (1999).

As elevadas frequências de rejeição da hipótese de sequência de diferença martingal nos mercados futuros auxiliam na explicação da relutância ao uso dos mercados de derivativos como alternativa de proteção ao risco. Essa inferência encontra respaldo no argumento de Sabuhoro & Larue (1997), devido a custos de transação adicionais ao *hedge* nos mercados não informacionalmente eficientes. E também na não otimalidade da taxa de *hedge*, pois, segundo Kroner & Sultan (1993), pressupõem que os preços seguem um processo martingal.

A detecção de previsibilidade nesses ativos, mesmo que temporária, pode auxiliar na elaboração de estratégias de *trading*. Os resultados desta pesquisa são coerentes com os os argumentos de Timmermann & Granger (2004) à previsibilidade, pois podem aparecer e desaparecer rapidamente. Assim, especuladores, administradores de fundos de investimentos e de pensão, citados por Marques et al. (2008), podem obter ganhos nesse ambiente em conformidade com a hipótese adaptativa de eficiência dos mercados futuros agropecuários na BM&FBOVESPA. No entanto, deve-se ter cautela, pois a métrica proposta por Lesmond et al. (1999) sugere elevados custos de transação, em particular, nos mercados de etanol e da soja, conforme Tabela 2.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

As evidências consistentes com a hipótese adaptativa dos mercados justificam operações de *hedge* dinâmicas nessas commodities, bem como a gerência de carteiras de investimentos de forma ativa, uma vez que as predicabilidades e, por conseguinte, as oportunidades de ganhos surgem de tempos em tempos.

As elevadas rejeições à hipótese de diferença martingal encontram-se nos mercados em que as intervenções governamentais se fazem presentes: milho e etanol. Essas interferências dificultam o funcionamento informacional nos mercados futuros dessas commodities. Mesmo diante das adaptações dos agentes às mudanças nas condições dos mercados, os resultados desta pesquisa revelam a essencialidade de menor intervenção governamental, aliada às iniciativas da Bolsa em atrair e diversificar os agentes nesses mercados, bem como em elevar o volume negocial, como se evidenciou nos mercados de café e boi gordo. Mercados onde houve menores rejeições à hipótese martingal e maior eficiência informacional.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Abitante, K. G. (2008). Co-integração entre os mercados spot e futuro: evidências dos mercados de boi gordo e soja. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, *46*(1), 75–96.

Alves, J. S., Duarte, G. S. & Lima, R. C. (2008). Teste da eficiência do mercado futuro do álcool anidro no Brasil: Uma análise de co-integração. *Revista Econômica do Nordeste*, *39*(1), 173–184.

Andrews, D. W. K. (1991). Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation. *Econometrica*, *59*(3), 817–858.

Arbex, M. A., & Carvalho, V. (1999). Eficiência do mercado futuro de café brasileiro no período de 1992 a 1998. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, *37*(1), 97–113.

Bacha, C. J. C. (2012). *Economia e política agrícola no Brasil* (2ª ed.). São Paulo: Atlas.

Bressan, A. A., & Leite, C. A. M. (2001). Eficiência do mercado futuro de café no Brasil. *Reuna*, *6*(1), 11–32.

Broock, W. A., Scheinkman, J. A., Dechert, W. D. & LeBaron, B. (1996). A test for independence based on the correlation dimension. *Econometric Reviews*, *15*(3), 197–235.

Capitani, D. H. D., Mattos, F. L. & Martines, J. G., Filho. (2012). Mensuração do risco de preços em diferentes mercados de commodities agrícolas no Brasil. In *XII Encontro Brasileiro de Finanças*, São Paulo.

Carter, C. A., & Mohapatra, S. (2008). How reliable are hog futures as forecasts? *American Journal of Agricultural Economics*, *90*(2), 367–378.

Charles, A., & Darné, O. (2009). Variance-ratio tests of random walk: An overview. *Journal of Economic Surveys*, *23*(3), 503–527.

Charles, A., Darné, O. & Kim, J. H. (2011). Small sample properties of alternative tests for martingale difference hypothesis. *Economics Letters*, *110*(3), 151–154.

Charles, A., Darné, O. & Kim, J. H. (2012). Exchange-rate return predictability and the adaptive markets hypothesis: Evidence from major foreign exchange rates. *Journal of International Money and Finance*, *31*(6), 1607–1626.

Chen, S.-S., Lee, C.-F. & Shrestha, K. (2003). Futures hedge ratios: A review. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, *43*(3), 433–465.

Choi, I. (1999). Testing the random walk hypothesis for real exchange rates. *Journal of Applied Econometrics*, *14*(3), 293–308.

Cont, R. (2001). Empirical properties of asset returns: Stylized facts and statistical issues. *Quantitative Finance*, *1*(2), 223–236.

Cruz, J. C., Jr, & Silveira, R. L. F. (2007). Análise de eficiência, co-integração e exogeneidade nos mercados futuros de café na BM&F, NYBoT e LIFFE. In *XLV Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural*, Rio Branco.

Domínguez, M. A., & Lobato, I. N. (2003). Testing the martingale difference hypothesis. *Econometric Reviews*, *22*(4), 351–377.

Doornik, J. A., & Hansen, H. (2008). An omnibus test for univariate and multivariate normality. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, *70*, 927–939.

Dourado, G. A., & Tabak, B. M. (2013). *Teste da hipótese de mercados adaptativos para o Brasil* (Trabalhos para discussão Nº 325). Brasília, DF: Banco Central do Brasil.

Escanciano, J. C., & Lobato, I. N. (2009a). An automatic portmanteau test for serial correlation. *Journal of Econometrics*, *151*(2), 140–149.

Escanciano, J. C., & Lobato, I. N. (2009b). Testing the martingale hypothesis. In T. C. Mills & K. Patterson (Eds.), *Palgrave handbook of econometrics* (Vol. 2: applied econometrics). New York: Palgrave Macmillan.

Escanciano, J. C., & Velasco, C. (2006). Generalized spectral tests for the martingale difference hypothesis. *Journal of Econometrics*, *134*(1), 151–185.

Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, *25*(2), 383–417.

Fisher, T. J., & Gallagher, C. M. (2012). New weighted portmanteau statistics for time series goodness of fit testing. *Journal of the American Statistical Association*, *107*(498), 777–787.

Fraga, G. J., & Silva, W. A., Neto. (2011). Eficiência no mercado futuro de *commodity*: Evidências empíricas. *Revista Econômica do Nordeste*, *42*(1), 125–137.

Frick, O. O., & Campos, R. B. M. (1996). Eficiência do mercado futuro de boi gordo. *Resenha BM&F*, *113*.

Garcia, P., Hudson, M. A. & Waller, M. L. (1988). The pricing efficiency of agricultural futures markets: An analysis of previous research results. *Southern Journal of Agricultural Economics*, *20*(1), 119–130.

Garcia, P., & Leuthold, R. M. (2004). A selected review of agricultural commodity futures and options markets. *European Review of Agricultural Economics*, *31*(3), 235–272.

Garcia, P., Leuthold, R. M. & Egelkraut, T. M. (2008). Issues and research opportunities in agricultural futures markets. In B. A. Goss (Ed.), *Debt, risk and liquidity in futures markets*. New York: Routledge.

Hakkio, C. (1986). Does the exchange rate follow a random walk? A Monte Carlo study of four tests for a random walk. *Journal of International Money and Finance*, *5*(2), 221–229.

Hsu, P.-H., & Kuan, C.-M. (2005). Reexamining the profitability of technical analysis with data snooping checks. *Journal of Financial Econometrics*, *3*(4), 606–628.

Hussein, A. (2011). *Market efficiency of the Ethiopia commodity exchange: The case of export coffee trading*. Saarbrücken: VDM Verlag Dr. Müller.

Kim, J. H. (2009). Automatic variance ratio test under conditional heteroskedasticity. *Finance Research Letters*, *6*(3), 179–185.

Kroner, K. F., & Sultan, J. (1993). Time-varying distributions and dynamic hedging with foreign currency futures. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, *28*(4), 535–551.

Lesmond, D. A., Ogden, J. P. & Trzcinka, C. A. (1999). A new estimate of transaction costs. *Review of Financial Studies*, *12*(5), 1113–1141.

Lim, K.-P., & Brooks, R. (2011). The evolution of stock market efficiency over time: A survey of the empirical literature. *Journal of Economic Surveys*, *25*(1), 69–10.

Lim, K.-P., Luo, W. & Kim, J. H. (2013). Are US stock index returns predictable? Evidence from automatic autocorrelation-based tests. *Applied Economics*, *45*(8), 953–962.

Lima, R. C., Góis, M. R. & Ulises, C. (2007). Previsão de preços futuros de commodities agrícolas com diferenciações inteira e fracionária, e erros heteroscedásticos. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, *45*(3), 621–644.

Lo, A. W. (2004). The adaptive markets hypothesis: Market efficiency from an evolutionary perspective. *The Journal of Portfolio Management*, *30*(5), 15–29.

Lo, A. W. (2005). Reconciling efficient markets with behavioral finance: The adaptive markets hypothesis. *Journal of Investment Consulting*, *7*(5), 21–44.

Lo, A. W. (2012). Adaptive markets and the new world order. *Financial Analysts Journal*, *68*(2), 18–29.

Lobato, I., Nankervis, J. C. & Savin, N. E. (2001). Testing for autocorrelation using a modified Box–Pierce Q test. *International Economic Review*, *42*(1), 187–205.

Marques, P. V., Mello, P. C. & Martines, J. G., Filho. (2008). *Mercados futuros agropecuários: Exemplos e aplicações para o mercado brasileiro*. Rio de Janeiro: Elsevier.

Menegario, A. H., Paiva, A. R. N., Souza, W. A. R., Martines, J. G., Filho & Marques, P. V. (2014). Eficiência comparativa dos mercados futuros no Brasil e exterior para a comercialização da safra de café brasileira. *Pesquisa & Debate*, *24*(1), 25–49.

Moraes, A. S., Lima, R. C. & de Souza Melo, A. (2009). Análise da eficiência do mercado futuro brasileiro de boi gordo usando co-integração. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, *47*(3), 601–614.

Park, C.-H., & Irwin, S. H. (2007). What do we know about the profitability of technical analysis? *Journal of Economic Surveys*, *21*(4), 786–826.

Righi, M. B., & Ceretta, P. S. (2011). Previsibilidade e eficiência no mercado agrícola. *Ciência Rural*, *41*(10), 1844–1850.

Saboya, L. V., & Bacchi, M. R. P. (1999). Uma proposta metodológica para análise da eficiência na formação de preços de contratos futuros. In *Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural*, Foz do Iguaçu.

Sabuhoro, J. B., & Larue, B. (1997). The market efficiency hypothesis: The case of coffee and cocoa futures. *Agricultural Economics*, *16*(3), 171–184.

Samuelson, P. A. (1965). Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly. *Industrial Management Review*, *5*(2), 41–49.

Timmermann, A., & Granger, C. W. J. (2004). Efficient market hypothesis and forecasting. *International Journal of Forecasting*, *20*(1), 15–27.

Torres, R., Bonomo, M. & Fernandes, C. (2002). A aleatoriedade do passeio na Bovespa: Testando a eficiência do mercado acionário brasileiro. *Revista Brasileira de Economia*, *56*(2), 199–247.

Wang, H. H., & Ke, B. (2005). Efficiency tests of agricultural commodity futures markets in China. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, *49*(2), 125–141.

White, H. (2000). A reality check for data snooping. *Econometrica*, *68*(5), 1097–1126.