



ECONOMIA APLICADA

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 20 – nº 4

Outubro – Dezembro 2016

ARTIGOS

Inflação e incerteza inflacionária no Brasil

Adonias Evaristo da Costa Filho

Consumo de Energia, Emissões de CO₂ e a Geração de Renda e Emprego no Agronegócio Brasileiro: Uma Análise Insumo-Produto

Marco Antonio Montoya, Cássia Aparecida Pasqual, Ricardo Luis Lopes, Joaquim José Martins Guilhoto

Uma Análise dos Rendimentos do Trabalho entre Indivíduos com Ensino Superior no Brasil

Maurício Cortez Reis, Danielle Carusi Machado

A New Measure of the non-inflationary Rate of Capacity Utilisation for the Brazilian economy

Itaiguara de Oliveira Bezerra, Marco Malgarini

O Programa Bolsa Família e o Mercado de Trabalho Informal: uma análise de impacto da ação Brasil Carinhoso

Luísa de Azevedo Nazareno

Brazilian's structural change and economic performance: structuralist comments on macroeconomics policies

Henrique Morrone

Pobreza infantil no Brasil: Aplicação da metodologia Alkire-Foster de mensuração de pobreza multidimensional

Marcelo Sette Mosaner

ECONOMIA FEA-RP/USP



ECONOMIA APLICADA

Vol. 20 – nº 4 Outubro – Dezembro 2016

PAPERS

Inflation and inflation uncertainty in Brazil

Adonias Evaristo da Costa Filho

Energy consumption, CO₂ emissions and income and employ generation in the Brazilian agribusiness: the input-output approach

Marco Antonio Montoya, Cássia Aparecida Pasqual, Ricardo Luis Lopes, Joaquim José Martins Guilhoto

An analysis of the labor earnings among workers with tertiary education in Brazil

Maurício Cortez Reis, Danielle Carusi Machado

A New Measure of the non-inflationary Rate of Capacity Utilisation for the Brazilian economy

Itaiguara de Oliveira Bezerra, Marco Malgarini

Bolsa Familia Program and the informal job market: assessing the impact of Brasil Carinhoso

Luísa de Azevedo Nazareno

Brazilian's structural change and economic performance: structuralist comments on macroeconomics policies

Henrique Morrone

Infant poverty in Brazil: application of Alkire-Foster methodology of multidimensional poverty measurement.

Marcelo Sette Mosaner

ISSN 1413-8050



9 771413 805001

APOIO:



Ministério da Educação

Ministério da Ciência e Tecnologia



ECONOMIA APLICADA

Vol. 20 – nº 4

Outubro – Dezembro 2016

Editor

Reynaldo Fernandes

Editores Associados

Luiz Guilherme Scorzafave	Sergio Naruhiko Sakurai
Angelo Costa Gurgel	Eliezer Martins Diniz
Rodrigo De Losso	Irineu E. de Carvalho Filho
Cláudio Ribeiro de Lucinda	Walter Belluzzo Junior

Conselho Editorial

Affonso Celso Pastore USP	Antônio Barros de Castro UFRJ
Cássio F. Camargo Rolim UFPR	Cláudio Monteiro Considera UFF
Clélio Campolina Diniz CEDEPLAR	Denisard C. de Oliveira Alves USP
Eleutério F. S. Prado USP	Fábio Augusto Reis Gomes USP
Fernando de Holanda Barbosa FGV-UFF	Francisco Anuatti Neto USP/RP
Geoffrey J. D. Hewings University of Illinois	Geraldo Sant'ana de Camargo Barros ESALQ/USP
Gustavo Maia Gomes IPEA	José Marcelino da Costa NAEA/PA
José A. Scheinkman Princeton University	Marcelo Portugal UFRGS
Maria José Willumsen Florida International University	Márcio Gomes Pinto Garcia PUC/ RJ
Mário Luiz Possas UFRJ	Paulo César Coutinho UnB
Paulo Nogueira Batista Júnior FGV/SP	Pierre Perron Boston University
Pedro Cesar Dutra Fonseca UFRGS	Ricardo R. Araújo Lima UnB
Robert E. Evenson Yale University	Roberto Smith UFCE
Rodolfo Hoffmann ESALQ/USP	Rogério Studart UFRJ
Russell E. Smith Washburn University	Sérgio Werlang FGV/RJ
Tomás Málaga FGV/SP	Victor Bulmer-Thomas University of London
Werner Baer University of Illinois	Wilson Suzigan Unicamp



A Revista ECONOMIA APLICADA é uma publicação trimestral do Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo. Os conceitos emitidos são de responsabilidade exclusiva do(s) autor(es). A simples remessa do trabalho implica que o(s) autor(es) concordam que, em caso de aceitação para publicação, a ECONOMIA APLICADA (BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS) passa a ter os direitos autorais para a veiculação dos artigos, tanto em formato impresso como eletrônico a eles referentes, os quais se tornarão propriedade exclusiva da ECONOMIA APLICADA (BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS). É permitida a reprodução total ou parcial dos artigos desta revista, desde que seja explicitamente citada a fonte completa. Revista financiada com recursos do Programa de Apoio a Publicações Científicas do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico - CNPq, entidade governamental brasileira promotora do desenvolvimento científico e tecnológico. Essa revista está sendo indexada por Journal of Economic Literature, versões *eletronic on line* e CD-ROM e no portal Revistas USP.

Secretaria e Divulgação: Marlene Dietrich
Revisões linguísticas (Português e Inglês): Iulo Feliciano Afonso (Solution Translations Eireli — Epp)
Diagramação: Bruna Carolina Garcia & Matheus Alves Albino

Capa: Christof Gunkel

Endereço

Revista Economia Aplicada, Departamento de Economia, FEA-RP/USP
Avenida do Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, SP.
CEP 14040-905
Telefone: (0xx16) 3315-0407
E-mail: revecap@usp.br
Site: <http://www.usp.br/revecap>

Assinaturas

tipo	Brasil	Exterior*
Individual	R\$50,00	R\$ 90,00
Institucional	R\$70,00	R\$110,00

*inclui custos de postagem

FICHA CATALOGRÁFICA

Elaborada pela Seção de Publicações e Divulgação do SBD/FEA/USP.

Economia Aplicada / Departamento de Economia, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo – v. 1, n. 1 – – Ribeirão Preto: FEA-RP, 1997-

Trimestral

Publicado anteriormente sob responsabilidade de FEA/USP, FIPE e FEA-RP
ISSN 1413-8050

1. Economia I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto. Departamento de Economia.

CDD 22.ed – 330.

ECONOMIA APLICADA

Vol. 20 – nº 4

Outubro – Dezembro 2016

ARTIGOS

- 355 **Inflação e incerteza inflacionária no Brasil**
Adonias Evaristo da Costa Filho
- 383 **Consumo de Energia, Emissões de CO₂ e a Geração de Renda e Emprego no Agronegócio Brasileiro: Uma Análise Insumo-Produto**
Marco Antonio Montoya , Cássia Aparecida Pasqual , Ricardo Luis Lopes , Joaquim José Martins Guilhoto
- 415 **Uma Análise dos Rendimentos do Trabalho entre Indivíduos com Ensino Superior no Brasil**
Maurício Cortez Reis , Danielle Carusi Machado
- 441 **A New Measure of the non-inflationary Rate of Capacity Utilisation for the Brazilian economy**
Itaiguara de Oliveira Bezerra , Marco Malgarini
- 457 **O Programa Bolsa Família e o Mercado de Trabalho Informal: uma análise de impacto da ação Brasil Carinhoso**
Luísa de Azevedo Nazareno
- 473 **Brazilian's structural change and economic performance: structuralist comments on macroeconomics policies**
Henrique Morrone
- 489 **Pobreza infantil no Brasil: Aplicação da metodologia Alkire-Foster de mensuração de pobreza multidimensional**
Marcelo Sette Mosaner

INFLAÇÃO E INCERTEZA INFLACIONÁRIA NO BRASIL

ADONIAS EVARISTO DA COSTA FILHO*

Resumo

Este artigo estuda a relação entre o nível da inflação e a incerteza inflacionária no Brasil. Essa variável é obtida a partir de dois métodos. No primeiro, a incerteza inflacionária é estimada por meio de modelos GARCH. No segundo, a incerteza inflacionária é identificada como o desvio-padrão das expectativas de inflação. Testes de causalidade de Granger apontam para causalidade em ambos os sentidos entre a incerteza inflacionária e a inflação. A incerteza inflacionária é positivamente correlacionada com a inflação corrente, e Granger-causa o componente permanente da inflação (núcleo da inflação), quando mensurada pelo desvio-padrão das expectativas de inflação.

Palavras-chave: Inflação, Incerteza, Expectativas

Abstract

This paper studies the relationship between the level of inflation and inflation uncertainty in Brazil. This variable is obtained through two different methods. In the first one, inflation uncertainty is estimated with GARCH models. In the second one, inflation uncertainty is identified as the standard deviation of inflation expectations. Granger causality tests show that causality runs in both ways between inflation uncertainty and inflation. The results show that inflation uncertainty is positively correlated with current inflation, and Granger-causes the permanent component of inflation (core inflation), when measured by the standard deviation of inflation expectations.

Keywords: Inflation, Uncertainty, Expectations

JEL classification: E31, E52.

DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/1413-8050/ea125774>

* Doutor em economia pela Universidade de Brasília. As opiniões expressas nesta publicação são exclusivamente do autor. E-mail: adoniasevaristo@hotmail.com.

1 Introdução

O objetivo deste artigo é analisar a relação entre inflação e incerteza inflacionária no Brasil. Especificamente, procura responder se níveis maiores de inflação provocam um aumento na incerteza inflacionária. A relevância desta pesquisa advém do fato de que desde 2010 as expectativas de inflação se situam acima da meta de inflação estabelecida para o Brasil. Uma investigação empírica da relação entre inflação e incerteza inflacionária também pode, como reflexo, oferecer respostas para as consequências de uma postura mais flexível da autoridade monetária em relação à meta de inflação, no sentido de uma maior tolerância em relação aos extremos da banda em comparação com seu ponto central.

A literatura sobre inflação e incerteza inflacionária distingue a variabilidade da inflação da incerteza inflacionária. Esta é definida como a variância do componente não esperado da inflação, ou seja, das surpresas inflacionárias. O argumento básico é de que mesmo se a variância da inflação for maior, os movimentos podem ser previsíveis. Holland (1984) lista algumas hipóteses sobre a relação entre inflação, variabilidade da inflação e a incerteza inflacionária: i) um aumento da inflação leva a um aumento da variabilidade da inflação, ii) a variabilidade da inflação gera incerteza em relação ao comportamento da inflação no futuro e iii) a incerteza inflacionária acaba prejudicando a atividade econômica.

Ball & Cecchetti (1990) minimizam a distinção entre a variabilidade da inflação e a incerteza inflacionária, entendida como a variância da inflação não esperada, encontrando que o nível da inflação tem efeitos semelhantes tanto na variabilidade da inflação quando em mudanças não esperadas da inflação.

Friedman (1976) e Okun (1971) tratam a variabilidade da inflação e a incerteza inflacionária como sinônimos. Para Friedman (1976), taxas de inflação mais elevadas tendem a ser mais variáveis e menos previsíveis, induzindo um encurtamento dos contratos e a perda de eficiência do sistema de preços, dificultando a distinção entre alterações nos preços relativos e no nível geral de preços:

t is unlikely that inflation would be as fully anticipated at high as at low rates of inflation (p. 278).

The most fundamental departure is that a high inflation rate is not likely to be steady during the transition decades. Rather, the higher the rate, the more variable it is likely to be (p. 279).

A second related effect of increased volatility of inflation is to render market prices a less efficient system for coordinating economic activity. The more volatile the rate of general inflation, the harder it becomes to extract the signal about relative prices from the absolute prices... (p. 281)

Sob o ponto de vista teórico, conforme apontado por Golob (1994), a transmissão da inflação para a incerteza inflacionária se dá por meio da resposta esperada da política monetária ao aumento da inflação. A incerteza inflacionária advém tanto do momento da reação da política monetária (*timing*) quanto das dúvidas em relação às defasagens dos efeitos da política monetária para a atividade econômica, e por último, para a inflação. Ball (1992) constrói um modelo teórico em que a inflação elevada produz incerteza em relação à política monetária. Se por um lado é desejável uma atitude desinflacionária por parte da autoridade monetária, por outro lado a resposta pode engendrar uma recessão. A alternância de poder entre formuladores com preferências distin-

tas entre inflação e atividade provoca incerteza em relação às consequências de desinflar a economia.

Outro elo na relação em questão se refere às consequências da incerteza inflacionária, ou seja, os fatores que fazem com que a incerteza inflacionária seja prejudicial à economia. As consequências da incerteza inflacionária podem ser separadas entre as que produzem efeitos *ex-ante* e aquelas que produzem consequências *ex-post* (Golob 1994).

Dentro da primeira categoria, por um lado a incerteza inflacionária resulta em um aumento das taxas de juros de longo prazo. Adicionalmente, a incerteza inflacionária acarreta incerteza em relação ao comportamento de outras variáveis macroeconômicas, como a taxa de juros, arrecadação tributária, investimento, etc. Por último, a incerteza inflacionária consome recursos, pois os agentes econômicos devotam recursos para lidar com os riscos oriundos da incerteza inflacionária, por exemplo, em recursos gastos com as previsões de inflação.

Por sua vez, as consequências *ex-post* da incerteza inflacionária são definidas como aquelas que resultam da diferença entre a inflação realizada e a expectativa de inflação prévia. Quando os contratos são fixados em termos nominais, aumentos inesperados da inflação envolvem redistribuições de renda a favor dos devedores, com o oposto acontecendo no caso de reduções inesperadas da inflação. Adicionalmente, a incerteza tende a provocar um encurtamento dos contratos, com renegociações ocorrendo de forma mais frequente.

Cukierman & Meltzer (1986) desenvolvem um modelo teórico para formalizar o argumento de que a incerteza inflacionária pode levar a um aumento da inflação. A modelagem segue a estrutura de Barro & Gordon (1983) em que um comportamento discricionário por parte da autoridade monetária acaba levando a um viés inflacionário. A função objetivo do banco central contempla a atividade, que é estimulada por surpresas inflacionárias, e o crescimento da oferta monetária. A primeira variável entra positivamente (o banco central gosta de menos desemprego), enquanto a segunda entra negativamente, mas os pesos da função objetivo variam aleatoriamente ao longo do tempo. Como os controles dos procedimentos de política monetária são imprecisos, a informação por parte dos agentes é imperfeita, o que gera incerteza por parte do público se as mudanças na inflação se devem a alterações nos pesos da função objetivo da autoridade monetária ou erros temporários nos procedimentos de controle da política monetária.

No modelo em questão o governo acaba não escolhendo o nível mais eficiente de controle monetário, preferindo um certo grau de ambiguidade. Essa ambiguidade é benéfica para a autoridade monetária, pois permite um maior grau de controle sobre as surpresas monetárias. A incerteza gerada produz uma taxa de inflação maior, com a autoridade monetária utilizando surpresas inflacionárias para estimular a economia de forma oportunista. O modelo oferece uma justificativa teórica para a preferência das autoridades monetárias por um certo grau de segredo e ambiguidade, e também para um relação positiva entre a média e a variância da inflação.

A hipótese de que a inflação aumenta a incerteza inflacionária ficou conhecida na literatura como hipótese de Friedman-Ball. Por sua vez, a hipótese de que a incerteza inflacionária provoca um aumento da inflação ficou denominada na literatura como hipótese de Cukierman-Meltzer.

No âmbito empírico, a literatura em geral aponta para um efeito positivo do nível da inflação para a incerteza inflacionária, por exemplo: nos EUA (Ball

& Cecchetti (1990), Holland (1995), Golob (1994)), no Reino Unido (Kontonikas 2004), para diversos países europeus (Caporale et al. 2012) e para o G7 (Berument & Dincer 2005, Grier & Perry. 1998). Esta pesquisa busca respostas para a relação entre inflação e incerteza inflacionária no Brasil, e como essa relação se contrapõe às evidências empíricas encontradas para outros países.

Ball & Cecchetti (1990) estudam a relação entre o nível da inflação e a incerteza inflacionária, encontrando que níveis mais altos da inflação resultam em efeitos maiores sobre a variância de choques permanentes na inflação, entendidos como choques na tendência inflacionária. Colocado de outra forma, o aumento do nível da inflação implica em uma maior incerteza em relação ao comportamento de longo prazo da inflação, em comparação com a incerteza inflacionária de curto prazo. Desse resultado decorre que a inflação produz custos substanciais na economia, por meio do aumento da incerteza inflacionária.

Caporale et al. (2012) estimam a incerteza inflacionária da zona do Euro por meio de um modelo AR-GARCH, e posteriormente analisam a relação entre a incerteza inflacionária e a inflação por meio de um vetor autorregressivo (VAR). O VAR estimado inclui, além da inflação e da incerteza inflacionária de estado estacionário, a taxa de desemprego, a variação do agregado monetário M3 em termos nominais, a variação da taxa de câmbio nominal e a inclinação da curva de juros, medida pela diferença entre as taxas de juros de 3 meses e de 10 anos. Em um teste de causalidade de Granger, os autores encontram que a inflação Granger-causa a incerteza inflacionária, não encontrando evidências de causalidade de Granger no sentido contrário.

Para o G-7, Berument & Dincer (2005) encontram que em geral a inflação causa incerteza inflacionária, confirmando os resultados encontrados em estudos anteriores, porém por meio de um modelo *component* GARCH para modelar a inflação, que separa os componentes de curto e longo prazo da variância condicional. Também abrangendo o G-7, Grier & Perry. (1998) mostraram que a inflação aumenta a incerteza inflacionária para todos os países do grupo, enquanto que a relação em sentido contrário vale apenas para o Japão e a França. Por sua vez, para os Estados Unidos e Alemanha os autores encontram que a incerteza inflacionária reduz a inflação, o que os autores atribuem à resposta da política monetária desses países, nos quais a autoridade monetária possui maior independência.

Para o Brasil, Issler (1991) estimou o modelo GARCH (1,1) para a variância condicional da inflação, aumentada pela inflação defasada, utilizando dados mensais de 1971 até 1985. O autor encontrou que a média da inflação afeta a variância condicional da inflação no Brasil, por meio de um teste de hipótese sobre o coeficiente da inflação defasada na equação da variância da inflação.

Outra pesquisa no mesmo sentido foi efetuada por Vale (2004), que estimou um modelo *GARCH-in-mean* bivariado, usando como variáveis dependentes o crescimento do produto e a inflação na equação da média. No estudo, foram utilizadas séries do índice de preços ao produtor, índice de preços ao consumidor e produção industrial, abrangendo o período de janeiro de 1975 a dezembro de 2001. As variâncias foram modeladas por meio do modelo GARCH(1,1) para a matriz de variância e covariância. As medidas de incerteza então obtidas foram testadas posteriormente na equação da média. O autor encontrou que a incerteza inflacionária tem efeitos negativos no produto e positivos na inflação, conforme esperado.

Este trabalho está organizado da seguinte forma. Além desta introdução,

a seção 2 apresenta as medidas de incerteza inflacionária utilizadas e os resultados obtidos com cada medida, e a seção 3 conclui. Por último, o apêndice apresenta os testes de raiz unitária utilizados.

2 Medindo a incerteza inflacionária

2.1 Incerteza inflacionária estimada

Nesta seção, seguimos a abordagem amplamente utilizada na literatura pertinente à relação entre inflação e incerteza inflacionária. A abordagem principal consiste na estimação da volatilidade condicional da inflação por meio de modelos da família GARCH. A série de volatilidade condicional estimada é então interpretada como uma *proxy* da incerteza inflacionária¹.

Nessa etapa, foram utilizadas séries temporais com frequência mensal da taxa de inflação mensal medida pelo IPCA e do IPCA acumulado em 12 meses. A série da taxa de inflação mensal vai de junho de 1999 até setembro de 2013, abrangendo ao todo 172 observações, enquanto a série da taxa de inflação acumulada em 12 meses do IPCA compreende o período entre junho de 1999 e dezembro de 2013, contendo 175 observações. Dessa forma, ambas as séries abrangem o período do regime de metas para a inflação.

A Figura 1 apresenta um gráfico com ambas as séries, além de outras também utilizadas nesta pesquisa. Em um primeiro momento foram realizados testes de raiz unitária para averiguar a possibilidade das séries utilizadas não serem estacionárias. Os testes utilizados, apresentados no apêndice, rejeitaram a hipótese de raiz unitária nas séries.

A estrutura do modelo GARCH (p, q) é dada por:

$$\pi_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i \pi_{t-i} + \sum_{i=1}^n \theta_i \varepsilon_{t-i} \quad (1)$$

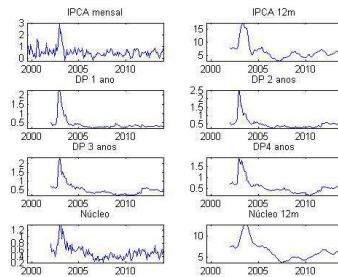
$$\sigma_\varepsilon^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \gamma_i \sigma_{\varepsilon t-i}^2 \quad (2)$$

Em que π é a taxa de inflação, ε_t é o resíduo da equação da equação da média da inflação, dada pela 1ª equação, e σ_ε^2 é a variância condicional do resíduo, que usualmente é interpretada como uma *proxy* da incerteza inflacionária. Para garantir uma variância positiva, temos a seguinte restrição nos parâmetros: $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i > 0$ e $\gamma_i > 0$. O modelo é uma generalização dos modelos ARCH, e foi introduzido por Bollerslev (1986).

O primeiro passo para a estimação dos modelos foi ajustar modelos ARMA(m,n) para retirar a correlação serial da série de taxa de inflação. Em seguida o modelo GARCH foi aplicado ao resíduo obtido pela aplicação do modelo ARMA na série da taxa de inflação. O modelo GARCH foi aplicado na série da taxa de inflação mensal e na série da taxa de inflação acumulada em 12 meses.

Para os modelos GARCH estimados, foi considerado que o termo de erro ε_t segue uma distribuição de erros generalizada (GED). Essa distribuição tem como casos particulares a distribuição normal (caso o parâmetro da distribuição seja igual a 2) e a distribuição exponencial dupla (caso o parâmetro que

¹Praticamente todos os artigos empíricos mencionados de uma forma ou de outra utilizam a abordagem GARCH: Caporale et al. (2012), Berument & Dincer (2005), Grier & Perry. (1998), Berument & Dincer (2005), dentre outros



Nota: IPCA mensal, IPCA 12m: IPCA acumulado em 12 meses, DP 1 ano: desvio-padrão das expectativas de inflação 1 ano à frente, DP 2 anos: desvio-padrão das expectativas de inflação 2 anos à frente, DP 3 anos: desvio-padrão das expectativas de inflação 3 anos à frente, DP 4 anos: desvio-padrão das expectativas de inflação 4 anos à frente, núcleo: núcleo mensal do IPCA médias aparadas e com suavização, núcleo 12m: Núcleo do IPCA acumulado em 12 meses.

Figura 1: Dados utilizados nas estimações: IPCA mensal, IPCA acumulado em 12 meses e desvio-padrão das expectativas de inflação

governa a distribuição seja igual a 1). Adicionalmente, a estimação do parâmetro da distribuição permite obter informações sobre as caudas da distribuição. A valor estimado da distribuição GED foi inferior a 2 em todos os modelos estimados, indicando que a distribuição tem caudas mais pesadas do que a da distribuição Normal (Morettin 2006, p. 186).

Também foram estimados modelos assimétricos (E-GARCH e TARCh). Esses modelos permitem que a volatilidade responda de forma assimétrica a retornos positivos e negativos. No caso em questão, o objetivo foi testar se a incerteza inflacionária responde de forma diferente a taxas de inflação positivas ou negativas. Seguindo Morettin (2006, p. 171), a estrutura de um modelo E-GARCH(1,1) é dada por:

$$X_t = \sqrt{h_t} \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\ln(h_t) = w + \beta \ln(h_{t-1}) + \alpha \left| \frac{X_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| + \gamma \frac{X_{t-1}}{h_{t-1}} \quad (4)$$

O componente assimétrico é dado pelo parâmetro γ . Quando $\gamma \neq 0$, a variância responde de forma diferente a choques positivos e negativos. Por sua vez, a volatilidade do modelo TARCh(1,1) é dada por:

$$\ln(h_t) = w + \alpha X_{t-1}^2 + \gamma X_{t-1}^2 d_{t-1} + \beta h_{t-1} \quad (5)$$

$$d_t = 1, \text{ se } X_t < 0; d_t = 0, \text{ se } X_t \geq 0 \quad (6)$$

Novamente, o componente assimétrico do modelo é dado pelo parâmetro γ .

Foram estimadas diferentes combinações de modelos GARCH (GARCH(0,1), GARCH(1,0), GARCH(1,1), GARCH(2,2), GARCH(2,1) e GARCH(1,2)), além dos modelos assimétricos E-GARCH(1,1) e TARCH(1,1), tanto para a taxa de inflação mensal do IPCA quanto para o IPCA acumulado em 12 meses na frequência mensal. Além de buscar obter o modelo com melhor ajuste aos dados, a estimação de diversos modelos teve o propósito de servir como exercício de robustez para os resultados obtidos neste trabalho, em particular no que concerne à causalidade no sentido de Granger entre a incerteza inflacionária e a inflação, a ser apresentada adiante.

As Tabelas 1 e 2 mostram os resultados obtidos para o IPCA mensal. A Tabela 3 mostra que para a grande maioria dos modelos as volatilidades são altamente correlacionadas². A Tabela 4 sintetiza os principais critérios de informação (Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn)³ dos modelos. O modelo GARCH(2,1) é o que resulta em maior verossimilhança e menores critérios de informação, sendo o modelo com melhor ajuste aos dados. Em todos os modelos estimados, o primeiro passo foi estimar um modelo ARMA(m,n), com o objetivo de retirar a correlação serial, para em seguida ajustar um modelo para a volatilidade condicional.

Em relação aos modelos assimétricos, muito embora o parâmetro γ se mostre significativo no E-GARCH(1,1) e no TARCH(1,1), o ajuste foi pior do que o observado para os modelos simétricos, no que tange à verossimilhança e aos critérios de informação.

As tabelas 5 e 6 mostram os resultados obtidos quando, em vez da taxa de inflação mensal do IPCA, os modelos são ajustados à taxa de inflação acumulada em 12 meses do IPCA, também na frequência mensal. Assim como no caso da taxa de inflação mensal do IPCA, a Tabela 7 mostra a correlação entre as volatilidades geradas por cada modelo. Para a grande maioria dos casos, as volatilidades são altamente correlacionadas. O parâmetro γ se mostra significativo no caso dos modelos assimétricos. Considerando os valores da verossimilhança e dos critérios de informação, apresentados na Tabela 8, o modelo com melhor ajuste foi o E-GARCH(1,1), seguido do GARCH(2,2).

As volatilidades condicionais geradas pelos diferentes modelos são apresentadas no apêndice⁴. Em linha com a elevada correlação entre as diferentes medidas de volatilidade, apresentadas nas Tabelas 3 e 7, os gráficos apresentam uma dinâmica comum, com o pico da incerteza inflacionária tendo sido atingido em 2003, no período considerado neste estudo.

De posse das volatilidades condicionais geradas por cada modelo, tidas como *proxies* da incerteza inflacionária por grande parte da literatura, o passo seguinte foi ajustar modelos VAR bivariados entre a respectiva volatilidade condicional e a taxa de inflação utilizada para gerar a série de volatilidade, i.e., a taxa de inflação mensal do IPCA ou a inflação acumulada em 12 meses do IPCA. Para selecionar as defasagens dos VARs, foram utilizados os critérios de informação (AIC, SBIC e HQIC). Como em alguns casos os VARs estimados

²Uma exceção é o GARCH(0,1), cujo ajuste não produz bons resultados

³O critérios informação combinam a verossimilhança do modelo com o número de parâmetros do modelo. São dados por $AIC = -2\log(L) + 2m$, $BIC = -2\log(L) + m\log n$ e $HQIC = -2\log(L) + 2\ln(\ln(n))k/m$, onde L é a verossimilhança do modelo, m são os números de parâmetros e n é o número de observações. Queremos encontrar o modelo com o menor critério de informação.

⁴Apesar de alguns coeficientes estimados terem sinal negativo, a inspeção das séries das variâncias condicionais mostra que elas são positivas ao longo de todo o período.

Tabela 1: IPCA mensal

Variável	GARCH (1,0)		GARCH(0,1)		GARCH(1,1)		GARCH(2,2)	
	Coefficiente	P-valor	Coefficiente	P-valor	Coefficiente	P-valor	Coefficiente	P-valor
Equação da média								
Constante	0.46***	0.00	0.47***	0.00	0.43***	0.00	0.46***	0.00
π_{t-1}	0.49***	0.00	0.32***	0.00	0.54***	0.00	0.62***	0.00
π_{t-2}	0.12*	0.09	-0.21***	0.00				
π_{t-3}	0.11***	0.00	0.12***	0.00	0.07***	0.06	0.14***	0.00
π_{t-7}	-0.25***	0.00	-0.22***	0.00	-0.23***	0.00	-0.17***	0.00
π_{t-9}	0.15***	0.00	0.16***	0.00	0.13***	0.00	0.09**	0.02
π_{t-12}	0.11***	0.00						
ϵ_{t-1}	0.15**	0.01	0.26**	0.01	0.16**	0.03		
ϵ_{t-8}	0.09**	0.01	0.10***	0.00				
ϵ_{t-12}	0.20***	0.00	0.19***	0.00	0.27***	0.00		
Equação da variância								
Constante	0.05***	0.00	0.07	0.86	0.03**	0.02	0.02***	0.00
ϵ_{t-1}^2	0.07	0.43	0.41**	0.04	0.35***	0.01		
ϵ_{t-2}^2	0.59***	0.00						
σ_{ϵ}^2	-0.14	0.98	0.17	0.42	-0.05	0.55		
σ_{ϵ}^2	-0.14	0.27						
Parâmetro GED	0.84***	0.00	0.82***	0.00	0.90***	0.00	1.30***	0.00
R^2	0.49		0.48		0.50		0.46	
Erro-padrão da regressão	0.28		0.29		0.28		0.29	
Log-verossimilhança	14.40		14.29		7.86		13.56	
Critério de Akaike	-0.04		-0.04		-0.07		-0.00	
Critério de Schwarz	0.16		0.16		0.15		0.24	
Critério de Hannan-Quinn	0.04		0.04		0.02		0.09	
Observações	163		163		163		160	
Estatística Q de Ljung-Box para os resíduos (p-valor)								
Q(10)	0.16		0.05		0.15		0.11	
Q(15)	0.48		0.27		0.47		0.1	3
Q(20)	0.71		0.50		0.49		0.11	
Estatística Q de Ljung-Box para os resíduos ao quadrado (p-valor)								
Q(10)	0.04		0.37		0.62		0.39	
Q(15)	0.35		0.88		0.46		0.71	
Q(20)	0.69		0.98		0.70		0.61	

Nota: ***, **, e * indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente

Tabela 2: IPCA mensal - continuação

Variável	GARCH (1,2)		GARCH(2,1)		TARCH(1,1)		EGARCH(1,1)	
	Coefficiente	P-valor	Coefficiente	P-valor	Coefficiente	P-valor	Coefficiente	P-valor
Equação da média								
Constante	0.44***	0.00	0.46***	0.00	0.47***	0.00	0.46***	0.00
π_{t-1}	0.44***	0.00	0.64***	0.00	0.29***	0.00	0.37***	0.00
π_{t-4}	0.08**	0.02						
π_{t-7}	-0.24***	0.00	-0.17***	0.00	-0.14***	0.00	-0.12**	0.01
π_{t-9}	0.10***	0.00	0.14***	0.00				
π_{t-12}	0.13***	0.00	0.11**	0.01				
ϵ_{t-1}	0.25***	0.00	0.38***	0.00	0.30***	0.00		
ϵ_{t-12}	0.30***	0.00	0.16***	0.00				
Equação da variância								
Constante	0.02**	0.02	-0.0004	0.28	0.02***	0.00	-0.88***	0.00
ϵ_{t-1}^2	0.42**	0.01	0.20***	0.00	0.73***	0.00	-	-
ϵ_{t-2}^2	-0.23***	0.00						
σ_{t-1}^2	0.32	0.32	1.02***	0.00	0.28***	0.00	0.78***	0.00
σ_{t-2}^2	-0.13	0.45						
$\epsilon_{t-1}^2 d_{t-1}$ (TARCH)	-0.80***	0.00						
$\left \frac{\epsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} \right $ (EGARCH)	0.27	0.11						
$\frac{\epsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}}$ (EGARCH)	0.23*	0.06						
Parâmetro GED	1.01***	0.00	1.14***	0.00	1.49***	0.00	1.32***	0.00
R^2	0.48		0.48		0.45		0.45	
Erro-padrão da regressão	0.29		0.29		0.29		0.29	
Log-verossimilhança	18.08		18.68		12.18		10.82	
Critério de Akaike	-0.07		-0.10		-0.02		-0.01	
Critério de Schwarz	0.15		0.08		0.16		0.18	
Critério de Hannan-Quinn	0.01		-0.02		0.05		0.06	
Observações	163		163		160		160	
Estatística Q de Ljung-Box para os resíduos (p-valor)								
Q(10)	0.28		0.31		0.20		0.29	
Q(15)	0.40		0.41		0.11		0.21	
Q(20)	0.50		0.63		0.15		0.32	
Estatística Q de Ljung-Box para os resíduos ao quadrado (p-valor)								
Q(10)	0.81		0.07		0.49		0.71	
Q(15)	0.43		0.22		0.03		0.55	
Q(20)	0.65		0.43		0.03		0.32	

Nota: ***, **, e * indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente

Tabela 3: IPCA mensal: Correlações entre as variâncias condicionais geradas pelos modelos

	Garch(0,1)	Garch(1,0)	Garch(1,1)	Garch(1,2)	Garch(2,1)	Garch(2,2)	EGarch(1,1)	Tarch(1,1)
Garch(0,1)	1							
Garch(1,0)	0	1						
Garch(1,1)	-0,01	0,98	1					
Garch(1,2)	-0,01	0,95	0,99	1				
Garch(2,1)	-0,06	0,92	0,9	0,87	1			
Garch(2,2)	0,05	0,54	0,68	0,76	0,53	1		
EGarch(1,1)	0,09	0,88	0,93	0,94	0,85	0,75	1	
Tarch(1,1)	0,06	0,91	0,95	0,96	0,84	0,71	0,98	1

permaneciam com correlação serial na defasagem selecionada pelos critérios, aumentou-se o número de defasagens até a correlação serial ser eliminada do modelo. Em geral foi necessária a adição de apenas uma defasagem no VAR, além da apontada pelos critérios de informação, para eliminar a autocorrelação serial. As Tabelas 10 e 12 apresentam os testes dos multiplicadores de Lagrange nos modelos, assim como a defasagem utilizada ⁵.

Entretanto, o teste de normalidade Jarque-Bera em geral rejeitou a hipótese de normalidade dos resíduos nos VARs estimados.

Para responder à questão colocada neste trabalho, estamos interessados principalmente na causalidade de Granger entre a volatilidade condicional do modelo (*proxy* estimada da incerteza inflacionária) e a taxa de inflação. Considerando um VAR bivariado conforme abaixo:

$$y_t = a(L)y_{t-1} + b(L)x_{t-1} + \varphi_t \quad (7)$$

$$x_t = c(L)x_{t-1} + d(L)y_{t-1} + v_t \quad (8)$$

a variável y_t não Granger-cause a variável x_t se $d(L) = 0$, ou seja, se podemos retirar as defasagens de y_t da equação de x_t .

As tabelas 9 e 11 apresentam os resultados dos testes de causalidade de Granger entre a incerteza inflacionária obtida a partir dos modelos GARCH e a taxa de inflação. No caso da taxa de inflação mensal (tabela 9), com exceção do modelo GARCH(2,2), os resultados mostram que a incerteza inflacionária Granger-cause a inflação, com a relação em sentido contrário também valendo, i.e, a inflação Granger-cause a incerteza inflacionária. A mesma conclusão vale quando utilizamos como medida de inflação o IPCA acumulado em 12 meses, com os resultados apresentados na Tabela 11. Nesse sentido, encontramos evidências tanto da hipótese de Friedman-Ball quanto da hipótese de Cukierman-Meltzer quando a incerteza inflacionária é mensurada por meio da volatilidade condicional dos modelos GARCH. O fato do resultado ser obtido para diferentes ajustes de modelos, e com base em diferentes medidas de inflação (IPCA mensal e acumulado em 12 meses) confere robustez aos resultados.

Além da causalidade de Granger, também estamos interessados na correlação entre as diferentes medidas de volatilidade e as medidas de inflação. A correlação permite obter pistas em relação à associação entre o nível da inflação e a incerteza inflacionária, em adição à precedência temporal dada pela

⁵ Antes da estimação do modelo VAR envolvendo a taxa de inflação e a série de volatilidade condicional obtida pelo modelo, ambas foram submetidas aos testes de raiz unitária, que indicaram que as variáveis são estacionárias, exceto para a volatilidade condicional do EGARCH(1,1) da inflação acumulada em 12 meses. Os resultados dos testes estão apresentados no apêndice.

Tabela 4: IPCA mensal – Critérios de seleção dos modelos

	Garch(0,1)	Garch(1,0)	Garch(1,1)	Garch(1,2)	Garch(2,1)	Garch(2,2)	EGarch(1,1)	Tarch(1,1)
R ²	0.48	0.49	0.50	0.48	0.48	0.46	0.45	0.45
Erro-padrão da regressão	0.29	0.28	0.28	0.29	0.29	0.29	0.29	0.29
Log-verossimilhança	14.29	14.40	17.86	18.08	18.68	13.56	10.82	12.18
Critério de Akaike	-0.04	-0.04	-0.07	-0.07	-0.10	-0.00	-0.01	-0.02
Critério de Schwarz	0.16	0.16	0.15	0.15	0.08	0.24	0.18	0.16
Critério de Hannan-Quinn	0.04	0.04	0.02	0.01	-0.02	0.09	0.06	0.05

Tabela 5: IPCA mensal - continuação

Variável	GARCH (1,0)		GARCH(0,1)		GARCH(1,1)		GARCH(2,2)	
	Coefficiente	P-valor	Coefficiente	P-valor	Coefficiente	P-valor	Coefficiente	P-valor
Constante	5.64***	0.00	6.02***	0.00	5.60***	0.00	5.56***	0.00
π_{t-1}	1.50***	0.00	1.51***	0.00	1.53***	0.00	1.54***	0.00
π_{t-2}	-0.52***	0.00	-0.52***	0.00	-0.55***	0.00	-0.55***	0.00
π_{t-7}	-0.21***	0.00						
ϵ_{t-1}	0.16***	0.00						
ϵ_{t-4}	0.07**	0.02	0.09**	0.05	0.09**	0.03		
ϵ_{t-12}	-0.71***	0.00	-0.81***	0.00	-0.76***	0.00	-0.77***	0.00
Equação da variância								
Constante	0.04***	0.00	-0.00	0.56	0.005	0.20	-0.00	0.20
ϵ_{t-1}^2	0.62***	0.00	0.22**	0.02	0.25	0.14	-	-
ϵ_{t-2}^2	-0.27	0.12						
σ_{t-1}^2	0.99***	0.00	0.71***	0.00	1.09***	0.00		
σ_{t-2}^2	-0.08	0.51						
Parâmetro GED	1.09***	0.00	1.12***	0.00	1.30***	0.00	1.53***	0.00
R ²	0.98		0.98		0.98		0.98	
Erro-padrão da regressão	0.32		0.32		0.32		0.31	
Log-verossimilhança	-11.00		-10.76		-13.60		-6.88	
Critério de Akaike	0.23		0.21		0.26		0.20	
Critério de Schwarz	0.39		0.36		0.42		0.40	
Critério de Hannan-Quinn	0.29		0.27		0.32		0.28	
Observações	173		173		173		173	
Estatística Q de Ljung-Box para os resíduos (p-valor)								
Q(10)	0.16		0.10		0.30		0.20	
Q(15)	0.39		0.15		0.42		0.38	
Q(20)	0.24		0.18		0.61		0.53	
Estatística Q de Ljung-Box para os resíduos ao quadrado (p-valor)								
Q(10)	0.004		0.22		0.62		0.22	
Q(15)	0.04		0.51		0.92		0.51	
Q(20)	0.16		0.74		0.98		0.69	

Nota: ***, **, e * indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente

Tabela 6: IPCA 12 meses – continuação

Variável	GARCH (2,1)		GARCH(1,2)		TARCH(1,1)		EGARCH(1,1)	
	Coefficiente	P-valor	Coefficiente	P-valor	Coefficiente	P-valor	Coefficiente	P-valor
Equação da média								
Constante	5.51***	0.00	5.58***	0.00	5.91***	0.00	6.80***	0.00
π_{t-1}	1.49***	0.00	1.53***	0.00	1.58***	0.00	1.70***	0.00
π_{t-2}	-0.51***	0.00	-0.55***	0.00	-0.59***	0.00	-0.73***	0.00
π_{t-7}	0.02**	0.03						
ϵ_{t-2}	-0.20***	0.00						
ϵ_{t-4}	0.08**	0.07	0.09*	0.06	0.08*	0.09		
ϵ_{t-12}	-0.76***	0.00	-0.76***	0.00	-0.72***	0.00	-0.77***	0.00
Equação da variância								
Constante	-0.00*	0.09	0.006	0.31	0.009	0.06	-0.04***	0.00
ϵ_{t-1}^2	0.41***	0.00	0.27	0.20	0.34**	0.02	-	-
ϵ_{t-2}^2	-0.42***	0.00						
σ_{t-1}^2	1.01***	0.00	0.45	0.63	0.69***	0.00	0.92***	0.00
σ_{t-2}^2	0.21	0.27						
$\epsilon_{t-1}^2 d_{t-1}$ (TARCH)	-0.37***	0.01						
$\frac{ \epsilon_{t-1} }{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}}$ (EGARCH)	-0.23***	0.00						
$\frac{\epsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}}$ (EGARCH)	0.24***	0.00						
Parâmetro GED	1.48***	0.00	1.30***	0.00	1.42***	0.00	1.49***	0.00
R^2	0.98		0.98		0.98		0.98	
Erro-padrão da regressão	0.32		0.32		0.32		0.31	
Log-verossimilhança	-8.71		-13.40		-11.68		0.85	
Critério de Akaike	0.21		0.27		0.25		0.12	
Critério de Schwarz	0.39		0.45		0.43		0.32	
Critério de Hannan-Quinn	0.29		0.34		0.32		0.20	
Observações	173		173		173		168	
Estatística Q de Ljung-Box para os resíduos (p-valor)								
Q(10)	0.20		0.30		0.30		0.15	
Q(15)	0.37		0.40		0.34		0.36	
Q(20)	0.51		0.61		0.48		0.52	
Estatística Q de Ljung-Box para os resíduos ao quadrado (p-valor)								
Q(10)	0.06		0.53		0.62		0.15	
Q(15)	0.20		0.88		0.90		0.40	
Q(20)	0.39		0.98		0.97		0.47	

Nota: ***, **, e * indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente

Tabela 7: IPCA em 12 meses- Correlações entre as variâncias condicionais geradas pelos modelos

	Garch(0,1)	Garch(1,0)	Garch(1,1)	Garch(2,2)	Garch(2,1)	Garch(1,2)	EGarch(1,1)	Tarch(1,1)
Garch(0,1)	1							
Garch(1,0)	0,18	1						
Garch(1,1)	0,37	0,72	1					
Garch(2,2)	0,47	0,94	0,75	1				
Garch(2,1)	0,33	0,98	0,73	0,99	1			
Garch(1,2)	0,35	0,8	0,99	0,82	0,81	1		
EGarch(1,1)	0,45	0,28	0,56	0,37	0,33	0,54	1	
Tarch(1,1)	0,31	0,75	0,98	0,77	0,76	0,97	0,55	1

causalidade de Granger. A Tabela 13 apresenta os coeficientes de correlação entre as medidas de inflação e as volatilidades geradas por cada modelo. Em geral as correlações são positivas e moderadas, oscilando entre 0,4 a 0,7, implicando em uma relação positiva entre o nível da inflação e as *proxies* da incerteza inflacionária mensuradas pelas volatilidades condicionais.

2.2 Incerteza inflacionária observada

Uma desvantagem da abordagem acima, que utiliza os modelos GARCH para analisar a relação entre inflação e incerteza inflacionária, é que esta é obtida a partir da estimação de modelos. Para superar essa limitação, empregamos nesta seção uma medida diretamente observável da incerteza inflacionária, o desvio-padrão das expectativas de inflação coletadas pela pesquisa Focus do Banco Central para 1 a 4 anos à frente. Intuitivamente, períodos de incerteza inflacionária estão relacionados com uma maior dispersão das expectativas de inflação dos agentes, equivalentes à presença de caudas pesadas na distribuição de frequência das expectativas de inflação. Semelhante medida de incerteza inflacionária também foi utilizada no estudo de Golob (1994) e Holland (1995) para os Estados Unidos.

A opção pelo desvio-padrão das expectativas de inflação se deu em função da ausência de dados públicos para as variâncias das distribuições de probabilidade individuais no Brasil.⁶

A série utilizada vai do final de 2001 ao final de 2013. Esse período foi utilizado porque a série de expectativas de inflação começou a ser coletada em novembro de 2001. Para exemplificar os dados utilizados, para as expectativas de inflação coletadas em 2002, o desvio-padrão das expectativas de inflação para 1, 2, 3 e 4 anos à frente se refere à projeção do mercado para a inflação para os anos 2003, 2004, 2005 e 2006, respectivamente, enquanto que para os dados coletados em 2013, as séries equivalem à projeção de mercado para 2014, 2015, 2016 e 2017. Por sua vez, utilizamos como medida de inflação a inflação acumulada em 12 meses do IPCA, o IPCA mensal, o núcleo da inflação⁷ acumulado em 12 meses e o núcleo da inflação mensal do IPCA. Caso as expectativas de inflação tenham sido coletadas no mês de maio, a inflação acumulada em 12 meses se refere ao período de 12 meses que se encerra em maio daquele ano (inclusive). A utilização dessas séries teve o propósito de harmonizar os resultados obtidos nesta seção com os obtidos na seção anterior. Adicionalmente, a utilização do núcleo de inflação teve o objetivo de analisar

⁶Agradeço ao parecerista por indicar este ponto.

⁷A série de núcleo da inflação mensal foi retirada do IPEADATA, e corresponde ao núcleo de médias aparadas com suavização do IPCA.

Tabela 8: IPCA em 12 meses – Critérios de seleção dos modelos

	Garch(1,0)	Garch(0,1)	Garch(1,1)	Garch(2,2)	Garch(2,1)	Garch(1,2)	Tarch(1,1)	EGarch(1,1)
R ²	0.98	0.98	0.98	0.98	0.98	0.98	0.98	0.98
Erro-padrão da regressão	0.32	0.32	0.32	0.31	0.32	0.32	0.32	0.31
Log-verossimilhança	-11.00	-10.76	-13.60	-6.88	-8.71	-13.40	-11.68	0.85
Critério de Akaike	0.23	0.21	0.26	0.20	0.21	0.27	0.25	0.12
Critério de Schwarz	0.39	0.36	0.42	0.40	0.39	0.45	0.43	0.32
Critério de Hannan-Quinn	0.29	0.27	0.32	0.28	0.29	0.34	0.32	0.20

Tabela 9: Testes de causalidade de Granger entre a taxa de inflação mensal do IPCA e a volatilidade do modelo GARCH (Proxy da incerteza inflacionária)

Equação	Variável Excluída	GARCH(1,1)		GARCH(2,2)	
		Chi2	P-valor	Chi2	P-valor
IPCA mensal	Volatilidade condicional	10.33	0.03	34.095	0.33
Volatilidade condicional	IPCA mensal	117.46	0.00	105.04	0.00
Equação	Variável Excluída	GARCH(1,1)		GARCH(2,2)	
		Chi2	P-valor	Chi2	P-valor
IPCA mensal	Volatilidade condicional	11.26	0.02	19.13	0.00
Volatilidade condicional	IPCA mensal	122.83	0.00	74.47	0.00
Equação	Variável Excluída	EGARCH(1,1)		TARCH(1,1)	
		Chi2	P-valor	Chi2	P-valor
IPCA mensal	Volatilidade condicional	20.73	0.000	17.64	0.00
Volatilidade condicional	IPCA mensal	173.19	0.000	169.34	0.00

Nota: O teste apresentado é o de Wald, cuja hipótese nula é de que todos os coeficientes defasados de uma variável são conjuntamente iguais a zero na equação da outra variável no VAR.

Tabela 10: Testes de auto-correlação serial dos modelos VAR bivariados estimados (taxa de inflação mensal e volatilidade condicional)

Modelo da volatilidade condicional	Defasagens do VAR	Chi2	Prob>Chi2
GARCH(1,1)	4	5.54	0.23
GARCH(2,2)	3	5.85	0.21
GARCH(1,2)	4	6.61	0.15
GARCH(2,1)	3	3.62	0.45
EGARCH(1,1)	4	5.02	0.28
TARCH(1,1)	4	6.68	0.15

Nota: O teste apresentado é o de multiplicadores de Lagrange, cuja hipótese nula é a de ausência de auto-correlação serial na respectiva defasagem.

a relação entre choques de incerteza inflacionária e o componente permanente da inflação, excluído o efeito de choques.

Para evitar saltos na passagem de um ano para o outro, construiu-se séries de desvio-padrão das expectativas para prazos fixos, de 1 a 4 anos. O procedimento efetuado é descrito a seguir.

A partir da série diária do desvio-padrão das expectativas de inflação para um determinado ano, tirou-se a média de todas as observações em um determinado mês para um determinado ano à frente. Como no transcorrer de um determinado ano as expectativas de inflação acabam se encurtando à razão de 1/12 avos por mês, o passo seguinte foi efetuar uma média ponderada das expectativas de dois anos adjacentes, com os pesos sendo dados pela fração transcorrida de um determinado ano. Assim, na medida em que um determinado ano se aproxima do final, menos peso é dado para o desvio-padrão das expectativas de inflação daquele ano, em comparação com o ano subsequente. Matematicamente, a fórmula é semelhante à adotada em Minella et al. (2003):

$$DP_{1j} = \frac{(13-j)}{12} dp_t + \frac{(j-1)}{12} dp_{t+1} \quad (9)$$

Tabela 11: Testes de causalidade de Granger entre a taxa de inflação mensal do IPCA e a volatilidade do modelo GARCH (Proxy da incerteza inflacionária)

Equação	Variável Excluída	GARCH(1,1)		GARCH(2,2)	
		Chi2	P-valor	Chi2	P-valor
IPCA 12 meses	Volatilidade condicional	8.03	0.04	13.61	0.00
Volatilidade condicional	IPCA 12m	59.19	0.00	39.31	0.00

Equação	Variável Excluída	GARCH(1,1)		GARCH(2,2)	
		Chi2	P-valor	Chi2	P-valor
IPCA 12 meses	Volatilidade condicional	10.48	0.03	12.89	0.01
Volatilidade condicional	IPCA 12m	60.55	0.00	47.41	0.00

Equação	Variável Excluída	EGARCH(1,1)		TARCH(1,1)	
		Chi2	P-valor	Chi2	P-valor
IPCA 12 meses	Volatilidade condicional	31.97	0.00	10.90	0.02
Volatilidade condicional	IPCA 12m	104.14	0.00	94.09	0.00

Nota: O teste apresentado é o de Wald, cuja hipótese nula é de que todos os coeficientes defasados de uma variável são conjuntamente iguais a zero na equação da outra variável no VAR.

Tabela 12: Testes de auto-correlação serial dos modelos VAR bivariados estimados (IPCA acumulado em 12 meses e volatilidade condicional)

Modelo da volatilidade condicional	Defasagens do VAR	Chi2	Prob>Chi2
GARCH(1,1)	3	7.93	0.09
GARCH(2,2)	4	4.76	0.31
GARCH(1,2)	4	3.95	0.41
GARCH(2,1)	4	4.92	0.29
EGARCH(1,1)	5	0.68	0.95
TARCH(1,1)	4	4.98	0.28

Nota: O teste apresentado é o de multiplicadores de Lagrange, cuja hipótese nula é a de ausência de auto-correlação serial na respectiva defasagem.

em que j se refere ao mês em que as expectativas de inflação foram coletadas, dp_t se refere ao desvio-padrão das expectativas de inflação para o ano t . Assim, a título de exemplo, para o mês de novembro de 2001 dispomos de dados sobre o desvio-padrão das expectativas de inflação para 2001 (ano corrente) até 2005 (4 anos à frente). Pela fórmula acima, $t = 11$, de forma que o desvio-padrão das expectativas de inflação para 2001 tem peso de 0,17, enquanto o desvio-padrão das expectativas de inflação para 2002 tem peso de 0,83 no cálculo da série de desvio-padrão das expectativas de inflação para 1 ano à frente.

Para a construção de uma série de prazo fixo para os demais anos, o mesmo procedimento foi empregado, utilizando pares adjacentes de anos, uma vez que em janeiro de um determinado ano dispomos de informações para as expectativas de inflação para 4 anos à frente (em janeiro de 2002 dispomos da expectativa para 2006, com prazo real de 5 anos⁸, mas em dezembro de 2002 a expectativa para 2006 tem um prazo real de 4,08 anos). Em janeiro de 2003

⁸Como a projeção de inflação é feita para o ano fechado, embora o dado disponível seja para

Tabela 13: Correlações entre inflação e volatilidade (proxy da incerteza inflacionária)

	IPCA 12 meses	IPCA mensal
Garch(1,1)	0,70	0,45
Garch(2,2)	0,39	0,48
Garch(2,1)	0,35	0,43
Garch(1,2)	0,67	0,47
EGarch(1,1)	0,72	0,57
Tarch(1,1)	0,66	0,54

já dispomos de dados para a expectativa para 2007, com prazo real de 5 anos novamente, sendo incorporados no cálculo descrito acima. Conforme comentando, esse procedimento foi efetuado de forma a suavizar o movimento da série nas viradas dos anos, principalmente nos meses de janeiro, quando a expectativa para um ano adicional se torna disponível. As séries estão apresentadas na Figura 1. Nota-se uma grande elevação em 2003, e um aumento da incerteza inflacionária de longo prazo a partir de 2010, embora em magnitude consideravelmente inferior à do episódio de 2003.⁹

Sob a hipótese de que um aumento da inflação provoca um aumento da incerteza inflacionária, é de se esperar uma correlação positiva entre a série de inflação acumulada em 12 meses e a variabilidade das expectativas de inflação. A Tabela 14 apresenta a correlação entre a série do IPCA acumulado em 12 meses e cada uma das séries de desvio-padrão das expectativas de inflação. Os coeficientes de correlação são positivos e elevados, mostrando uma forte associação entre o nível da inflação e a incerteza inflacionária. A correlação para 1 ano à frente alcança 0,67, enquanto os valores para 2, 3 e 4 anos são de 0,72, 0,77 e 0,83, respectivamente.¹⁰ Assim, a correlação cresce quanto mais longo for o horizonte h , de forma a incerteza inflacionária de longo prazo está mais correlacionada com o comportamento da inflação corrente. A correlação com o núcleo da inflação, tanto mensal quanto acumulado em 12 meses, também é elevada, prevalecendo a mesma interpretação de anteriormente, de aumento da correlação quanto mais longo o horizonte da incerteza inflacionária.

Para analisar a relação entre o nível da inflação e a incerteza inflacionária, foram estimados vetores autorregressivos (VARs) entre as 4 séries de inflação

4 anos à frente - nesse caso 2006 em relação à 2002-o prazo real é de 5 anos, uma vez que 2002 é o ano "zero". Nesse sentido, a projeção para 2003 em janeiro de 2002 tem prazo de dois anos. Assim, para o cálculo do desvio-padrão para um prazo fixo de 1 ano consideramos as projeções para 2002 e 2003, para 2 anos as projeções para 2003 e 2004, para 3 anos as projeções para 2004 e 2005 e para 4 anos as projeções para 2005 e 2006 e assim por diante ao longo do tempo. Em janeiro de 2003, a projeção para 2007 se torna disponível e entra no cálculo, saindo o dado para 2002. Consideramos, para o cálculo do prazo real, anos de 360 dias, com 30 dias em cada mês.

⁹O pico da incerteza inflacionária em 2003, e sua subsequente redução, sugere um importante papel para esta variável em episódios desinflacionários. Naquele ano, a inflação acumulada em 12 meses atingiu 17% em maio, tendo se reduzido para 5% em maio de 2004. Concomitantemente, a incerteza inflacionária para 4 anos à frente naquela ocasião recuou do pico de 1,90% em novembro de 2002 para 0,59% em abril de 2004, precedendo a redução da inflação.

¹⁰Se considerarmos a correlação entre a inflação acumulada em 12 meses até o mês anterior ao que o desvio-padrão das expectativas de inflação foi coletado, também obtemos valores expressivos e elevados. Por exemplo, a correlação entre o IPCA acumulado em 12 meses até o mês $t-1$ e o desvio-padrão das expectativas de inflação coletado no mês t para 1,2,3 e 4 anos à frente é de 0,58, 0,64, 0,71 e 0,78, respectivamente. Assim como na Tabela 14, os coeficientes de correlação foram computados considerando o período que vai de novembro de 2001 a dezembro de 2003.

Tabela 14: Correlação entre a inflação e o desvio-padrão das expectativas de inflação

Desvio-padrão das expectativas de inflação h anos à frente	IPCA acumulado em 12 meses	IPCA mensal	Núcleo da inflação acumulado em 12 meses	Núcleo da inflação (mensal)
h=1	0,67	0,75	0,5	0,78
h=2	0,72	0,73	0,6	0,82
h=3	0,77	0,66	0,71	0,84
h=4	0,83	0,6	0,75	0,83

Nota: Os coeficientes de correlação foram calculados considerando o período entre novembro de 2001 e dezembro de 2013.

e o desvio-padrão das expectativas de inflação para 1 a 4 anos à frente. Assim, foram estimados ao todo 16 modelos. A opção pelo modelo VAR foi permitir analisar a relação entre incerteza inflacionária e inflação tratando as duas variáveis como endógenas. Dessa forma, também permitimos que a inflação seja causada pela incerteza inflacionária, além de testar a hipótese tradicional de que a inflação leva a um aumento da incerteza inflacionária.

Os testes de raiz unitária não indicaram a presença de raiz unitária nas séries utilizadas, motivo pelo qual os modelos foram estimados em nível.

Para os 16 modelos, os critérios de informação (AIC, SBIC e Hannan-Quinn) foram utilizados para selecionar as defasagens dos VARs, em geral apontando para três defasagens como a melhor especificação. As séries utilizadas possuem 145 observações, com frequência mensal, de dezembro de 2001 a dezembro de 2013. Os testes dos multiplicadores de Lagrange, apresentados nas Tabelas 16, 18, 20 e 22, não apontaram a presença de autocorrelação serial nos modelos estimados.

As Tabelas 15 e 17 mostram os testes de causalidade de Granger dos modelos estimados, utilizado como medida de inflação o IPCA acumulado em 12 meses e o IPCA mensal, respectivamente. Para os modelos estimados com o IPCA mensal (Tabela 17), em geral encontramos evidência de causalidade de Granger em ambos os sentidos, ie., a incerteza inflacionária Granger-causa a inflação, sendo que a relação em sentido inverso também vale. Entretanto, os resultados são diferentes quando consideramos a incerteza inflacionária de longo prazo, representada pelo desvio-padrão das expectativas de inflação para 3 e 4 anos à frente e a inflação acumulada em 12 meses (Tabela 15). Os testes de causalidade de Granger nos VARs bivariados estimados apontam que a incerteza inflacionária de longo prazo Granger-causa a inflação, enquanto a relação em sentido contrário não vale. O resultado sinaliza a capacidade preditiva da incerteza inflacionária de longo prazo em relação à dinâmica da inflação corrente.

Para os modelos estimados para o núcleo da inflação (mensal e acumulado em 12 meses), apresentados nas Tabelas 19 e 21, os resultados mostram que a incerteza Granger-causa a inflação, com o contrário não valendo. Nesse sentido, a incerteza inflacionária tem capacidade preditiva para explicar o componente permanente da inflação. As funções de impulso-resposta dos VARs, não apresentadas em benefício da concisão, mostram que após um choque ortogonalizado na incerteza inflacionária o núcleo da inflação acumulado em 12 meses se eleva em até 0,4 ponto percentual. Interpretamos esses resultados como um forte indício da importância da ancoragem das expectativas de inflação para a dinâmica da inflação.

Tabela 15: Testes de causalidade de Granger entre o IPCA acumulado em 12 meses e desvio-padrão das expectativas de inflação (proxy da incerteza inflacionária)

Equação	Variável Excluída	Desvio-padrão das expectativas de inflação para 1 ano à frente		Desvio-padrão das expectativas de inflação para 2 anos à frente	
		Chi2	P-valor	Chi2	P-valor
IPCA 12 meses	Desvio-padrão das expectativas	79.04	0.00	54.82	0.00
Desvio-padrão das expectativas	IPCA 12m	8.28	0.04	6.822	0.07

Equação	Variável Excluída	Desvio-padrão das expectativas de inflação para 1 ano à frente		Desvio-padrão das expectativas de inflação para 2 anos à frente	
		Chi2	P-valor	Chi2	P-valor
IPCA 12 meses	Desvio-padrão das expectativas	44.25	0.00	49.70	0.00
Desvio-padrão das expectativas	IPCA 12m	4.83	0.18	5.77	0.12

Nota: O teste apresentado é o de Wald, cuja hipótese nula é de que todos os coeficientes defasados de uma variável são conjuntamente iguais a zero na equação da outra variável no VAR.

Tabela 16: Testes de auto-correlação serial dos modelos VAR bivariados estimados (IPCA acumulado em 12 meses e desvio-padrão das expectativas de inflação)

Horizonte do desvio-padrão das expectativas de inflação	Defasagens do VAR	Chi2	Prob>Chi2
1 ano à frente	3	1.58	0.81
2 anos à frente	3	2.21	0.69
3 anos à frente	3	1.94	0.74
4 anos à frente	3	2.36	0.66

Nota: O teste apresentado é o de multiplicadores de Lagrange, cuja hipótese nula é a de ausência de auto-correlação serial na respectiva defasagem.

2.3 Discussão das medidas de incerteza inflacionária

A despeito das diferentes metodologias para obter a incerteza inflacionária, a análise da relação entre incerteza e inflação produz resultados comuns.

O primeiro resultado é a correlação positiva e elevada entre o nível da inflação e a incerteza inflacionária, conforme apresentado nas Tabelas 13 e 14.

No caso da incerteza oriunda dos modelos GARCH, obtemos correlações da ordem de 0,4 a 0,7, dependendo de qual modelo da família GARCH é considerado. Para a incerteza inflacionária mensurada a partir do desvio-padrão das expectativas de inflação, os resultados são ainda mais expressivos, com correlações superiores a 0,7. Outra característica dessa segunda medida é que a correlação entre o nível da inflação e a incerteza cresce com o horizonte da incerteza, no sentido de que a incerteza inflacionária de longo prazo (3 a 4 anos à frente) é mais correlacionada com a inflação corrente, quanto mensurada pelo IPCA acumulado em 12 meses.

Um segundo resultado comum às duas medidas é que em geral a inflação Granger-cause a incerteza, com a relação em sentido contrário também

Tabela 17: Testes de causalidade de Granger entre a inflação mensal e desvio-padrão das expectativas de inflação (proxy da incerteza inflacionária)

Equação	Variável Excluída	Desvio-padrão das expectativas de inflação para 1 ano à frente		Desvio-padrão das expectativas de inflação para 2 anos à frente	
		Chi2	P-valor	Chi2	P-valor
IPCA mensal	Desvio-padrão das expectativas	148.91	0.00	112.63	0.00
Desvio-padrão das expectativas	IPCA mensal	10.98	0.02	3.21	0.52

Equação	Variável Excluída	Desvio-padrão das expectativas de inflação para 3 anos à frente		Desvio-padrão das expectativas de inflação para 4 anos à frente	
		Chi2	P-valor	Chi2	P-valor
IPCA mensal	Desvio-padrão das expectativas	84.47	0.00	83.73	0.00
Desvio-padrão das expectativas	IPCA mensal	7.60	0.10	14.77	0.01

Nota: O teste apresentado é o de Wald, cuja hipótese nula é de que todos os coeficientes defasados de uma variável são conjuntamente iguais a zero na equação da outra variável no VAR.

Tabela 18: Testes de auto-correlação serial dos modelos VAR bivariados estimados (IPCA mensal e desvio-padrão das expectativas de inflação)

Horizonte do desvio-padrão das expectativas de inflação	Defasagens do VAR	Chi2	Prob>Chi2
1 ano à frente	4	2.48	0.64
2 anos à frente	4	3.57	0.46
3 anos à frente	4	7.76	0.10
4 anos à frente	5	4.53	0.33

Nota: O teste apresentado é o de multiplicadores de Lagrange, cuja hipótese nula é a de ausência de auto-correlação serial na respectiva defasagem.

valendo na maioria dos casos. Nesse sentido, os resultados são coerentes tanto com a hipótese de Friedman-Ball quanto com a hipótese de Cukierman-Meltzer. Para a medida de incerteza mensurada a partir da dispersão das expectativas de inflação, os resultados apontam que a incerteza de longo prazo (3 e 4 anos à frente) tem capacidade preditiva para a inflação, enquanto o contrário não vale. Adicionalmente, a incerteza de longo prazo precede temporalmente o componente permanente da inflação (núcleo da inflação), conforme encontrado nos testes de causalidade de Granger.

A análise do coeficiente de correlação entre as séries de volatilidade da inflação e do desvio-padrão das expectativas de inflação mostra que as duas medidas têm correlação positiva e relativamente elevada, em geral entre 0,5 e 0,6, conforme dados apresentados na Tabela 23.

3 Conclusão

Este artigo buscou analisar a relação entre inflação e incerteza inflacionária no Brasil. Resultados obtidos para grande número de países mostram que um aumento da inflação resulta em uma elevação da incerteza inflacionária. Em

Tabela 19: Testes de causalidade de Granger entre o núcleo da inflação e desviopadrão das expectativas de inflação (proxy da incerteza inflacionária)

Equação	Variável Excluída	Desvio-padrão das expectativas de inflação para 1 ano à frente		Desvio-padrão das expectativas de inflação para 2 anos à frente	
		Chi2	P-valor	Chi2	P-valor
Núcleo da inflação (mensal)	Desvio-padrão das expectativas	55.28	0.00	59.13	0.00
Desvio-padrão das expectativas	Núcleo da inflação (mensal)	5.40	0.06	2.65	0.26

Equação	Variável Excluída	Desvio-padrão das expectativas de inflação para 3 anos à frente		Desvio-padrão das expectativas de inflação para 4 anos à frente	
		Chi2	P-valor	Chi2	P-valor
Núcleo da inflação (mensal)	Desvio-padrão das expectativas	58.33	0.00	64.45	0.00
Desvio-padrão das expectativas	Núcleo da inflação (mensal)	2.75	0.43	3.21	0.20

Nota: O teste apresentado é o de Wald, cuja hipótese nula é de que todos os coeficientes defasados de uma variável são conjuntamente iguais a zero na equação da outra variável no VAR.

Tabela 20: Testes de auto-correlação serial dos modelos VAR bivariados estimados (núcleo da inflação e desvio-padrão das expectativas de inflação)

Horizonte do desvio-padrão das expectativas de inflação	Defasagens do VAR	Chi2	Prob>Chi2
1 ano à frente	2	5.75	0.21
2 anos à frente	2	4.86	0.30
3 anos à frente	3	6.87	0.14
4 anos à frente	2	7.26	0.12

Nota: O teste apresentado é o de multiplicadores de Lagrange, cuja hipótese nula é a de ausência de auto-correlação serial na respectiva defasagem.

um primeiro instante, foi realizada a análise mais comumente encontrada na literatura que relaciona o nível da inflação com incerteza inflacionária. Essa análise estimou modelos da família GARCH, tanto simétricos quanto assimétricos, para a variância da taxa de inflação. A volatilidade condicional então obtida é usualmente tratada na literatura como uma proxy da incerteza inflacionária. Encontramos evidências de causalidade de Granger em ambos os sentidos entre incerteza e inflação.

Em uma segunda etapa, utilizou-se como medida de incerteza inflacionária o desvio-padrão das expectativas de inflação, que tem como vantagem o fato de ser diretamente observável, ao contrário de medidas de incerteza inflacionária oriundas da aplicação de modelos GARCH.

Mostrou-se que essa medida de incerteza inflacionária é bastante correlacionada com a inflação, e que essa relação é mais forte quanto mais longo for o prazo das expectativas de inflação, revelando a maior importância, em termos relativos, da incerteza inflacionária de longo prazo em relação à de curto prazo. Conforme apontado por Kontonikas (2004), a incerteza inflacionária de longo prazo tem maior efeito sobre as decisões intertemporais dos agentes.

Tabela 21: Testes de causalidade de Granger entre o núcleo da inflação em 12 meses e desvio-padrão das expectativas de inflação (proxy da incerteza inflacionária)

Equação	Variável Excluída	Desvio-padrão das expectativas de inflação para 3 anos à frente		Desvio-padrão das expectativas de inflação para 4 anos à frente	
		Chi2	P-valor	Chi2	P-valor
Núcleo da inflação (12 meses)	Desvio-padrão das expectativas	33.56	0.00	42.38	0.00
Desvio-padrão das expectativas	Núcleo da inflação (12 meses)	1.49	0.68	3.25	0.35

Nota: O teste apresentado é o de Wald, cuja hipótese nula é de que todos os coeficientes defasados de uma variável são conjuntamente iguais a zero na equação da outra variável no VAR.

Tabela 22: Testes de auto-correlação serial dos modelos VAR bivariados estimados (núcleo da inflação em 12 meses e desvio-padrão das expectativas de inflação)

Horizonte do desvio-padrão das expectativas de inflação	Defasagens do VAR	Chi2	Prob>Chi2
1 ano à frente	3	6.02	0.19
2 anos à frente	3	4.20	0.37
3 anos à frente	3	2.16	0.70
4 anos à frente	3	0.85	0.93

Nota: O teste apresentado é o de multiplicadores de Lagrange, cuja hipótese nula é a de ausência de auto-correlação serial na respectiva defasagem.

Tabela 23: Matriz de correlação entre diferentes medidas de incerteza inflacionária

	DP1	DP2	DP3	DP4	DP1	DP2	DP3	DP4
	IPCA mensal				IPCA acumulado em 12 meses			
Garch(1,1)	0,56	0,57	0,51	0,45	0,58	0,61	0,62	0,70
Garch(2,2)	0,57	0,58	0,51	0,47	0,54	0,55	0,52	0,52
Garch(2,1)	0,59	0,58	0,55	0,48	0,49	0,50	0,45	0,46
Garch(1,2)	0,58	0,59	0,53	0,46	0,57	0,61	0,61	0,68
EGarch(1,1)	0,73	0,73	0,67	0,64	0,56	0,61	0,69	0,75
Tarch(1,1)	0,66	0,66	0,59	0,55	0,60	0,62	0,61	0,69

Outra evidência nesse sentido é que a incerteza Granger-cause o núcleo da inflação, ou seja, o componente permanente da inflação, conforme apresentado nas tabelas 19 e 21. A maior correlação da incerteza inflacionária de longo prazo com a inflação corrente também está em consonância com o resultado encontrado por Ball & Cecchetti (1990), de que a relação entre o nível da inflação e a variância dos choques permanentes é maior do que a correlação com os choques temporários.

Adicionalmente, testes de causalidade de Granger a partir de modelos VAR mostram que a incerteza inflacionária de longo prazo (medida pelo desvio-padrão das expectativas de inflação) auxilia na previsão da inflação, ao passo que o contrário não vale.

Por último, compararam-se as diferentes medidas de incerteza inflacionária utilizadas, concluindo que ambas são moderadamente correlacionadas.

Esta pesquisa apresenta, portanto, algumas contribuições ao entendimento da relação entre inflação e incerteza inflacionária no Brasil, suprindo uma lacuna na literatura. Apesar de não ser o primeiro trabalho a tratar do tema para o Brasil, é o primeiro a analisar a relação entre o nível da inflação e a incerteza inflacionária utilizando dados para o período posterior à implantação do regime de metas para a inflação, apresentando assim novas evidências, em adição às pesquisas de Issler (1991) e Vale (2004).

Em comparação com esses estudos, a abordagem adotada neste trabalho tem a vantagem de analisar a relação entre inflação e incerteza inflacionária considerando defasagens adicionais das variáveis, que potencialmente podem ser informativas sobre a relação em questão. Issler (1991) testa o coeficiente da primeira defasagem da inflação na incerteza inflacionária dada pelo GARCH, enquanto que em Vale (2004), a volatilidade condicional da inflação do modelo GARCH(1,1) aparece na equação da média da inflação e da produção industrial. Como nesta pesquisa os modelos VAR foram estimados com a série de volatilidade condicional dos modelos GARCH e a inflação, permitiu-se uma relação potencialmente mais rica da relação entre as duas variáveis, de forma que defasagens mais longas das duas variáveis se relacionassem entre si, tendo em vista que a maioria dos VARs foi estimada com 3 ou 4 defasagens. Uma contribuição adicional desta pesquisa se refere à análise do papel do desvio-padrão das expectativas de inflação como medida de incerteza inflacionária para o Brasil, uma vez que estudos considerando essa medida tiveram como foco o caso americano, como em Golob (1994) e Holland (1995).

Os resultados não permitem rejeitar de forma clara a hipótese de Friedman-Ball ou a hipótese de Cukierman-Meltzer, apresentando evidências favoráveis a ambas. À luz da evidência internacional, os resultados estão em linha com os resultados encontrados para os EUA (Ball & Cecchetti (1990); Golob (1994); Holland (1995)), no Reino Unido (Kontonikas 2004), para diversos países europeus (Caporale et al. 2012) e para o G7 (Berument & Dincer 2005, Grier & Perry. 1998), no sentido de que a inflação no Brasil Granger-cause a incerteza inflacionária. Estudos anteriores sobre o tema apontaram resultados favoráveis à hipótese de Friedman-Ball (Issler 1991) ou Cukierman-Meltzer (Vale 2004) para o Brasil. Diante dos resultados encontrados, a julgar pelo passado recente, compreendendo o período do regime de metas para inflação, a ancoragem das expectativas de inflação é essencial para uma dinâmica benigna da inflação corrente, que por sua vez reforça a ancoragem das expectativas.

4 Agradecimentos

Agradeço o editor, Eliezer Martins Diniz, e os pareceristas anônimos.

Referências Bibliográficas

- Ball, L. (1992), 'Why does high inflation raise inflation uncertainty?', *Journal of Monetary Economics* (29), 371–388.
- Ball, L. & Cecchetti, S. G. (1990), 'Inflation and uncertainty at short and long horizons', *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 215–254.
- Barro, R. & Gordon, D. (1983), 'A positive theory of monetary policy in a natural rate model', *J. Polit. Econ* (91), 589–610.

Berument, H. & Dincer, N. (2005), 'Inflation and inflation uncertainty in the g-7 countries', *Physica A* (348), 371–379.

Bollerslev, T. (1986), 'Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity', *Journal of Econometrics* (31), 307–327.

Caporale, G. M., Onorante, L. & Paesani, P. (2012), 'Inflation and inflation uncertainty in the euro area', *Empirical Economics* .

Cukierman, A. & Meltzer, A. (1986), 'A theory of ambiguity, credibility, and inflation under discretion and asymmetric information', *Econometrica* (54), 1099–1128.

Friedman, M. (1976), 'Nobel lecture: Inflation and unemployment'. Acesso em: 18 de julho de 2013.

URL: http://www.nobelprize.org/nobel_prizes/economic-sciences/laureates/1976/friedman-lecture.pdf

Golob, J. (1994), 'Does inflation uncertainty increase with inflation?', *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review* pp. 27–38.

Grier, K. B. & Perry, M. J. (1998), 'On inflation and inflation uncertainty in the g-7 countries', *Journal of International Money and Finance* (17), 671–89.

Holland, A. S. (1984), 'Does higher inflation lead to more uncertain inflation?', *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* pp. 15–26.

Holland, A. S. (1995), 'Inflation and uncertainty: Tests for temporal ordering', *Journal of Money, Credit, and Banking* 27(3), 827–837.

Issler, J. (1991), 'Inflation level and uncertainty: Evidence using brazilian data', *Revista Brasileira de Economia* 45(3), 473–482.

Kontonikas, A. (2004), 'Inflation and inflation uncertainty in the united kingdom, evidence from garch modelling', *Economic Modelling* 21(3), 525–543.

Minella, A., Freitas, P. S., Goldfajn, I. & Muinhos, M. K. (2003), Inflation targeting in brazil: Constructing credibility under exchange rate volatility. Working Papers Series 77.

Morettin, P. (2006), 'Econometria financeira', *ABE- Associação Brasileira de Estatística* .

Okun, A. M. (1971), 'The mirage of steady inflation', *Brookings Papers on Economic Activity* pp. 485–498.

Vale, S. (2004), 'Inflation, growth and real and nominal uncertainty: Some bivariate garch-in-mean evidence for brazil', *Revista Brasileira de Economia* .

Apêndice A

Este apêndice apresenta os testes de raiz unitária empregados nas séries utilizadas: IPCA acumulado em 12 meses, desvio-padrão das expectativas de inflação para 1 a 4 anos à frente e volatilidades condicionais geradas pelos modelos GARCH estimados.

O teste apresentado é denominado de Dick-Fuller modificado, onde a série de tempo a ser testada primeiramente é transformada por meio do procedimento de mínimos quadrados generalizados. A série a ser testada é regredida em uma constante e uma tendência linear, e aplica-se um teste ADF aos resíduos da regressão. Como as séries utilizadas não aparentam ter uma tendência, a versão do teste utilizada considerou apenas uma constante na primeira etapa, ou seja, foi utilizado o procedimento de GLS *demeaning* ao invés de GLS *adetrening*. A principal vantagem deste teste em comparação com os testes de Dick-Fuller aumentado e o teste de Philips-Perron é o seu maior poder. Adicionalmente, os testes ADF e Philips-Perron tendem a rejeitar a hipótese nula com maior frequência. De forma análoga a este teste, o teste de Dick-Fuller modificado consiste em testar a hipótese de que $\beta = 0$ na seguinte regressão:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \theta_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \theta_k \Delta y_{t-k} + u_t \quad (10)$$

A hipótese nula do teste efetuado é que y_t é um passeio aleatório com média diferente de zero, mas sem tendência, uma vez que a observação visual das séries não aponta para uma tendência nos dados. Para as séries do IPCA acumulado em 12 meses, IPCA ao mês e desvio-padrão das expectativas de inflação rejeitamos a hipótese de raiz unitária por meio do teste DF-GLS.

Em virtude da grande quantidade de séries de volatilidade condicional, apresentamos apenas o teste de Philips-Perron, que aponta para a estacionariedade das séries, com exceção da volatilidade condicional gerada pelo modelo E-GARCH (1,1) para o IPCA acumulado em 12 meses.

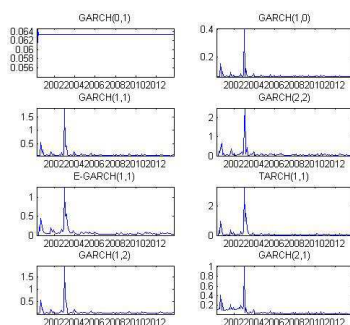


Figura A.1: Volatilidades condicionais geradas por cada modelo utilizando o IPCA acumulado em 12 meses

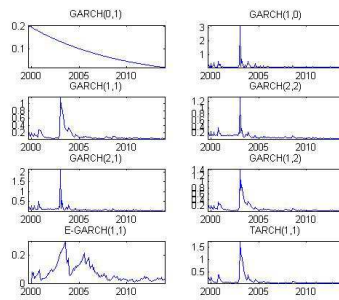


Figura A.2: Volatilidades condicionais geradas por cada modelo utilizando o IPCA mensal

Tabela A.1: Testes de raiz unitária DF-GLS

Defasagens	IPCA 12 meses	Desvio-padrão 1 ano à frente	Desvio-padrão 2 anos à frente	Desvio-padrão 3 anos à frente	Desvio-padrão 4 anos à frente	IPCA ao mês
1	-4.128 ***	-6.026 ***	-6.371 ***	-4.027 ***	-3.873 ***	-4.395 ***
2	-3.745 ***	-6.038 ***	-6.688 ***	-4.632 ***	-3.763 ***	-3.870 ***
3	-4.440 ***	-5.750 ***	-6.518 ***	-4.652 ***	-3.819 ***	-3.700 ***
4	-5.051 ***	-5.351 ***	-6.042 ***	-4.656 ***	-5.138 ***	-4.155 ***
5	-4.415 ***	-5.101 ***	-6.055 ***	-4.792 ***	-6.305 ***	-3.875 ***
6	-4.072 ***	-5.101 ***	-5.554 ***	-3.841 ***	-4.699 ***	-3.824 ***
7	-3.590 ***	-4.835 ***	-5.563 ***	-4.219 ***	-4.464 ***	-2.898 **
8	-3.682 ***	-5.516 ***	-6.053 ***	-4.614 ***	-4.576 ***	-2.578
9	-3.752 ***	-6.247 ***	-5.856 ***	-3.924 ***	-4.032 ***	-2.457
10	-3.489 **	-4.867 ***	-5.044 ***	-3.787 ***	-3.827 ***	-2.169
11	-2.843 **	-4.049 ***	-5.079 ***	-3.610 ***	-3.811 ***	-2.056
12	-2.456	-4.162 ***	-5.127 ***	-3.501 **	-3.775 ***	-2.434
13	-2.843 **	-4.101 ***	-4.754 ***	-3.436 **	-3.754 ***	-2.207
Defasagens selecionadas por cada critério						
Ng-Perron	13	13	8	9	11	12
SIC	13	11	8	8	5	1
MAIC	13	11	13	12	11	10

***, **, e * indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela A.2: Testes de raiz unitária - Philips Perron

Modelo	Volatilidade condicional IPCA ao mês	IPCA acumulado em 12 meses
	P-valor	P-valor
GARCH(0,1)	0	0
GARCH(1,0)	0	0
GARCH(1,1)	0	0.0004
GARCH(2,2)	0	0
E-GARCH(1,1)	0	0.2238
TAR(1,1)	0	0.0001
GARCH(1,2)	0	0
GARCH(2,1)	0	0

Nota: A tabela apresenta o p-valor do teste, cuja hipótese nula é de que a série possui uma raiz unitária

CONSUMO DE ENERGIA, EMISSÕES DE CO₂ E A GERAÇÃO DE RENDA E EMPREGO NO AGRONEGÓCIO BRASILEIRO: UMA ANÁLISE INSUMO-PRODUTO

MARCO ANTONIO MONTOYA *
CÁSSIA APARECIDA PASQUAL †
RICARDO LUIS LOPES ‡
JOAQUIM JOSÉ MARTINS GUILHOTO §

Resumo

O artigo avalia, na estrutura do agronegócio brasileiro, a renda, o emprego, o consumo setorial de energia e as emissões de CO₂. Para isso, estima uma matriz energética com 56 setores consumidores compatíveis com os 56 setores apresentados pela MIP do Brasil para 2009, o que permite mensurar o agronegócio em unidades econômicas e físicas. Verificou-se que o agronegócio brasileiro responde por 21,26% do PIB, por 31,93% dos empregos, por 34,72% do consumo de energia e, por 40,96% das emissões de CO₂. Os indicadores físico-econômicos assinalam que a intensidade do consumo de energia e as emissões de CO₂ no agronegócio são maiores que a média nacional, em particular, destaca a agroindústria como o agregado que proporcionalmente emite mais CO₂ no país por unidade monetária, por trabalhador e por consumo de energia. Contudo, verificou-se que a Agroindústria utiliza energia “limpa” (eletricidade com 11,14%) e majoritariamente renovável (Produtos da cana, Outras fontes primárias e Lenha com 80,53%).

Palavras-chave: Agronegócio; Consumo de energia; Emissões de CO₂; PIB; Emprego; insumo-produto.

Abstract

The article evaluates the structure of Brazilian agribusiness in their components such as income, employment, sectorial energy consumption, and CO₂ emissions. An energy matrix with 56 consumer sectors compatible with the 56 sectors of Brazil presented by MIP for 2009 was estimated, which enabled the measurement of agribusiness in economic and physical units. It was found that agribusiness accounts for 21.26% of GDP, 31.93% of the jobs, 34.72% of energy consumption, and 40.96% of CO₂ emissions. The physical-economic indicators show that energy consumption

* Univesidade de Passo Fundo. E-mail: montoya@upf.br

† Univesidade de Passo Fundo. E-mail: cpasqual@upf.br

‡ Universidade Estadual de Maringá. E-mail: rllopes@uem.br

§ Universidade de São Paulo. E-mail: guilhoto@usp.br

and CO₂ emissions in agribusiness are larger than the national average; in particular, it highlights the agricultural industry as the aggregate proportion that emits more CO₂ per unit of currency in the country, per worker, and per energy consumption. However, it was found that the agribusiness uses "clean" energy (11.14% for electricity) and mainly renewable energy (80.53% for sugarcane products, firewood and other primary sources).

Keywords: Agribusiness; energy consumption; CO₂ emissions; GDP; employment; input-output.

DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/1413-8050/ea134600>

1 Introdução

Ao longo das últimas décadas, na economia mundial, os sistemas produtivos agrícolas sofreram transformações importantes em virtude da mecanização agrícola, do desenvolvimento de defensivos e fertilizantes químicos, da biotecnologia e da tecnologia da informação. No Brasil, o conjunto dessas transformações estruturais, associadas ao plano de substituição de importações, expandiu a produção industrial de bens de consumo não duráveis, duráveis, intermediários e de capital. Em decorrência disso, a produção rural passou a se integrar à dinâmica econômica das indústrias produtoras de bens e insumos para a agricultura, bem como as indústrias processadoras e de serviços de base agrícola, naquilo que ficou conhecido como agronegócio.

Nesse contexto, previsões sobre o crescimento da economia mundial apontam, até o ano de 2030, que o PIB crescerá a uma taxa de 3,5% a.a. passando de US\$ 59,94 trilhões em 2006 para US\$ 137,48 trilhões em 2030, ou seja, o mercado mundial aumentará 229,36%. Em decorrência desse cenário, nos próximos anos o mundo oferecerá uma oportunidade ímpar para o agronegócio brasileiro: o consumo global de alimentos vai aumentar 126,36% no período, pois a população crescerá de 6,6 bilhões para 8,3 bilhões de habitantes, ao mesmo tempo em que cada habitante quase duplicará (179,34%) seu consumo individual, dado o aumento da renda de US\$ 9.095,60 para US\$ 16.510,14 (IEA 2011).

O volume de alimentos demandados será de tal magnitude que as commodities alimentares serão produtos valorizados e dinâmicos não somente pelo crescimento da renda per capita nas economias emergentes, mas também pela urbanização acelerada e pela mudança dos hábitos alimentares, com a substituição de grãos e tubérculos por proteína animal. A desaceleração da economia chinesa pode até impactar momentaneamente esse movimento, mas ela continuará positiva e exponencial nas próximas décadas, pois é de natureza estrutural. Basta lembrar que a própria China está mudando o foco de seus investimentos de infraestrutura para consumo, o que se traduz por uma migração de commodities minerais para agrícolas e energéticas, com destaque para as carnes e os lácteos (Jank 2012).

Nesse panorama, a disponibilidade de abundantes recursos naturais, inovação tecnológica e investimentos na agropecuária com ganhos de produtividade acima da média internacional, têm colocado o agronegócio brasileiro como uma referência mundial no fornecimento de alimentos. Nas exportações agropecuárias e agroindustriais o país lidera o mercado de carne de frango, carne bovina, suco de laranja, açúcar, café e etanol, além de destaque em outros produtos como a carne suína, o milho e a soja, os quais figuram entre os três maiores exportadores.

Contudo, é preciso entender como o desempenho do agronegócio brasileiro impacta a demanda energética e as emissões de Gases Efeito Estufa (GEE), isso porque, no mercado internacional as questões ambientais vêm condicionando, cada vez mais, as atividades econômicas, ao ponto de constituir-se em uma barreira para a expansão dos negócios.

Sob o particular, as evidências empíricas nos setores do agronegócio mostram tendências diversas sobre o consumo de energia. Por exemplo, no período de 1995 a 2012¹, com base nos dados do agronegócio do CEPEA (2013)

¹Os dados foram calculados utilizando-se média móvel três

e do balanço energético do *Balanço Energético Nacional 2014 – ano base 2013* (2014), observa-se no setor agropecuário que a taxa de crescimento do PIB (3,33% a.a.) é significativamente maior que a taxa de crescimento da demanda energética em tep (-0,95% a.a.) (Ver Apêndice A). Pelo contrário, na agroindústria o crescimento do PIB (1,67% a.a.) é menor que o crescimento do consumo energético (2,76% a.a.) (Ver Apêndice B). Assim, pode-se argumentar que em alguns dos setores do agronegócio está ocorrendo melhoria na eficiência energética e em outros, um aumento mais que proporcional no consumo de energia, em particular na agroindústria que utiliza de forma intensa recursos energéticos.

Certamente, a maior pressão por demanda energética implica em maiores emissões de GEE, contribuindo para elevação dos riscos e das incertezas sobre os efeitos no aquecimento global. Tal situação se constitui em um grande desafio para o agronegócio em buscar um crescimento econômico sustentável e de alta produtividade. Portanto, torna-se relevante questionar: Qual é a dimensão do consumo de energia e emissões de CO₂ do agronegócio brasileiro? Qual é o consumo setorial de energia e de emissões por unidade de renda e empregos gerados? As emissões de CO₂ por consumo de energia nos agregados do agronegócio são maiores ou menores que no resto da economia brasileira?

Considerando as oportunidades da economia mundial para o crescimento do agronegócio e a relevante pressão setorial da agroindústria por maiores níveis de consumo de energia, este artigo tem como objetivo mensurar na estrutura do agronegócio brasileiro o consumo setorial de energia e suas implicações inerentes às emissões de CO₂. Especificamente, pretende-se avaliar, comparativamente, entre os agregados do agronegócio e do resto da economia o consumo de energia e as emissões de CO₂ por unidade de renda e empregos gerados. Com isso espera-se, em um primeiro momento, compreender melhor a abrangência econômica do agronegócio com seus impactos ambientais, bem como, fornecer subsídios para um melhor planejamento energético nos próximos anos.

O presente artigo está dividido da seguinte maneira: na Seção 3 apresenta a estrutura matemática para mensurar o agronegócio, o método de desagregação setorial do consumo de energia e a base de dados utilizada; a Seção ?? avalia, na estrutura do agronegócio, inicialmente, o PIB, o emprego, o consumo de energia e as emissões de CO₂, para logo, estabelecer indicadores físico-econômicos entre o consumo setorial de energia e as emissões de CO₂ por unidade de renda e empregos gerados; na última seção são apresentadas as principais conclusões obtidas no decorrer da análise.

2 Metodologia

Para calcular a dimensão econômica e ambiental do agronegócio nesta pesquisa é necessário compatibilizar duas bases de dados: A Matriz Insumo-Produto (MIP) e o Balanço Energético Nacional (BEN). Para isso, primeiramente é apresentado um referencial sobre a metodologia de mensuração do agronegócio brasileiro. Seguidamente, faz-se uma descrição detalhada da base de dados utilizada e do método adotado para desagregar setorialmente o consumo de energia do BEN, de forma a ser compatível com os setores da MIP.

2.1 Processo de Cálculo do Agronegócio

Considerando as profundas relações tecnológicas, produtivas, financeiras e de negócios que a agricultura tem com a indústria e demais atividades econômicas, a mensuração do agronegócio, obrigatoriamente, deve ser implementada a partir de uma visão sistêmica, na qual os fluxos e transferências de insumos e produtos de um setor a outro estejam integrados. Nesse sentido, Davis & Goldberg (1957) e Malassi (1973) demonstram que as técnicas mais adequadas para se mensurar o agronegócio e a dinâmica agroindustrial do sistema econômico baseiam-se ou utilizam-se das matrizes insumo-produto desenvolvidas por Leontief (1983).

Tais matrizes, além de fornecerem informações sobre diferentes setores da economia, descrevem o sistema econômico em termos de fluxo circular, de forma que todas as vendas são igualmente compras e todos os produtos são utilizados como insumos, na medida em que sejam aproveitáveis por outra cadeia produtiva do sistema, ou como bens e serviços finais quando consumidos pela demanda final.

Para o cálculo do agronegócio, utilizam-se como referencial os conceitos de Davis; Goldberg, desenvolvido no final da década de 1950 e Malassis, no final de 1960. Tal referencial foi utilizado na estimação do agronegócio brasileiro por Araújo et al. (1990), Lauschner (1993), Furtuoso (1998) e Montoya & Guilhoto (2000). Entretanto, pelo fato desses trabalhos apresentarem dupla contagem na mensuração dos principais agregados do agronegócio, novas contribuições de Guilhoto et al. (2000), Montoya & Finamore (2001), entre outros, vieram a superar gradativamente esses problemas. Com base nesse referencial o CEPEA (2013) revisou os ponderadores de rateio setorial da agroindústria para evitar dupla contagem e atualmente constitui-se a instituição oficial que calcula permanentemente o PIB do agronegócio brasileiro.

Diferentemente de outras metodologias sobre o dimensionamento do agronegócio, que pretendem captar os segmentos do setor serviços a partir de coeficientes técnicos de produção, cabe salientar que a linha de pensamento dos trabalhos acima citados tem como hipótese central estimar os serviços da economia a partir do consumo final, haja vista que nessas informações encontra-se o total de serviços agregados sobre produtos e subprodutos do agronegócio no processo circular da economia, distribuindo-se de modo homogêneo em todos os setores.

2.2 Mensuração do Agronegócio

Nesta seção são ilustrados os procedimentos adotados para a estimativa do PIB do agronegócio, que se dá pelo enfoque do produto tanto a preços de mercado quanto a preços básicos. O valor total do PIB do Agronegócio será dividido em:

- a) Agregado I Insumos Agropecuários;
- b) Agregado II Produto Agropecuário;
- c) Agregado III Agroindústria;
- d) Agregado IV Agrosserviços.

Além desse procedimento, para uma análise comparativa do agronegócio com o resto da economia, este trabalho, conforme Finamore & Montoya (2003)

utiliza o processo de desagregação do resto da economia em mais três componentes:

- e) Agregado V Indústria;
- f) Agregado VI Serviços Industriais;
- g) Agregado VII Serviços.

A seguir é exposto o procedimento de mensuração do agronegócio a preços de mercado, salientando-se que, para calcular o agronegócio a preços básicos simplesmente devem ser subtraídos os impostos indiretos líquidos ao longo do processo de cálculo.

O Valor Adicionado a preços de mercado é obtido pela soma do valor adicionado a preços básicos aos impostos indiretos líquidos de subsídios sobre produtos, resultando na Equação 1.

$$VAPM = VAPB + IIL - DuF \quad (1)$$

em que:

$VAPM$ = Valor Adicionado a Preços de Mercado

$VAPB$ = Valor Adicionado a Preços Básicos

IIL = Impostos Indiretos Líquidos

Para o cálculo do PIB do Agregado I (equação 3) são utilizadas as informações disponíveis nas tabelas de insumo-produto referentes aos valores dos insumos adquiridos pela Agricultura e Pecuária (definido aqui como conjunto $s1^2$). A coluna com os valores dos insumos é multiplicada pelos respectivos Coeficientes de Valor Adicionado (CVAS), conforme equação 2.

$$CVA_s = VAPM_s \cdot (\hat{X}_s)^{-1} \quad (2)$$

Tem-se, então:

$$PIB_I = CVA_s \cdot Z_{S,s1} \cdot i \quad (3)$$

em que:

PIB_I = PIB do Agregado I;

$Z_{S,s1}$ = Valor dos Insumos Adquiridos dos setores S por $s1$;

CVA_s = Coeficiente de Valor Adicionado dos setores da economia S .

Observe que o PIB do Agregado I é composto pela soma do valor adicionado dos quatro subconjuntos (equação 4), que são: Agropecuária ($s1$), Agroindústria ($s2$), Indústria ($s3$) e Transporte, Comércio e Serviços ($s4$), que deverão ser descontados na mensuração dos demais agregados para se evitar a dupla contagem.

$$\begin{aligned} CVA_s \cdot Z_{S,s1} \cdot i &= CVA_{s1} \cdot Z_{s1,s1} && \text{Insumos Agropecuários} \\ &+ CVA_{s2} \cdot Z_{s2,s1} && \text{Insumos Agroindustriais} \\ &+ CVA_{s3} \cdot Z_{s3,s1} && \text{Insumos Industriais} \\ &+ CVA_{s4} \cdot Z_{s4,s1} && \text{Insumos Transp., Comércio e Serv.} \end{aligned} \quad (4)$$

²O conjunto de setores da economia é definido com S . Seus subconjuntos são $s1$ representando a agropecuária, $s2$ representando agroindústria, $s3$ representando a indústria e $s4$ representando o transporte, comércio e serviços, em que $\cup si = S$

Para o Agregado II considera-se no cálculo o valor adicionado gerado pela Agricultura e Pecuária e subtraem-se do valor adicionado desses setores os valores que foram utilizados como insumos e incorporados no PIB do agregado I, conforme equação 5.

$$PIB_{II} = (VAPM_{s1} - CVA_{s1} \cdot Z_{s1,s1}) \cdot i \quad (5)$$

em que:

PIB_{II} = PIB do Agregado II;

$Z_{s1,s1}$ = Valor do Insumo da Agropecuária adquirido pela própria Agropecuária

No caso da estimação do Agregado III (Agroindústrias), adota-se o somatório dos valores adicionados gerados pelos setores agroindustriais, subtraídos dos valores adicionados que foram utilizados como insumos do Agregado I, conforme equação 6.

$$PIB_{III} = (VAPM_{s2} - CVA_{s2} \cdot Z_{s2,s1}) \cdot i \quad (6)$$

em que:

PIB_{III} = PIB do Agregado II;

$Z_{s2,s1}$ = Valor do Insumo da Agroindústria adquirido pela Agropecuária

Para fins de definir o valor do produto agroindustrial, utilizou-se a Classificação Nacional de Atividades Econômicas - CNAE 2.0 obtida em Concla (2014). Como resultado, os setores que compõem o Agregado III são: Alimentos e Bebidas; Produtos do fumo; Têxteis; Artigos do vestuário e acessórios; Artefatos de couro e calçados; Produtos de madeira e mobiliário; Celulose e produtos de papel; Álcool e Artigos de borracha e plástico (Apêndice A).

Pelo nível de agregação setorial das MIPs disponíveis no Brasil (56 setores), fica evidente que alguns setores considerados contêm valores que não fazem parte de processamentos de produtos agrícolas. Assim, com fins de evitar superestimação desse agregado, foram resgatados do valor adicionado dos setores da Tabela 1 os percentuais (ponderador) que representam o valor do produto agrícola processado.

Tabela 1: Ponderação das atividades industriais que não são essencialmente agrícolas

Setor	Ponderador (%)
Têxtil	48,49
Artigos do Vestuário e Acessórios	20,23
Artefatos de Couro e Calçados	62,01
Prod. da Madeira e Mobiliário	23,40

Fonte: CEPEA (2013)

O Agregado IV, referente à Distribuição Final, considera-se para fins de cálculo o valor agregado dos setores relativos ao Transporte, Comércio e segmentos de Serviços. Do valor total obtido destina-se ao Agronegócio apenas a parcela que corresponde à participação dos produtos agropecuários e agroindustriais na demanda final de produtos. A distribuição é feita através da

participação relativa da demanda final doméstica dos setores de interesse na demanda final total doméstica. A demanda final doméstica é calculada conforme equação 7. A margem de comercialização pela equação 8, e o PIB do quarto Agregado pela equação 9.

$$DFD = DFG - ILLDF - PIDF \quad (7)$$

em que:

DFD = Demanda Final Doméstica Total;

DFG = Demanda Final Global Total;

$ILLDF$ = Total de Impostos Indiretos Líquidos pagos pela Demanda Final;

$PIDF$ = Total de Produtos Importados pela Demanda Final;

$$MC = (VAPM_{s4} - CVA_{s4} \cdot Z_{s4,s1}) \cdot i \quad (8)$$

em que:

MC = Margem de Comércio;

$VAPM_{s4}$ = Valor Adicionado do subconjunto s4

$Z_{s4,s1}$ = Valor do Insumo do Transporte, Comércio e Serviços adquirido pela Agropecuária;

$$PIB_{IV} = MC \cdot ([DF'_{s1} DF'_{s2}] \cdot i) \cdot DFD^{-1} \quad (9)$$

em que:

DF'_{s1} = Demanda Final Doméstica da Agricultura e Pecuária;

DF'_{s2} = Demanda Final Doméstica dos setores da Agroindustriais;

PIB_{IV} = PIB do Agregado IV.

O PIB total do Agronegócio é dado pela soma dos seus agregados, conforme equação 10.

$$PIB_{ag} = PIB_I + PIB_{II} + PIB_{III} + PIB_{IV} \quad (10)$$

em que:

PIB_{ag} = PIB do Agronegócio

A seguir, é apresentado o PIB do resto da economia de modo desagregado. A indústria é vista como dividida no valor agregado das indústrias, além de uma parcela dos setores de transporte, comércio e segmentos de Serviços. Assim, o PIB da Indústria (Agregado V) é estimado adotando-se o somatório dos valores adicionados pelas indústrias que não utilizam insumos agrícolas para operar, subtraídos dos valores adicionados desses setores que foram utilizados como insumos do Agregado I, conforme equação 11.

$$PIB_V = (VAPM_{s3} - CVA_{s3} \cdot Z_{s3,s1}) \cdot i \quad (11)$$

em que:

PIB_{III} = PIB do Agregado V para a Indústria.

$Z_{s3,s1}$ = Valor do Insumo da Indústria adquirido pela Agropecuária;

Para fins de definir o valor do produto industrial, utilizou-se o mesmo procedimento adotado para o caso das agroindústrias, os setores que compõem tal Agregado podem ser visualizados no Apêndice C.

O Agregado VI, referente à Distribuição Final do produto da indústria, considera também, para fins de cálculo, a parte do valor agregado dos setores relativos ao Transporte, Comércio e segmentos de Serviços, que corresponde à participação dos produtos industriais na demanda final de produtos. Portanto, é adotado o mesmo procedimento do cálculo do valor da distribuição final do agronegócio industrial (Agregado IV). O Agregado VI é calculado segunda a equação 12.

$$PIB_{VI} = MC.(DF'_{s3}.i).DFD^{-1} \quad (12)$$

em que:

DF'_{s3} = Demanda Final dos setores industriais;

PIB_{VI} = PIB do Agregado VI para os setores industriais.

Por fim, o mesmo procedimento é adotado para o cálculo dos segmentos do setor Serviços (Agregado VII), aqui chamado de “Serviços Puros”, ou seja, aquela parte dos setores de Comércio, Transporte e Setores de Serviço que não foram utilizados pela Agroindústria e Indústria. O Agregado VII pode ser calculado pela equação 13.

$$PIB_{VII} = MC.(DF'_{s4}.i).DFD^{-1} \quad (13)$$

em que:

DF'_{s4} = Demanda final dos setores de Comércio, Transporte e Serviços;

PIB_{VII} = PIB do Agregado VII para os setores de Serviços Puros.

Portanto, o PIB total (PIB_{tot}) do sistema econômico como um todo é dado pela soma de todos os agregados, conforme a equação 14

$$PIB_{tot} = PIB_I + PIB_{II} + PIB_{III} + PIB_{IV} + PIB_V + PIB_{VI} + PIB_{VII} \quad (14)$$

em que:

PIB_{tot} = PIB da economia.

2.3 Mensuração da Mão de Obra Ocupada, do Consumo de Energia e da Emissão de CO₂

Para se obter os valores de pessoal ocupado (L), consumo de energia (tep) e emissões de dióxido de carbono (CO₂) de cada agregado do sistema econômico, o processo metodológico e as ponderações (percentuais da Tabela 1) são similares aos da obtenção do PIB, apresentada anteriormente. Contudo, os cálculos são efetuados separadamente para cada variável, generalizada com o símbolo Q_S^k , em que k representa as variáveis de interesse, sendo 1 para pessoal ocupado, 2 para consumo de energia e 3 para emissões de GHG.

Inicialmente deve-se calcular o coeficiente setorial por unidade monetária para cada uma das variáveis k, conforme equação 15.

$$CQ_S^k = Q_S^k.(\hat{X}_S)^{-1} \quad (15)$$

em que:

CQ_S^k = Coeficiente Setorial da variável k por unidade monetária;

Q_S^k = Quantidade Setorial da variável k .

Para se calcular os impactos do Agregado I nas variáveis de interesse (k), os valores dos insumos adquiridos pelos setores Agropecuários ($s1$) são multiplicados pelos coeficientes por unidade monetária em questão, conforme equação 16.

$$Q_I^k = (CQ_S^k \cdot Z_{S,s1}) \cdot i \quad (16)$$

em que:

Q_I^k = Quantidade Q do Agregado I para as variáveis de interesse k .

Para se calcular os impactos dos produtos gerados pelo setor agropecuário nas variáveis de interesse, deve-se descontar do valor gerado pelo setor agropecuário e descontar os valores decorrentes daqueles utilizados como insumos. (equação 17)

$$Q_{II}^k = (Q_{s1}^k - CQ_{s1}^k \cdot Z_{s1,s1}) \cdot i \quad (17)$$

em que:

Q_{II}^k = Quantidade Q do Agregado II para as variáveis de interesse k ;

Q_{s1}^k = Quantidade Q para as variáveis de interesse k para os setores $s1$;

CQ_{s1}^k = Coeficiente do Setor $s1$ da variável k por unidade monetária.

Para o cálculo do impacto do Agregado III, utiliza-se procedimento semelhante ao cálculo do Agregado II. Deve-se descontar do valor total do setor $s2$ aqueles que foram atribuídos como insumos nos efeitos do Agregado I. (equação 18)

$$Q_{III}^k = (Q_{s2}^k - CQ_{s2}^k \cdot Z_{s2,s1}) \cdot i \quad (18)$$

em que:

Q_{III}^k = Quantidade Q do Agregado III para as variáveis de interesse

k ;

Q_{s2}^k = Quantidade Q para as variáveis de interesse k para os setores

$s2$;

CQ_{s2}^k = Coeficiente do Setor $s2$ da variável k por unidade monetária.

Para o cálculo dos impactos do Agregado IV, deve-se estimar o quanto se refere aos setores $s4$. Como este está relacionado à demanda final, deve-se calcular a ponderação do consumo da demanda final doméstica da agropecuária e da agroindústria para se distribuir o valor dos impactos do subconjunto $s4$, conforme equações 19 e 20.

$$QCM^k = (Q_{s4}^k - CQ_{s4}^k \cdot Z_{s4,s1}) \cdot i \quad (19)$$

em que:

QCM^k = Quantidade Q das variáveis de interesse k , para os setores

$s4$;

Q_{s4}^k = Quantidade Q para as variáveis de interesse k para os setores

$s4$;

CQ_{s4}^k = Coeficiente do Setor $s4$ da variável k por unidade monetária.

$$Q_{IV}^k = QCM^k \cdot ([DF'_{s1} DF'_{s2}] \cdot i) \cdot DFD^{-1} \quad (20)$$

em que:

Q_{IV}^k = quantidade Q do Agregado III para as variáveis de interesse k .

O total da variável Q para a variável de interesse k para o Agronegócio é dado pela soma dos seus agregados, conforme equação 21.

$$Q_{ag}^k = Q_I^k + Q_{II}^k + Q_{III}^k + Q_{IV}^k \quad (21)$$

em que:

Q_{ag}^k = Quantidade Q das variáveis de interesse k para o complexo do agronegócio.

Para se calcular o impacto nas variáveis de interesse k provocado pelo restante da economia deve-se proceder de maneira similar ao cálculo do PIB setorial. Estima-se o impacto do setor industrial a partir do valor referente ao subconjunto $s3$ e exclui-se o que já foi contabilizado para o agronegócio, conforme equação 22.

$$Q_V^k = (Q_{s3}^k - CQ_{s3}^k \cdot Zs3, s1) \cdot i \quad (22)$$

em que:

Q_V^k = Quantidade Q do agregado V para as variáveis de interesse k ;

Q_{s3}^k = Quantidade Q para as variáveis de interesse k para os setores $s3$;

CQ_{s3}^k = Coeficiente do Setor $s3$ da variável k por unidade monetária.

O impacto do Agregado VI é realizado através da ponderação da variável atribuída ao setor de Transporte, Comercialização e Serviços, calculado na equação 19, através da participação relativa da demanda final dos setores industriais, conforme equação 23.

$$Q_{VI}^k = QCM^k \cdot (DF'_{s3} \cdot i) \cdot DFD^{-1} \quad (23)$$

em que:

Q_{VI}^k = Quantidade Q do agregado VI para as variáveis de interesse k ;

O impacto do Agregado VII refere-se à participação relativa da demanda final do complexo $s4$, conforme equação 24.

$$Q_{VII}^k = QCM^k \cdot (DF'_{s4} \cdot i) \cdot DFD^{-1} \quad (24)$$

em que:

Q_{VII}^k = Quantidade Q do agregado VII para as variáveis de interesse k .

Portanto, o total Q^k para cada uma das variáveis de interesse k será a soma das participações dos sete agregados calculados anteriormente, conforme equação 25.

$$Q_{tot}^k = Q_I^k + Q_{II}^k + Q_{III}^k + Q_{IV}^k + Q_V^k + Q_{VI}^k + Q_{VII}^k \quad (25)$$

em que:

Q_{tot}^k = Quantidade Q das variáveis de interesse k para a economia.

2.4 Matriz Energética Nacional e Emissões de Gases de Efeito Estufa (CO₂)

A utilização conjunta das informações dos dados de consumo energético com os da atividade econômica da Matriz Insumo-Produto (MIP) para avaliar o consumo setorial de energia e suas implicações inerentes às emissões de gases efeito estufa vem ganhando importância, em particular, através da construção de sistemas insumo-produto híbridos. Ver Perobelli et al. (2006), Hilgemberg & Guilhoto (2006), Mattos (2010) e Figueiredo et al. (2009). Contudo, esses modelos apresentam uma séria limitação na análise de impactos ambientais, que consiste na falta de dados mais desagregados do consumo setorial de energia em unidades físicas.

No Brasil, embora o BEN e a MIP apresentem setores consumidores compatíveis com a Classificação Nacional de Atividades Econômicas - CNAE 1.0 do IBGE, o nível de agregação é diferente, já que a Matriz Energética do BEN apresenta 22 setores consumidores em unidades físicas e a MIP 56 setores em unidades monetárias. Em decorrência disso, a compatibilização das informações gera um reduzido número de setores consumidores o que afeta os resultados e as análises do sistema.

Para superar esse problema e calcular o impacto do agronegócio no consumo energético e nas emissões de gases de efeito estufa é necessário compatibilizar e desagregar setorialmente os dados do BEN, tomando como referência os dados da MIP. Para tal procedimento utilizou-se a metodologia (Base BEN) desenvolvida por Montoya et al. (2014). Com base nesse método que compatibiliza, por um lado, os setores consumidores de energia (ver Apêndice A em Montoya et al. (2014)) e, por outro, os fluxos das Fontes de Energia com os setores consumidores (ver Apêndice C em Montoya et al. (2014)), se obteve, para o ano de 2009, uma Matriz Energética Nacional Desagregada em 56 setores compatíveis com o número de setores consumidores que apresenta a MIP do país. Esse procedimento torna-se necessário para mensurar o consumo de energia do agronegócio e suas emissões de CO₂.

Para calcular as emissões de gases de efeito estufa da economia brasileira foi necessário fazer a conversão da Matriz Energética Nacional Desagregada em emissões setoriais de CO₂. Para isso foram utilizados os coeficientes de conversão encontrados na Matriz Energética e de Emissões (*Coefficiente da matriz de emissões: Projeto "fornecimento de instrumentos de avaliação de emissões de gases de efeito estufa acoplados a uma matriz energética"* (2000)) os quais representam a quantidade total de CO₂ medido em Gg/1000 tep emitidas na atmosfera (ver também Apêndice B em Montoya et al. (2014)).

2.5 Base de Dados

A MIP mais recente publicada pelo IBGE refere-se ao ano de 2005. Assim com fins de estabelecer uma visão mais atualizada da economia brasileira, para o cálculo do agronegócio os dados utilizados foram extraídos da Matriz Insumo-Produto do Brasil de 2009 estimada por Guilhoto & Sesso (2005, 2010) e da Matriz Energética do Brasil de 2009 publicada pelo *Balanco Energético Nacional 2014 – ano base 2013* (2014). As informações da MIP apresentam 56 setores que estão a preços de mercado, em milhões de reais e adota a tecnologia setor x setor baseada na indústria. Já as informações da Matriz energética desagregada

gada para esta pesquisa apresentam 56 setores consumidores de energia, em unidades físicas (mil tep), compatíveis com os 56 setores da MIP.

Finalmente, deve-se esclarecer que o consumo final total de energia na Matriz Energética Nacional para o ano de 2009 é da ordem de 220.711 mil tep, que está dividido em Consumo final não energético (14.921 mil tep) e em Consumo final energético (205.790 mil tep). Para esta pesquisa, as informações utilizadas compreendem o Consumo final energético menos o consumo residencial (23.129 mil tep) perfazendo um total de 182.662 mil tep, isso porque estamos interessados em avaliar os impactos das atividades produtivas do agronegócio e da economia brasileira sobre o consumo de energia e emissões de CO₂.

3 Dimensão Econômica e Ambiental do Agronegócio Brasileiro

A seguir, os resultados da pesquisa foram organizados de modo a observar os agregados do agronegócio comparativamente com os do resto da economia, bem como foram gerados indicadores físico-econômicos que mostram o consumo setorial de energia e as emissões de CO₂ por unidade de renda e empregos, respectivamente. Além de estabelecer nos agregados as relações entre as emissões de CO₂ e o consumo de energia.

3.1 PIB

O agronegócio brasileiro, medido a preços de mercado, chegou a responder por 21,26% do PIB nacional de 2009. Como mostra a Tabela 2, do valor total do agronegócio de R\$ 594.110 milhões, R\$ 38.914 milhões (6,55 %) correspondiam às compras de insumos ou gastos em custeio feitos pelos agricultores (Agregado I ou Insumos Agropecuários); e R\$ 144.385 milhões (ou 24,309%) correspondiam à agregação de valor por parte dos produtores rurais em atividades puramente agrícolas (Agregado II ou Produto Rural). Desse modo, do produto agropecuário conjunto (insumos agropecuários e produção rural) de R\$ 183.299 milhões vendidos à Agroindústria, os produtores rurais, por um lado, gastaram R\$ 38.914 milhões em insumos e, por outro, agregaram valor na ordem de R\$ 144.385 milhões, com a remuneração dos fatores de produção da terra (renda da terra, aluguéis), mão de obra (salário e pagamento dos autônomos familiares) e capital (juros e lucros) e, também, do governo, sob a forma de impostos indiretos líquidos.

A Agroindústria, por sua vez, que comprou a produção rural no valor de R\$ 144.385 milhões, adicionou R\$ 133.722 milhões (ou 22,51%) ao processo de industrialização desses produtos (Agregado III ou Agroindústria). Finalmente, o Agrosserviços adicionou R\$ 277.088 milhões (ou 46,64%), via serviços de transporte, armazenamento e comercialização final de mercadorias (Agregado IV ou Agrosserviços), vendendo ao mercado os R\$ 594.110 milhões do agronegócio brasileiro.

As informações de 2009 indicam também que o Agregado II, ou Produto Agropecuário, está fortemente vinculado ao setor urbano e, portanto, interconectado ao resto da economia uma vez que, do produto total do agronegócio, 24,30% são gerados no campo e 75,70% (Agregados I, III e IV), na sua maior parte, no setor urbano. Esse fato, por sua vez, permite inferir que a agropecuária se constitui em um setor-chave com fortes encadeamentos, não só para

os agregados do agronegócio, mas também para a economia brasileira como um todo.

3.2 Pessoal Ocupado

Uma questão crítica para a sociedade como um todo é o emprego da mão de obra visto que, quando há desemprego, significa que a produção total está abaixo do seu nível potencial e o desempregado, enquanto pessoa sofre tanto pela perda de renda como pelo baixo nível de autoestima. Portanto, o nível de emprego da mão de obra torna-se uma preocupação pública e um tópico de pesquisa permanente na medida em que possibilita identificar elementos fundamentais para a política econômica.

Na Tabela 2, verifica-se que o agronegócio desempenha um papel importante na economia brasileira, pois, do total de trabalhadores no país (96.647.139 empregados), 31,93% (ou 30.856.808 pessoas) estão empregados no agronegócio. Isso, associado a sua participação no PIB brasileiro (21,26%), indica que a importância relativa das atividades do agronegócio no emprego é maior que no valor adicionado. Além disso, fica evidente, em um primeiro momento, que o resto da economia concentra atividades que utilizam em seus processos produtivos tecnologias mais intensivas no uso de capital que na mão de obra.

Com relação à participação dos agregados na ocupação de mão de obra nacional, observa-se que o Serviços (Agregado VII) é o principal agregado que emprega mão de obra (36.085.155 empregados ou 37,34%), seguido de longe pelo Produto Agropecuário (Agregado II) e Serviços Industriais (Agregado VI), empregando coincidentemente, cada um 15.396.039 pessoas ou 15,93%. Aliás, o conjunto de informações mostra uma mudança estrutural importante no mercado de trabalho da economia brasileira: o agregado Serviços (37,34%) gera mais empregos que o conjunto de agregados do agronegócio (31,93%). Certamente a mecanização do campo e a automação dos processos agroindustriais contribuíram com esse fato.

Nesse contexto, analisando a distribuição do total de trabalhadores empregados no agronegócio, observa-se o destaque do Produto Agropecuário (49,90%) sobre os demais agregados, indicando, com isso, que as atividades rurais propriamente ditas são as que empregam maior mão de obra, se comparadas com o Agrosserviços (27,46%), a Agroindústria (15,88%) e os Insumos Agropecuários (6,77%).

Em síntese, embora as informações indiquem o agronegócio como um grande gerador de emprego no Brasil, elas também assinalam que políticas de investimento diferenciadas por agregados que objetivam o aumento do emprego, encontrarão seus alicerces nos Agregados VII, VI e II, uma vez que, em conjunto, detêm 69,20% dos empregados do país, em particular, no agregado Serviços, que gera o maior volume de empregos.

3.3 Consumo de Energia

O incremento dos preços do petróleo no mundo em virtude do esgotamento de suas reservas tem feito com que a maior parte dos países se empenhe em buscar fontes alternativas de energia que permitam mitigar problemas de ordem econômica. Além disso, as questões sociais e ambientais vêm reforçando a necessidade do uso de combustíveis produzidos a partir de biomassa. Contudo,

Tabela 2: O PIB e o Emprego do Agronegócio na estrutura da economia Brasileira em 2009

Agregados	PIB			Pessoal Ocupado		
	R\$	%		Empregos	%	
	Milhões	Nacional	Agronegócio		Nacional	Agronegócio
I Ins. Agrop.	38.914	1,39	6,55	2.087.716	2,16	6,77
II Prod. Agrop.	144.385	5,17	24,30	15.396.039	15,93	49,90
III Agroind.	133.722	4,79	22,51	4.900.632	5,07	15,88
IV Agrosserv.	277.088	9,92	46,64	8.472.421	8,77	27,46
PIB do agronegócio (I + II + III+ IV)	594.11	21,26	100,00	30.856.808	31,93	100,00
V Indústria	516.721	18,49		14.313.141	14,81	
VI Serv. Ind.	503.393	18,01		15.392.034	15,93	
VII Serviços	1.180.156	42,23		36.085.155	37,34	
PIB do resto da economia (V + VI + VII)	2.200.269	78,74		65.790.331	68,07	
PIB Nacional (I + II + III+ IV + V + VI + VII)	2.794.379	100,00		96.647.139	100,00	

Fonte: Cálculos dos Autores

a expansão econômica tem pressionado o aumento do consumo de energia nos setores produtivos que tradicionalmente utilizam fontes de energia fósseis.

Nesse contexto, a demanda total de energia na economia brasileira (consumo energético), em 2009, alcançou o volume de 182.662 mil tep, do qual o agronegócio consumiu 63.418 mil tep, valor que equivale a 34,72% do consumo do país. As participações relativas dos agregados no consumo de energia apontam grande concentração na Indústria (Agregado V, com 27,72%), nos Serviços (Agregado V, com 26,33%) e na Agroindústria (Agregado III, com 20,86%), perfazendo um total de 74,91% do consumo total (Tabela 3).

Do ponto de vista do consumo energético dos agregados do agronegócio (63.418 mil tep), as atividades com os Insumos Agropecuários consumiram 5.261 mil tep ou 8,30% (Agregado I); a Produção Rural 8.763 mil tep ou 13,82% (Agregado II); a Agroindústria 38.104 mil tep ou 60,08% (Agregado III); e; o Agrosserviços consumiu 11.291 mil tep ou 17,80% (Agregado IV). Fica evidente, portanto, que a Agroindústria, em seu processo produtivo, concentra pouco mais de 60% do consumo de energia do agronegócio.

3.4 Emissões de CO₂

O relatório Brundtland WCED (2011) salienta que a importância de avaliar o consumo energético radica na crescente preocupação com os riscos e as incertezas ambientais decorrentes de um consumo elevado de energia no futuro. A queima de combustíveis fósseis que emite dióxido de carbono (CO₂) e seu acúmulo na atmosfera destaca-se como o de maior probabilidade de risco para a alteração do clima devido ao “efeito estufa”. Em função desses fatos, acredita-se que o uso de recursos energéticos disponíveis respeitando o meio ambiente torna-se fundamental para o desenvolvimento econômico e, portanto, avaliar o comportamento do consumo setorial de energia e questões inerentes às emissões de CO₂ se torna premente para um melhor planejamento energético nacional.

As informações da Tabela 3 mostram os resultados das emissões de CO₂ provenientes do consumo de energia nos agregados da economia brasileira. De modo geral observa-se que a Agroindústria (Agregado III) emite 138.520 Gg de CO₂ destacando-se como o agregado que mais emite dióxido de carbono no país, visto que concentra 27,25% das emissões totais. Seguidamente, destacam-se a Indústria (Agregado V) e os Serviços (Agregado VII) com uma participação de 24,52% e 24,20%, respectivamente. Contrapondo a esses indicadores, cabe destacar que os menores níveis de emissões de CO₂ podem ser encontrados nos Insumos Agropecuários (Agregado I), com 2,99% ou 15.189 Gg de CO₂; no Produto Agropecuário (Agregado II), com 5,05% ou 25.656 Gg de CO₂; e no Agrosserviços (Agregado IV), com 5,68% ou 28.883 Gg de CO₂.

Na estrutura do agronegócio, convém destacar que a Agroindústria gera 65,96% das emissões de CO₂, sugerindo, de certa forma, que se trata de um agregado que utiliza, em seus processos produtivos, abundantes combustíveis fósseis. Contudo, isso não é verdadeiro já que a estrutura de consumo da Agroindústria por fontes de energia (Tabela 4 e Figura 1) mostra em suas atividades econômicas o uso de energia “limpa” e majoritariamente renovável, isto é, uma matriz de consumo energético que utiliza poucas fontes de energia de origem fóssil.

Observa-se na agroindústria que 80,53% do seu consumo está composto por Energias Primárias renováveis tais como, Produtos da cana (58,58%), Ou-

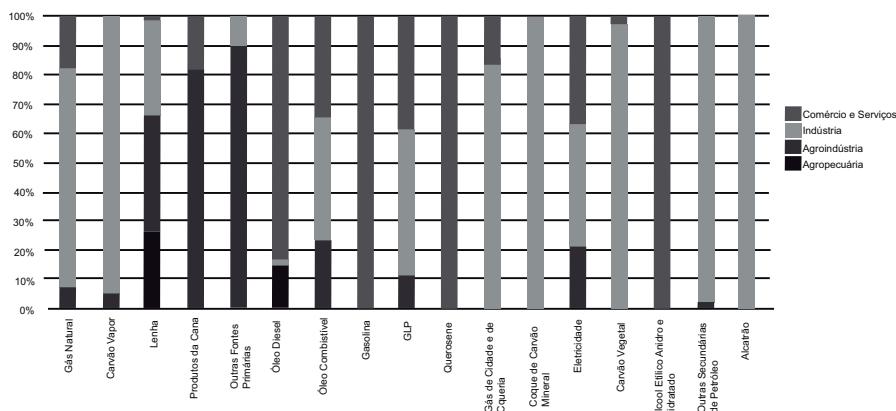
Tabela 3: Consumo de energia (em 1000 tep) e Emissões de CO₂ (em Gg) do Agronegócio na estrutura da economia Brasileira em 2009

Agregados	Consumo Energético			Emissões		
	1000	%		Gg de	%	
	tep	Nacional	Agronegócio	CO ₂	Nacional	Agronegócio
I Ins. Agrop.	5.261	2,88	8,30	15.189	2,99	7,29
II Prod. Agrop.	8.763	4,80	13,82	25.656	5,05	12,32
III Agroind.	38.104	20,86	60,08	138.52	27,25	66,52
IV Agrosserv.	11.291	6,18	17,80	28.883	5,68	13,87
PIB do agronegócio (I + II + III+ IV)	63.418	34,72	100,00	208.248	40,96	100,00
V Indústria	50.642	27,72		124.632	24,52	
VI Serv. Ind.	20.512	11,23		52.472	10,32	
VII Serviços	48.089	26,33		123.016	24,20	
PIB do resto da economia (V + VI + VII)	119.243	65,28		300.121	59,04	
PIB Nacional (I + II + III+ IV + V + VI + VII)	182.662	100,00		508.368	100,00	

Fonte: Cálculos dos Autores

tras fontes primárias (12,94%) e Lenha (9,01%), que são usados como matéria-prima (bagaço de cana, casca de arroz e madeira) para a geração de energia elétrica. Além do uso de Gás natural (2,99%) que apresenta baixo nível de emissões de gases de efeito estufa. Já para a Energia Secundária que contribui com 16,15% do consumo da Agroindústria destaca em primeiro lugar a Eletricidade ou energia “limpa” (11,14%), seguida de longe pelo Óleo combustível (3,40%).

A questão é: porque a Agroindústria se destaca por ser o Agregado que mais emite CO₂? Ocorre que na Matriz Energética Nacional (Tabela 4), os Produtos da cana constituem a segunda maior fonte de energia (15,57% ou 28.445 mil tep), da qual a Agroindústria consome 81,18% ou 23.271 mil tep do país (Figura 1). Pelo contrário, na Eletricidade que representa a terceira maior fonte de energia (15,32% ou 27.984 mil tep) do país, a Agroindústria consome somente 15,81% ou 4.424 mil tep, sendo que a Indústria (42,00% ou 11.752 mil tep) e os Serviços (36,76% ou 10.286 mil tep) em conjunto perfazem um total de 78,76% ou 22.038 mil tep da eletricidade consumida no território nacional. Além disso, para o Gás natural, que emite baixo carbono, a Indústria consome 74,19% ou 10.648 mil tep e a Agroindústria apenas 8,28% ou 1.188 mil tep.



Fonte: Cálculos dos autores, com base na Matriz Energética Desagregada para 56 setores

Figura 1: Participação Relativa dos Setores da Economia Brasileira no Consumo de cada Fonte de Energia para o ano de 2009. Em percentual.

Nesse contexto, se considerarmos, dentre as fontes de energia, que os Produtos da cana, Outras fontes primárias e a Lenha representam 80,53% do consumo de energia da Agroindústria e simultaneamente detêm, em média, os maiores coeficientes de conversão de CO₂ por tep emitidas na atmosfera (Apêndice Apêndice D), variando entre 3,31 a 4,59 de Gg CO₂ por 1000 tep, fica evidente por que as emissões de CO₂ por consumo de energia são mais intensas no Agronegócio e na Agroindústria do país. Contudo, essas emissões devem ser consideradas em um contexto ecologicamente mais correto, pois, embora com a queima do bagaço da cana, da casca de arroz e madeira, libere abundante emissão de CO₂ pela combustão da biomassa, esta também é minimizada pela absorção das plantas durante seu crescimento, no processo de fotossíntese, o que ajuda a controlar o “efeito estufa” global. As análises dos indicadores que relacionam unidades físicas com unidades econômicas

Tabela 4: Consumo Setorial de Energia da Economia Brasileira por Fonte de Energia para o ano de 2009. Em 1000 tep e percentual

Fontes de Energia	Agropecuária		Agroindústria		Indústria		Comércio e Serviços		Total Consumo Energético			
	tep	%	tep	%	tep	%	tep	%	tep	%	tep	%
Petróleo	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00
Gás natural	2	0,02	1,188	2,99	10,648	20,40	2,513	3,10	14,352	7,86		
Carvão vapor	0	0,00	132	0,33	2,25	4,31	0	0,00	2,382	1,30		
Carvão metalúrgico	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00		
Urânio U_3O_8	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00		
Energia hidráulica	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00		
Lenha	2,411	25,24	3,579	9,01	2,984	5,72	80	0,10	9,055	4,96		
Produtos da cana	0	0,00	23,271	58,58	0	0,00	5,173	6,37	28,445	15,57		
Outras fontes primárias	0	0,00	5,138	12,94	429	0,82	0	0,00	5,568	3,05		
Energia Primária Total	2,413	25,25	33,309	83,85	16,312	31,26	7,767	9,57	59,8	32,74		
Óleo diesel	5,515	57,72	251	0,63	502	0,96	30,995	38,17	37,263	20,40		
Óleo combustível	68	0,71	1,349	3,40	2,513	4,82	2,045	2,52	5,975	3,27		
Gasolina	0	0,00	0	0,00	0	0,00	14,72	18,13	14,72	8,06		
GLP	23	0,24	133	0,33	662	1,27	514	0,63	1,331	0,73		
Nafta	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00		
Querosene	0	0,00	0	0,00	3	0,01	2,828	3,48	2,831	1,55		
Gás de cidade e de coqueria	0	0,00	1	0,00	1,024	1,96	174	0,21	1,2	0,66		
Coque de carvão mineral	0	0,00	0	0,00	5,309	10,17	0	0,00	5,309	2,91		
Urânio contido no UO_2	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00		
Eletricidade	1,521	15,92	4,424	11,14	11,752	22,52	10,286	12,67	27,984	15,32		
Carvão vegetal	7	0,08	3	0,01	3,299	6,32	78	0,10	3,386	1,85		
Álcool etílico anidro e hidratado	7	0,07	0	0,00	0	0,00	11,792	14,52	11,799	6,46		
Outras secundárias de petróleo	0	0,00	253	0,64	10,766	20,63	0	0,00	11,019	6,03		
Produtos não energéticos de petróleo	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00		
Alcatrão	0	0,00	0	0,00	44	0,08	0	0,00	44	0,02		
Energia Secundária Total	7,141	74,75	6,414	16,15	35,874	68,74	73,432	90,43	122,861	67,26		
TOTAL	9,553	100,00	39,723	100,00	52,186	100,00	81,199	100,00	182.661,53	100,00		

Fonte: Cálculos dos autores, com base na Matriz Energética Desagregada para 56 setores.

da próxima seção deixam mais evidentes estes fatos.

3.5 Indicadores Físico-Econômico

A fim de compreender melhor o contexto ambiental dos agregados da economia brasileira, questiona-se nesta seção: quais são as relações entre o pessoal ocupado, o consumo setorial de energia e as emissões de CO₂ por unidade de renda e empregos gerados? A Tabela 5 resume os resultados de diversos indicadores gerados para os agregados do agronegócio e da economia brasileira.

a) Empregos, Consumo Energético e Emissões de CO₂ por Unidade de Renda Gerada

O coeficiente trabalhador por PIB gerado (L/PIB) mostra no agronegócio atividades mais intensivas no uso da mão de obra do que o resto da economia, já que utiliza 51,9 trabalhadores por cada milhão de reais, enquanto que o resto da economia utiliza 29,9 trabalhadores. Entretanto, destaca-se, sobre todos os agregados, o Produto Agropecuário (Agregado II) pela utilização de 106,6 trabalhadores por milhão de reais, ou seja, trata-se de um agregado que utiliza 3,8 vezes mais trabalhadores por milhão de reais do que a média da economia brasileira (34,6 trabalhadores por milhão).

O consumo de energia em tep por milhão de reais (tep/PIB) evidencia, no agronegócio, (106,7) mais consumo de energia que no resto da economia (54,2), ao mesmo tempo em que a Agroindústria (Agregado III) consolida-se como o maior consumidor de energia do país, apresentando um índice de 284,9 tep por milhão de reais, seguido de longe pelos Insumos Agropecuários (135,2 tep) e pela Indústria (98,0 tep).

As emissões de CO₂ por milhão de reais (CO₂/PIB) apresenta a mesma hierarquia observada no consumo de energia por milhão de reais (tep/PIB). Entretanto, observa-se que as maiores proporções de emissões por consumo de energia localizam-se na Agroindústria ($1.035,9 / 284,9 = 3,64$), ou seja, trata-se de um agregado que, por unidade monetária, emite CO₂ com maior intensidade no meio ambiente se comparado com os outros agregados da economia.

Frente a essas evidências e considerando que o consumo mundial de alimentos praticamente duplicará até 2030, fica estabelecido que os desafios para o crescimento do agronegócio são gigantescos. Em particular para a Agroindústria já que se espera, por um lado, maior consumo de produtos da agroenergia, como por exemplo, etanol, em função da escassez das fontes de energia fósseis como a do petróleo e, por outro, das mudanças nos hábitos alimentares passando para um maior consumo de produtos agropecuários industrializados.

b) PIB, Consumo Energético e Emissões de CO₂ por Trabalhador

O coeficiente da renda gerada por trabalhador (PIB/L) indica uma média de R\$ 28.913 na economia brasileira. Da comparação dos diversos agregados da economia emergem três níveis de renda por trabalhador: a Indústria (Agregado V, com R\$ 36.101) e os diversos Serviços (Agregados IV, VI e VII, com R\$ 32.705, respectivamente) destacam-se por sua localização acima da média; a Agroindústria (Agregado III, com R\$ 27.287) por manter-se em torno da média e; os Insumos Agropecuários (Agregado I, com R\$ 18.640) e o Produto Agropecuário (Agregado II, com R\$ 9.378) por estarem abaixo da média. Cabe

Tabela 5: Indicadores Físico-Econômicos do Agronegócio na Estrutura da Economia Brasileira em 2009.

	Indicadores por Renda Gerada			Indicadores por Trabalhador.			CO ₂ / tep
	(L/PIB)	(tep/PIB)	(CO ₂ /PIB)	(PIB/L)	(tep/L)	(CO ₂ /L)	(CO ₂ /tep)
I Ins. Agrop.	53,6	135,2	390,3	18,64	2,5	7,3	2,89
II Prod. Agrop.	106,6	60,7	177,7	9.378	0,6	1,7	2,93
III Agroind.	36,6	284,9	1.035,9	27.287	7,8	28,3	3,64
IV Agrosserv.	30,6	40,7	104,2	32.705	1,3	3,4	2,56
PIB do agronegócio (I + II + III+ IV)	51,9	106,7	350,5	19.254	2,1	6,7	3,28
V Indústria	27,7	98,0	241,2	36.101	3,5	8,7	2,46
VI Serv. Ind.	30,6	40,7	104,2	32.705	1,3	3,4	2,56
VII Serviços	30,6	40,7	104,2	32.705	1,3	3,4	2,56
PIB do resto da economia (V + VI + VII)	29,9	54,2	136,4	33.444	1,8	4,6	2,52
PIB Nacional (I + II + III+ IV + V + VI + VII)	34,6	65,4	181,9	28.913	1,9	5,3	2,78

Fonte: Cálculos dos autores

salientar, nesse contexto, que a renda gerada por trabalhador no agronegócio (R\$ 19,254) é menor que o resto da economia (R\$ 33.444), isso certamente porque a participação de todos os agregados de base agrícola no PIB nacional é somente de 21,26%.

O consumo de energia por trabalhador (tep/L) destaca a Agroindústria como o maior consumidor, em virtude de utilizar 7,8 tep por trabalhador. Isto é, o consumo de energia por trabalhador na Agroindústria é 2,2 vezes maior do que o segundo colocado (Indústria ou Agregado V, com 3,5) e, 4,1 vezes maior do que a média da economia nacional. Como resultado, as emissões de CO₂ por trabalhador concentram-se significativamente na Agroindústria por apresentar 28,3 toneladas de CO₂ por trabalhador, seguido de longe pela Indústria (8,7), Insumos Agropecuários (7,3) e pelos demais agregados da economia, que em média apresentam 5,3 toneladas para cada trabalhador.

c) Emissões de CO₂ por Consumo de tep

A análise dos coeficientes de toneladas de CO₂ por consumo de energia em tep possibilita identificar os agregados que mais poluem o meio ambiente, uma vez que através desse coeficiente pode-se avaliar, de forma comparativa, a capacidade relativa de cada agregado na emissão de dióxido de carbono por consumo de energia.

As emissões de gases por consumo de energia (CO₂/tep) evidenciam no agronegócio um nível de poluição média (3,28) mais intensiva do que o resto da economia (2,52), bem como da média nacional (2,78). Novamente, a análise dos agregados destaca a Agroindústria (Agregado III) como o maior poluidor do país, apresentando um índice de 3,64 toneladas de CO₂ por tep, seguida pelo Produto Agropecuário (2,93) e pelos Insumos Agropecuários (2,89). Deve-se destacar que dentre os agregados, a Indústria (2,46) apresenta a mais baixa relação entre emissões e consumo de energia, inclusive abaixo dos agregados que envolvem serviços (2,56).

Nesse panorama, fica evidente que, com o crescimento do agronegócio brasileiro, o aumento na demanda de energia e suas correspondentes emissões de CO₂, os riscos e as incertezas da maior degradação do meio ambiente, são um grande desafio para o crescimento econômico sustentável de alta produtividade, com eficiência econômica e responsabilidade socioambiental.

4 Considerações Finais

Considerando as oportunidades para o crescimento do agronegócio e sua relevante pressão por maiores níveis de consumo de energia, o artigo teve como objetivo, avaliar a renda, o emprego, o consumo setorial de energia e suas emissões de CO₂ na estrutura do agronegócio brasileiro. Com esses fins, inicialmente estimou-se uma matriz energética com 56 setores consumidores de energia compatíveis com os 56 setores que apresenta a MIP do Brasil para 2009. Seguidamente, para o cálculo do agronegócio, a economia do país foi dividida em sete grandes agregados, de modo a analisar comparativamente os componentes do agronegócio com os do resto da economia.

Verificou-se que o agronegócio brasileiro de 2009 responde por 21,26% do PIB, por 31,93% dos empregos, por 34,72% do consumo de energia e, por 40,96% das emissões de CO₂. A análise dos agregados da economia destaca o Serviços (Agregado VII) pela maior geração de renda (42,23%) e do emprego

(37,34%), além de mostrar que esse agregado gera mais empregos que o agronegócio como um todo. Já no consumo de energia destacam-se a Indústria (Agregado V) e o Serviços (Agregado VII) por deterem em 27,72% e 26,33% do consumo nacional, respectivamente. Entretanto, as emissões de gases mostram a Agroindústria (Agregado III) com a maior parcela (27,25%) das emissões de CO₂.

Deve-se mencionar que no agronegócio a Agroindústria (Agregado III) concentra 60,08% do consumo de energia e 65,52% das emissões de CO₂. Contudo, verificou-se na estrutura de consumo da Agroindústria por fontes de energia o uso de energia “limpa” (Eletricidade com 11,14%) e majoritariamente renovável (Produtos da cana, Outras fontes primárias e Lenha, em conjunto, com 80,53%), isto é, utiliza poucas fontes de energia de origem fóssil. Assim, as emissões da Indústria e por extensão do agronegócio, devem ser consideradas em um contexto ecologicamente correto, pois, embora com a queima do bagaço da cana, da casca de arroz e da madeira, libere abundante emissão de CO₂, este também é capturado pelas plantas durante seu crescimento, no processo de fotossíntese, o que ajuda a controlar o “efeito estufa” global.

Nesse contexto, os cruzamentos das variáveis estimadas para os agregados da economia permitiram estabelecer alguns indicadores físico-econômicos. Verificou-se através do coeficiente trabalhador por milhão de reais (L/PIB) que nas atividades do Produto Agropecuário (Agregado II) são necessárias mais pessoas (106) para gerar renda, ou seja, são empregados mais indivíduos por unidade de renda gerada na economia. Por sua vez, o consumo de energia e as emissões de CO₂ assinalam, no agronegócio, maiores coeficientes que a média nacional, em particular, destacando a Agroindústria (Agregado III) como o agregado que mais consome (tep/PIB) e emite gases (CO₂/PIB) por unidade monetária no país.

O coeficiente da renda gerada por trabalhador (PIB/L) destaca a Indústria (Agregado V) e os diversos Serviços (Agregados IV, VI e VII) com as maiores rendas, bem como evidencia que a renda por trabalhador do agronegócio (R\$ 19.254) é relativamente menor que a média nacional (R\$ 28.913). Verificou-se também que o consumo de energia por trabalhador (tep/L) na Agroindústria é 4,1 vezes mais do que a média da economia nacional. Os resultados das emissões de CO₂ por trabalhador apontam concentração significativa na Agroindústria por apresentar 28,3 toneladas de CO₂ por trabalhador, seguido de longe pelos demais agregados da economia, que em média apresentam 5,3 toneladas para cada trabalhador.

Em suma, os resultados desta pesquisa, ao mensurar na economia brasileira a renda, o emprego, o consumo setorial de energia e suas emissões de CO₂, permitiram compreender melhor a abrangência das atividades do agronegócio e seus impactos ambientais, em particular, os da Agroindústria que apresenta os maiores níveis de poluição do país. Certamente, as informações aqui encontradas apesar de suas limitações, são subsídios importantes para direcionar, em setores específicos ou não, políticas de diminuição de emissões de CO₂. Portanto, o desafio atual se traduz em como conciliar o crescimento do agronegócio de alta tecnologia com a conservação e a preservação ambiental.

Referências Bibliográficas

Araújo, N. B., Wedekin, I. & Pinazza, L. A. (1990), *Complexo agroindustrial: O agribusiness brasileiro*, Agroceres, São Paulo.

Balanço Energético Nacional 2014 – ano base 2013 (2014), EPE, Rio de Janeiro.

CEPEA (2013).

URL: <http://www.cepea.esalq.usp.br>

Coeficiente da matriz de emissões: Projeto “fornecimento de instrumentos de avaliação de emissões de gases de efeito estufa acoplados a uma matriz energética” (2000), *Economia & Energia* (24).

URL: <http://ecen.com/matriz/eee24/>

Concla (2014), Rio de Janeiro, RJ.

URL: <http://www.cnae.ibge.gov.br/>

Davis, J. H. & Goldberg, R. A. (1957), *A concept of agribusiness*, Harvard University press, Boston.

Figueiredo, N. R. M., Araújo, Júnior, I. T. & Perobelli, F. S. (2009), Construção da matriz insumo–produto híbrida para o estado de Pernambuco e avaliação da intensidade energética e de emissões de CO₂ setorial, in ‘Anais’, Encontro Regional de Economia, BNB, Fortaleza.

URL: <http://edi.bnb.gov.br/content/aplicacao/eventos/forumbnb2009/docs/construcao.pdf>

Finamore, E. B. & Montoya, M. A. (2003), ‘PIB, tributos, emprego, salários e saldo da balança comercial no agronegócio gaúcho.’, *Ensaio FEE* 24(1), 93–126.

Furtuoso, M. C. O. (1998), O produto interno bruto do complexo agroindustrial brasileiro, Doutorado em ciências, Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” – USP, Piracicaba.

Guilhoto, J. J. M., Furtuoso, M. C. O. & Barros, G. S. C. (2000), *Agronegócio na economia brasileira, 1994 a 1999*, CEPEA-USP, Piracicaba.

Guilhoto, J. J. M. & Sesso, Filho, U. A. (2005), ‘Estimação da matriz insumo–produto a partir de dados preliminares das contas nacionais’, *Economia Aplicada* 9(2), 277–299.

Guilhoto, J. J. M. & Sesso, Filho, U. A. (2010), ‘Estimação da matriz insumo–produto utilizando dados preliminares das contas nacionais: aplicação e análise de indicadores econômicos para o Brasil em 2005’, *Economia & Tecnológica* 23(6), 63–76.

Hilgemberg, E. M. & Guilhoto, J. J. M. (2006), ‘Uso de combustíveis e emissões de CO₂ no Brasil: um modelo inter–regional de insumo–produto’, *Nova Economia* 16(1), 49–99.

IEA (2011), ‘International energy outlook 2009’.

URL: <http://www.iea.doe.gov>

Jank, M. S. A. (2012), 'A hora e a vez da moderna agricultura tropical', *O Estado de S. Paulo*.

URL: <http://opinioao.estadao.com.br/noticias/geral,a-hora-e-a-vez-da-moderna-agricultura-tropical-imp-,879849>

Lauschner, R. (1993), *Agribusiness, cooperativa e produtor rural*, Unisinos, São Leopoldo.

Leontief, W. (1983), *A economia do insumo-produto*, Ed. Abril Cultural, São Paulo. (Os Economistas).

Malassi, L. (1973), *Analyse du complexe agro-alimentaire d'après la comptabilité nationale, cahiers de l'ISMEA N. 11 – série AG, ISMEAP.*

URL: <http://www.ismea.org/>

Mattos, R. S. (2010), Interações setoriais sobre a demanda de energia elétrica em Pernambuco: uma análise inter-regional de insumo-produto, *in* 'Anais', ENABER, ABER, Juiz de Fora.

Montoya, M. A. & Finamore, E. B. (2001), 'Evolução do PIB do agronegócio brasileiro de 1959 a 1995: uma estimativa na ótica do valor adicionado', *Teoria e Evidência Econômica* 9(16), 9–24.

Montoya, M. A. & Guilhoto, J. J. M. (2000), O agronegócio brasileiro entre 1959 e 1995: dimensão econômica, mudança estrutural e tendências, *in* M. A. Montoya & J. L. Parré, eds, 'O agronegócio brasileiro no final do século XX', EdiUPF, Passo Fundo, chapter 1, pp. 3–32.

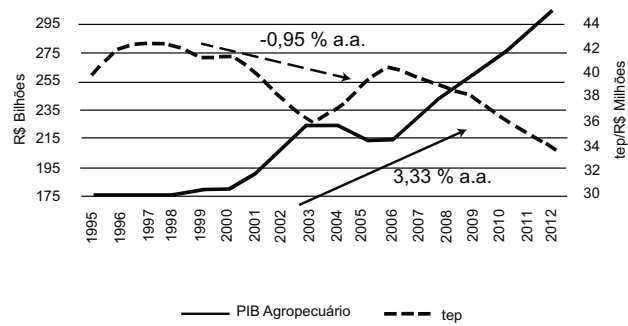
Montoya, M. A., Lopes, R. L. & Guilhoto, J. J. M. (2014), 'Desagregação setorial do balanço energético nacional a partir dos dados da matriz insumo-produto: Uma avaliação metodológica', *Economia Aplicada* 18(3), 379–419.

Perobelli, F. S., Mattos, R. S. & Faria, W. R. (2006), Energetic interactions between Minas Gerais state and the rest of Brazil: An inter-regional input-output analysis, *in* 'Anais', Congress of the European Regional Science Association, ERSA, Volos.

WCED (2011), 'Our common future'.

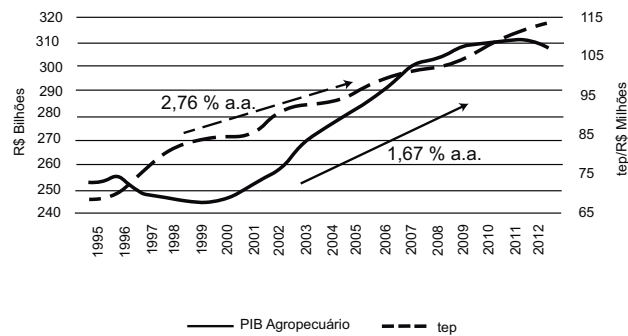
URL: <http://www.un-documents.net/our-common-future.pdf>

Apêndice A



Fonte: Cálculos elaborados pelos autores com base no CEPEA (2015) e EPE (2014)

Figura A.1: Energia consumida “versus” PIB do setor agropecuário brasileiro, 1995 – 2012 (em tep por R\$ Milhões de 2013).



Fonte: Cálculos elaborados pelos autores com base no CEPEA (2015) e EPE (2014)

Figura A.2: Energia consumida “versus” PIB do setor agroindústria brasileiro, 1995 – 2012 (em tep por R\$ Milhões de 2013)

Apêndice B

Tabela B.1: Divisão setorial da pesquisa e correspondência com as atividades da Matriz Insumo-Produto (MIP) do Brasil para o ano de 2009.

DIVISÃO SETORIAL DA PESQUISA		SETORES DA MIP DE 2009	
CODIGO	DESCRIÇÃO	SETOR	DESCRIÇÃO DA ATIVIDADE
A	Agropecuária	1	Agricultura, silvicultura, exploração florestal.
A	Agropecuária	2	Pecuária e pesca
I	Indústrias	3	Petróleo e gás natural
I	Indústrias	4	Minério de ferro
I	Indústrias	5	Outros da indústria extrativa
AI	Agroindústrias	6	Alimentos e Bebidas
AI	Agroindústrias	7	Produtos do fumo
AI	Agroindústrias	8	Têxteis
AI	Agroindústrias	9	Artigos do vestuário e acessórios
AI	Agroindústrias	10	Artefatos de couro e calçados
AI	Agroindústrias	11	Produtos de madeira - exclusive móveis
AI	Agroindústrias	12	Celulose e produtos de papel
I	Indústrias	13	Jornais, revistas, discos.
I	Indústrias	14	Refino de petróleo e coque
AI	Agroindústrias	15	Álcool
I	Indústrias	16	Produtos químicos
I	Indústrias	17	Fabricação de resina e elastômeros
I	Indústrias	18	Produtos farmacêuticos
I	Indústrias	19	Defensivos agrícolas
I	Indústrias	20	Perfumaria, higiene e limpeza.
I	Indústrias	21	Tintas, vernizes, esmaltes e lacas.
I	Indústrias	22	Produtos e preparados químicos diversos
AI	Agroindústrias	23	Artigos de borracha e plástico
I	Indústrias	24	Cimento
I	Indústrias	25	Outros produtos de minerais não metálicos
I	Indústrias	26	Fabricação de aço e derivados
I	Indústrias	27	Metalurgia de metais não ferrosos
I	Indústrias	28	Produtos de metal - exclusive máquinas e equipamentos
I	Indústrias	29	Máquinas e equipamentos, inclusive manutenção e reparos.
I	Indústrias	30	Eletrodomésticos
I	Indústrias	31	Máquinas para escritório e equipamentos de informática
I	Indústrias	32	Máquinas, aparelhos e materiais elétricos.
I	Indústrias	33	Material eletrônico e equipamentos de comunicações
I	Indústrias	34	Aparelhos/instrumentos médico-hospitalar, medida e óptico
I	Indústrias	35	Automóveis, camionetas e utilitários.
I	Indústrias	36	Caminhões e ônibus
I	Indústrias	37	Peças e acessórios para veículos automotores
I	Indústrias	38	Outros equipamentos de transporte
I	Indústrias	39	Móveis e produtos das indústrias diversas
S	Setores de serviços	40	Eletricidade e gás, água, esgoto e limpeza urbana.
I	Indústrias	41	Construção
S	Setores de serviços	42	Comércio
S	Setores de serviços	43	Transporte, armazenagem e correio.
S	Setores de serviços	44	Serviços de informação
S	Setores de serviços	45	Intermediação financeira e de seguros
S	Setores de serviços	46	Serviços imobiliários e aluguel
S	Setores de serviços	47	Serviços de manutenção e reparação
S	Setores de serviços	48	Serviços de alojamento e alimentação
S	Setores de serviços	49	Serviços prestados às empresas
S	Setores de serviços	50	Educação mercantil
S	Setores de serviços	51	Saúde mercantil
S	Setores de serviços	52	Serviços prestados às famílias e associativas
S	Setores de serviços	53	Serviços domésticos
S	Setores de serviços	54	Educação pública
S	Setores de serviços	55	Saúde pública
S	Setores de serviços	56	Administração pública e seguridade social

Fonte: Elaborado pelos autores

Apêndice C

Tabela C.1: Agregação e compatibilização setorial para o ano de 2009 entre a MIP e a Matriz energética do Brasil.

Agregação Grandes Setores	COMPATIBILIZAÇÃO DAS ATIVIDADES DO BRASIL				
	MIP			BEN	
	Setores	Nível 80	ATIVIDADES	Código	ATIVIDADES
I	1	101	Agricultura, silvicultura, exploração florestal.	11.2.5	Agropecuários
	2	102	Pecuária e pesca	11.2.5	Agropecuários
II	3	201	Petróleo e gás natural	11.2.1	Energético
	14	309	Refino de petróleo e coque	11.2.1	Energético
	15	310	Álcool	11.2.1	Energético
	40	401	Eletricidade e gás, água, esgoto e limpeza urbana.	11.2.1	Energético
III	4	202	Minério de ferro	11.2.7.4	Mineração e Pelotização
	5	203	Outros da indústria extrativa	11.2.7.4	Mineração e Pelotização
IV	6	301	Alimentos e Bebidas	11.2.7.7	Alimentos e Bebidas
	7	302	Produtos do fumo	11.2.7.7	Alimentos e Bebidas
V	8	303	Têxteis	11.2.7.8	Têxtil
	9	304	Artigos do vestuário e acessórios	11.2.7.8	Têxtil
	10	305	Artefatos de couro e calçados	11.2.7.8	Têxtil
VI	11	306	Produtos de madeira - exclusive móveis	11.2.7.9	Papel e Celulose
	12	307	Celulose e produtos de papel	11.2.7.9	Papel e Celulose
	13	308	Jornais, revistas, discos	11.2.7.9	Papel e Celulose
VII	16	311	Produtos químicos	11.2.7.6	Química
	17	312	Fabricação de resina e elastômeros	11.2.7.6	Química
	18	313	Produtos farmacêuticos	11.2.7.6	Química
	19	314	Defensivos agrícolas	11.2.7.6	Química
	20	315	Perfumaria, higiene e limpeza.	11.2.7.6	Química
	21	316	Tintas, vernizes, esmaltes e lacs.	11.2.7.6	Química
	22	317	Produtos e preparados químicos diversos	11.2.7.6	Química
	23	318	Artigos de borracha e plástico	11.2.7.6	Química
VIII	24	319	Cimento	11.2.7.1	Cimento
IX	25	320	Outros produtos de minerais não metálicos	11.2.7.10	Cerâmica
X	26	321	Fabricação de aço e derivados	11.2.7.3	Ferroligas
XI	27	322	Metalurgia de metais não-ferrosos	11.2.7.2 11.2.7.5	Ferro-gusa e Aço Não-Ferrosos e Outros Metálicos
	28	323	Produtos de metal - exclusive máquinas e equipamentos	11.2.7.5	Não-Ferrosos e Outros Metálicos

Fonte: Elaborado com base em Montoya et al. (2014).

Tabela C.1: Agregação e compatibilização setorial para o ano de 2009 entre a MIP e a Matriz energética do Brasil. (continuação)

XII	29	324	Máquinas e equipamentos, inclusive manutenção e reparos.	11.2.7.11	Outras indústrias
	30	325	Eletrodomésticos	11.2.7.11	Outras indústrias
	31	326	Máquinas para escritório e equipamentos de informática	11.2.7.11	Outras indústrias
	32	327	Máquinas, aparelhos e materiais elétricos.	11.2.7.11	Outras indústrias
	33	328	Material eletrônico e equipamentos de comunicações	11.2.7.11	Outras indústrias
	34	329	Aparelhos/instrumentos médico-hospitalar, medida e óptico.	11.2.7.11	Outras indústrias
	35	330	Automóveis, camionetas e utilitários.	11.2.7.11	Outras indústrias
	36	331	Caminhões e ônibus	11.2.7.11	Outras indústrias
	37	332	Peças e acessórios para veículos automotores	11.2.7.11	Outras indústrias
	38	333	Outros equipamentos de transporte	11.2.7.11	Outras indústrias
	39	334	Móveis e produtos das indústrias diversas	11.2.7.11	Outras indústrias
	41	501	Construção	11.2.7.11	Outras indústrias
XIII	42	601	Comércio	11.2.3	Comercial
	44	801	Serviços de informação	11.2.3	Comercial
	45	901	Intermediação financeira e seguros.	11.2.3	Comercial
	46	1001	Serviços imobiliários e aluguel	11.2.3	Comercial
	47	1101	Serviços de manutenção e reparação	11.2.3	Comercial
	48	1102	Serviços de alojamento e alimentação	11.2.3	Comercial
	49	1103	Serviços prestados às empresas	11.2.3	Comercial
	50	1104	Educação mercantil	11.2.3	Comercial
	51	1105	Saúde mercantil	11.2.3	Comercial
	52	1106	Serviços prestados às famílias e associativas	11.2.3	Comercial
	53	1107	Serviços domésticos	11.2.3	Comercial
XIV	43	701	Transporte, armazenagem e correio.	11.2.6	Transporte Total
XV	54	1201	Educação pública	11.2.4	Público
	55	1202	Saúde pública	11.2.4	Público
	56	1203	Administração pública e seguridade social	11.2.4	Público

Fonte: Elaborado com base em Montoya et al. (2014).

Apêndice D

Tabela D.1: Compatibilização dos fluxos setoriais da Matriz Energética com os fluxos setoriais da Matriz Insumo-Produto para estabelecer o fator de ponderação.

BEN		MIP	
FONTES PRIMÁRIAS	NIVEL 80	ATIVIDADES	
PETRÓLEO		NC: não consome	
GÁS NATURAL	20101	Petróleo e gás natural	
CARVÃO VAPOR	20301	Carvão mineral	
CARVÃO METAL.		NC: não consome	
URÂNIO U3O8		NC: não consome	
ENERGIA HIDRÁULICA		NC: não consome	
LENHA	10112	Produtos da exploração florestal e da silvicultura	
PRODUTOS DA CANA	30115	Produtos das usinas e do refino de açúcar	
OUT. FONTES PRIM.	10112	Produtos da exploração florestal e da silvicultura	
FONTES SECUNDÁRIAS	NIVEL 80	ATIVIDADES	
ÓLEO DIESEL	30905	Óleo diesel	
ÓLEO COMBUSTIVEL	30904	Óleo combustível	
GASOLINA	30903	Gasoálcool	
GLP	30901	Gás liquefeito de petróleo	
NAFTA		NC: não consome	
QUEROSENE	30906	Outros produtos do refino de petróleo e coque	
GÁS DE CIDADE E DE COQUERIA	40101	Eletricidade e gás, água, esgoto e limpeza urbana	
COQUE CARVÃO MIN.	20301	Carvão mineral	
URÂNIO CONTIDO NO UO2		NC: não consome	
ELETRICIDADE	40101	Eletricidade e gás, água, esgoto e limpeza urbana	
CARVÃO VEGETAL	31102	Produtos químicos orgânicos	
ÁLCOOL ETÍLICO ANIDRO E HIDRATADO	31001	Álcool	
OUTRAS SEC. DE PETRÓLEO	30906	Outros produtos do refino de petróleo e coque	
ALCATRÃO	20301	Carvão mineral	

Fonte: Elaborado com base em Montoya et al. (2014).

Apêndice E

Tabela E.1: Coeficientes de conversão da quantidade total de CO₂ em Gg/1000 tep emitidas na atmosfera

Setores consumidores	Gás Natural	Carvão Vapor	Carvão Metal	Lenha	Prod. Da Cana	Outra Fonte	Diesel	Combustível	Gasolina	GLP	Querosene	Gás	Coq. Car. Min.	Carvão Veg.	Álcool	Outras Fontes secundarias	Outras secundarias do Petróleo	Alcatrão
Energético	2,34	3,94	3,94	4,52	4,52	3,31	3,07	3,21	2,87	2,61	2,98	3,07	3,94	3,86	3,00	3,07	3,07	3,94
Residencial	2,34	3,78	3,78	4,23	4,23	3,31	3,07	3,21	2,87	2,61	2,98	3,07	3,78	3,46	2,71	3,07	3,07	3,78
Comercial	2,34	3,81	3,81	4,23	4,23	3,31	3,07	3,21	2,87	2,61	2,98	3,07	3,81	3,48	2,71	3,07	3,07	3,81
Público	2,34	3,81	3,81	4,23	4,23	3,31	3,07	3,21	2,87	2,61	2,98	3,07	3,81	3,79	2,71	3,07	3,07	3,07
Agropecuário	2,34	3,78	3,78	3,91	3,91	3,31	3,07	3,21	2,87	2,61	2,98	3,07	2,78	3,46	2,39	3,07	3,07	3,78
Rodoviário	2,34	3,78	3,78	3,91	3,91	3,31	3,07	3,21	2,35	2,62	2,97	3,07	3,98	3,95	2,76	3,07	3,07	3,95
Ferrovário	2,34	3,78	3,78	3,91	3,91	3,31	3,07	3,21	2,35	2,62	2,97	3,07	3,98	3,95	2,76	3,07	3,07	3,95
Aéreo	2,34	3,95	3,95	4,59	4,59	3,31	3,07	3,21	2,87	2,62	2,97	3,07	3,95	3,95	3,07	3,07	3,07	3,95
Hidroviário	2,34	3,95	3,95	4,59	4,59	3,31	3,07	3,14	2,87	2,62	2,97	3,07	3,95	3,95	3,07	3,07	3,07	3,95
Cimento	2,34	3,93	3,93	4,46	4,32	3,31	3,07	3,21	2,87	2,62	2,98	3,07	3,93	3,66	2,80	3,07	3,07	3,93
Ferro-Gusa Aço	2,34	3,93	3,93	4,46	4,32	3,31	3,07	3,21	2,87	2,62	2,98	3,07	3,93	3,66	2,80	3,07	3,07	3,93
Ferro-Ligas	2,34	3,93	3,93	4,46	4,32	3,31	3,07	3,21	2,87	2,62	2,98	3,07	3,93	3,66	2,80	3,07	3,07	3,93
Mineração e pe- lotização	2,34	3,93	3,93	4,46	4,32	3,31	3,07	3,21	2,87	2,62	2,98	3,07	3,93	3,66	2,80	3,07	3,07	3,93
Não-Ferrosos	2,34	3,93	3,93	4,46	4,32	3,31	3,07	3,21	2,87	2,62	2,98	3,07	3,93	3,66	2,80	3,07	3,07	3,93
Química	2,34	3,93	3,93	4,46	4,32	3,31	3,07	3,21	2,87	2,62	2,98	3,07	3,93	3,66	2,80	3,07	3,07	3,93
Alimentos e Be- bidas	2,34	3,81	3,81	4,55	4,55	3,31	3,07	3,21	2,87	2,61	2,98	3,07	3,93	3,48	3,03	3,07	3,07	3,81
Têxtil	2,34	3,93	3,93	4,46	4,32	3,31	3,07	3,21	2,87	2,62	2,98	3,07	3,93	3,66	2,80	3,07	3,07	3,93
Papel e Celulose	2,34	3,93	3,93	4,46	4,32	3,31	3,07	3,21	2,87	2,62	2,98	3,07	3,93	3,66	2,80	3,07	3,07	3,93
Cerâmica	2,34	3,93	3,93	4,46	4,32	3,31	3,07	3,21	2,87	2,62	2,98	3,07	3,93	3,66	2,80	3,07	3,07	3,93
Outros	2,34	3,93	3,93	4,46	4,32	3,31	3,07	3,21	2,87	2,62	2,98	3,07	3,93	3,66	2,80	3,07	3,07	3,93
Consumo Não- Id.	2,34	3,93	3,93	4,46	4,32	3,31	3,07	3,21	2,87	2,62	2,98	3,07	3,93	3,66	2,80	3,07	3,07	3,93

Fonte: *Coeficiente da matriz de emissões: Projeto "fornecimento de instrumentos de avaliação de emissões de gases de efeito estufa acoplados a uma matriz energética"* (2000)

UMA ANÁLISE DOS RENDIMENTOS DO TRABALHO ENTRE INDIVÍDUOS COM ENSINO SUPERIOR NO BRASIL

MAURÍCIO CORTEZ REIS *
DANIELLE CARUSI MACHADO †

Resumo

Este artigo tem como objetivo analisar o mercado de trabalho para indivíduos que concluíram o ensino superior no Brasil, usando dados do Censo de 2010. A desigualdade de rendimentos entre os trabalhadores brasileiros de nível superior é extremamente elevada. De acordo com os resultados encontrados, um dos fatores que contribui para isso é a acentuada disparidade nos rendimentos do trabalho entre as áreas de formação profissional. Além disso, uma parcela dos trabalhadores com nível superior no Brasil atua em ocupações sem relação com a área de formação, o que tem como consequência uma penalidade nos rendimentos. Os resultados mostram também que a influência desses fatores varia substancialmente ao longo da distribuição de rendimentos do trabalho e pelo sexo do trabalhador.

Palavras-chave: Educação superior; Áreas de formação; Rendimentos do trabalho; Ocupação

Abstract

This paper provides an analysis of the labor market for individuals with tertiary education in Brazil using data from the 2010 Census. Labor earnings inequality is remarkable among Brazilian workers with a Bachelor's degree. Evidence indicates that heterogeneous returns across fields of study and mismatches between the individuals' occupations and their fields of study help to explain part of the labor earnings disparities among workers with tertiary education in Brazil. Also according to the results, the estimated effects associated with these elements seem to be quite different by gender and across the labor earnings distribution.

Keywords: Tertiary education; Fields of study; Labor earnings, Occupation

JEL classification: I21, J24, J31

DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/1413-8050/ea140616>

* IPEA. E-mail: mauricio.reis@ipea.gov.br

† Universidade Federal Fluminense (UFF). E-mail: dani_carusi@hotmail.com

1 Introdução

Existe uma ampla literatura teórica que busca compreender os diferenciais salariais a partir da heterogeneidade das características produtivas dos trabalhadores. De acordo com Card (1999), a educação tem um papel fundamental nessa análise, tendo em vista que teoricamente ela é fator de determinação da produtividade do trabalhador. Os artigos seminais de Becker (1964) e Ben-Porath (1967) fundamentam a relação entre educação e rendimento do trabalho do ponto de vista teórico. Há, portanto, uma ampla evidência de que trabalhadores mais escolarizados possuem melhores ocupações e, sobretudo maiores salários.

Em termos empíricos, a magnitude da relação causal existente entre salário e educação tem sido exaustivamente analisada a partir da estrutura inicial proposta por Mincer (1974). Sob determinadas hipóteses, conforme destacado por Card (1999), a partir da equação minceriana seria possível captar o retorno ao investimento em educação. Entretanto, o cálculo de sua magnitude envolve várias dificuldades, inicialmente levantadas por Griliches (1977).¹ A relação positiva entre salário e educação pode se associar ao fato de trabalhadores mais educados serem mais produtivos realmente, ou simplesmente ser um indicativo de que eles são mais capazes de adquirir mais escolaridade e, portanto, a terem uma melhor inserção no mercado de trabalho. Nesse último caso, a escolaridade seria compreendida mais como uma sinalização para o mercado de trabalho de que um indivíduo é mais capaz do que outro e, portanto, teria uma maior produtividade inata, conforme Arrow (1973). Há vários estudos para o Brasil que investigam a influência da escolaridade sobre a estrutura de rendimentos do trabalho, conforme Barbosa Filho & Pessoa (2008), Moura (2008), Ramos & Vieira (1996), Crespo & Reis (2009).

Neste artigo, a ênfase recai na estimação do efeito do tipo de diploma de educação superior e suas inter-relações com as características da ocupação exercida no mercado de trabalho. De acordo com informações do Censo 2010, trabalhadores com pelo menos o ensino superior completo representam cerca de 15% dos ocupados no mercado de trabalho brasileiro. Esse grupo de trabalhadores tem características bastante distintas em relação aos demais. É importante enfatizar que essas diferenças não estão restritas ao diferencial de qualificação proporcionado pela educação superior, mas também pelo fato de parte do capital humano recebido durante a formação superior ser específico do curso escolhido, como destaca Robst (2007). A consequência disso é uma elevada heterogeneidade entre indivíduos com educação superior. Além disso, esse tipo de investimento em educação muitas vezes se torna bastante associado a uma determinada ocupação ou a um conjunto restrito de ocupações.

Como resultado do nível de qualificação mais elevado e dos altos retornos à escolaridade no Brasil, indivíduos com formação superior recebem rendimentos três vezes maiores em comparação com os demais trabalhadores, com níveis mais baixos de escolaridade, de acordo com dados do Censo 2010. No entanto, os rendimentos no mercado de trabalho também podem variar bastante dependendo do tipo de curso superior escolhido pelo trabalhador. Nota-se também que, apesar do investimento em capital humano específico, uma parcela dos trabalhadores com nível superior no Brasil atua em ocupações

¹A omissão de variáveis relevantes, tais como habilidade do indivíduo, e a existência de erros de mensuração da escolaridade poderiam viesar a estimativa dos coeficientes do retorno à educação.

sem relação com a área de formação. Esses dois fatores contribuem para a acentuada desigualdade dos rendimentos recebidos no mercado de trabalho entre os indivíduos de nível superior no Brasil.

Diferenças entre os rendimentos do trabalho por área de formação no ensino superior são bem documentadas na literatura sobre o assunto para diversos países, inclusive para o Brasil. Evidências para os Estados Unidos, o Reino Unido, o Canadá e a Irlanda podem ser encontradas em Altonji (1993), Blundell et al. (2000), Finnie & Frenette (2003) e Kelly et al. (2010), entre vários outros. Em geral, os resultados para esses países mostram que pessoas com formação nas áreas de engenharia e ciências normalmente recebem rendimentos mais elevados em relação aos indivíduos com formação nas áreas de ciências sociais e humanidades e artes. No Brasil, Tafner & Carvalho (2008), com dados do Censo 2000, destacam os elevados rendimentos para as formações em medicina e engenharia, e os baixos valores obtidos para aqueles com formação em educação e letras. Esse cenário não é muito diferente do apresentado por Fernandes & Narita (2001) com dados dos Censos 1991 e de 1980.²

Em muitas situações, a demanda por trabalho não é capaz de absorver todos os egressos de determinados cursos de ensino superior, dificultando a inserção no mercado de trabalho para alguns indivíduos. Diversos estudos, porém, feitos para os Estados Unidos (Robst (2007)) e para a Suécia (Nordin et al. (2010)) mostram ganhos nos rendimentos associados à compatibilidade entre a atuação profissional dos trabalhadores e o tipo de curso de educação superior realizado. No Brasil, Fernandes & Narita (2001) mostram que trabalhadores em áreas consideradas típicas da formação recebem um prêmio de 13% nos rendimentos, tanto para 1980 quanto para 1991. Robst (2007) e Nordin et al. (2010) também mostram que o incremento nos rendimentos é mais acentuado quando a ocupação está diretamente relacionada com a área de formação que quando essa relação não é direta (ou entendida como parcial). Além disso, Kelly et al. (2010) apresentam evidências de que esse prêmio varia ao longo da distribuição de rendimentos.

Este artigo pretende contribuir com a literatura sobre o tema no Brasil, avançando em alguns aspectos analisados por Fernandes & Narita (2001) e Tafner & Carvalho (2008). Primeiramente, atualizamos as evidências sobre diferenciais por área de formação apresentadas nesses dois estudos, com os dados do Censo Demográfico de 2010, conduzido pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Essa base de dados possui informações sobre a área de formação para aqueles que completaram o ensino superior, para os níveis de graduação, mestrado e doutorado, bem como sobre a inserção no mercado de trabalho (tipo de ocupação, rendimentos e horas trabalhadas), além de algumas características individuais.

Cada área de formação superior no Censo Demográfico pode ser relacionada com ocupações com as quais são compatíveis. Com isso, podemos analisar com mais detalhes a questão do desajuste entre formação e ocupação no mercado de trabalho e suas implicações para os rendimentos. Estendemos, portanto, as análises de Fernandes & Narita (2001) e de Tafner & Carvalho (2008), considerando a incompatibilidade entre a formação profissional e a ocupação não apenas através de uma única variável *dummy*, mas também

²Os dados do Censo 2010 mostram que os rendimentos mensais dos trabalhadores com formação em engenharia, por exemplo, são cerca de três vezes maiores quando comparados aos dos indivíduos com formação na área de educação.

usando uma medida de variação no grau de relação entre essas duas variáveis, um aspecto que vem sendo enfatizado nos artigos mais recentes da literatura. Além disso, a análise é conduzida separadamente para homens e mulheres, já que esses dois grupos estão distribuídos de forma muito distinta entre áreas de formação superior. Essas diferenças podem ser provocadas pelas preferências de cada grupo tanto em relação ao conteúdo de cada curso quanto às carreiras associadas a esses cursos, assim como a barreiras que podem limitar a entrada das mulheres em determinados cursos ou mesmo em ocupações relacionadas com esses cursos. Outra contribuição a essa literatura é que investigamos em que medida os diferenciais de rendimentos entre os diversos tipos de cursos e o efeito de desajustes entre área de formação e ocupação variam ao longo da distribuição de rendimentos do trabalho usando estimações com regressões quantílicas.

Os resultados mostram que os rendimentos do trabalho variam de maneira acentuada dependendo da área de formação superior. Essas diferenças tendem a aumentar na parte mais alta da distribuição de rendimentos, principalmente para as mulheres. Nota-se também que uma parcela substancial dos trabalhadores com ensino superior no Brasil atua em ocupações sem relação com a área de formação. Esses indivíduos tendem a receber rendimentos menores do que aqueles em ocupações associadas com o curso de formação superior. Essa penalidade é ainda mais acentuada quando a ocupação não exige escolaridade correspondente ao grau superior.

Estrutturamos este artigo da seguinte forma: após a introdução, apresentamos na Seção 2 os dados do Censo de 2010 que são utilizados na parte empírica. Na Seção 3, mostramos a metodologia empírica a ser empregada no artigo. Na Seção 4, apresentamos uma análise descritiva dos dados, enquanto a Seção 5 mostra os resultados estimados para investigar os diferenciais de rendimentos por área de formação, e a relação entre desajustes entre formação e ocupação de um lado e rendimentos do trabalho do outro. As principais conclusões do artigo são apresentadas na Seção 6.

2 Dados

Na análise empírica, são utilizados dados do Censo Demográfico de 2010,³ realizado pelo IBGE. No Censo, além do questionário básico aplicado para toda a população, é selecionada uma amostra para responder um questionário mais completo, com perguntas sobre rendimentos, escolaridade, migração, fecundidade, características do emprego e outros temas. Em 2010, os municípios foram classificados em cinco faixas de acordo com a população, sendo que quanto menor o município, maior a parcela da população que respondeu o questionário completo. No total, 10,7% dos domicílios brasileiros responderam esse questionário completo (chamado de Questionário da Amostra do Censo Demográfico) em 2010.

³Optamos por não inserir na análise os dados dos Censos Demográficos anteriores, pois estes já foram analisados por Tafner & Carvalho (2008) e Fernandes & Narita (2001). Para trabalharmos com diferentes edições do Censo Demográfico, perderíamos alguns dos resultados apresentados para a análise mais detalhada dos cursos em função das alterações necessárias para a agregação dos cursos de forma que as tipologias fossem comparáveis. Dada essa dificuldade, optamos por não enfatizar a análise evolutiva, sabendo, de antemão, que mudanças macroeconômicas e de estrutura produtiva poderiam afetar os resultados para o mercado de trabalho dos indivíduos com formação superior no Brasil.

Para as pessoas com nível superior, são feitas, no questionário completo, perguntas referentes à conclusão de cursos de mestrado e de doutorado. O Censo também oferece informações sobre a área de formação para os indivíduos com nível superior completo. Essa área de formação se refere ao grau mais elevado obtido pelo indivíduo. Portanto, para uma pessoa com doutorado, por exemplo, é possível conhecer a sua área de formação no curso de doutorado, mas não no mestrado ou na graduação.

O Censo disponibiliza três classificações para as áreas de formação: *i*) uma com oito áreas gerais, *ii*) outra com 22 (no caso de graduação) ou 23 (no caso de mestrado ou doutorado) áreas específicas, e *iii*) uma terceira com quase 100 áreas detalhadas. Neste artigo, as áreas de formação são agregadas em 10 grupos, usando uma classificação bastante semelhante às áreas gerais disponibilizadas pelo IBGE.

Para os indivíduos ocupados, também são disponibilizadas informações sobre a ocupação, definida para o nível de quatro dígitos. Com isso, as ocupações são associadas com a área de formação, de acordo com o grau de compatibilidade entre o tipo de aprendizado e a atividade exercida no mercado de trabalho. São consideradas para essa análise apenas as ocupações que normalmente exigem formação superior (dirigentes e gerentes; e profissionais das ciências e intelectuais). As ocupações dos demais grupos foram classificadas como não necessariamente exigindo formação superior.⁴

No Censo, também é possível obter o rendimento médio do trabalho principal na semana de referência, assim como o número de horas trabalhadas para os indivíduos ocupados. Além disso, a pesquisa também oferece algumas características individuais, como idade, gênero, raça e região de residência.

A amostra utilizada neste artigo é composta por indivíduos que completaram pelo menos o nível superior, com idade entre 24 e 65 anos, e ocupados na semana de referência da pesquisa. São incluídos apenas aqueles com dados disponíveis para ocupação e área de formação. Fazem parte da amostra 765.027 indivíduos.

3 Estratégia Empírica

Para analisar as diferenças nos rendimentos do trabalho entre as áreas de formação, controlando para algumas características individuais, são estimadas regressões de rendimentos (seguindo uma versão ampliada da equação minceriana proposta por Mincer (1974), de acordo com a especificação (1) abaixo:

$$\ln(w_i) = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 F_i + \beta_3 G_i + \gamma_1 I_i^d + \gamma_2 I_i^p + \gamma_3 M_i + u_i \quad (1)$$

Em que w_i representa os rendimentos por hora; X_i é um vetor de características individuais (idade, idade ao quadrado, gênero, raça, região de residência); F_i representa um vetor de *dummies* para a área de formação do indivíduo; G_i contém *dummies* para mestrado e doutorado; e u_i representa os fatores não observados.

Trabalhadores em ocupações que não estão relacionadas com a sua área de formação educacional normalmente recebem rendimentos do trabalho menores que aqueles que realizam atividades para as quais foram capacitados

⁴Note que em algumas ocupações no grupo composto por diretores e gerentes, e mesmo em alguns poucos casos no grupo de profissionais das ciências e intelectuais, a rigor, não se exige nível superior.

durante a graduação ou a pós-graduação. Para captar estes efeitos nos rendimentos relacionados aos desajustes entre formação educacional e ocupação no mercado de trabalho, inserimos na equação (1) três *dummies*:

- I^d : com valor igual a um quando a ocupação do trabalhador (entre aquelas que normalmente exigem nível superior) e a sua formação são diretamente relacionadas;
- I^p : igual a um quando a associação entre a ocupação e a área de formação é apenas parcial e igual a zero caso contrário. Entende-se essa associação parcial como uma situação em que os conhecimentos adquiridos durante a formação superior devem contribuir de forma relevante para o desempenho na ocupação do indivíduo, mas essa relação não é tão direta quanto à identificada pela variável I^d .
- M : igual a 1 se a ocupação do trabalhador não demanda necessariamente uma formação superior e zero caso contrário.

O grupo de referência, portanto, é formado por indivíduos em ocupações que exigem educação superior, mas não são relacionadas (nem parcialmente) com as suas áreas de formação.

Esse conjunto de *dummies* foi construído a partir da associação entre a área de formação detalhada para indivíduos com educação superior e a sua ocupação para o nível de quatro dígitos, levando em conta o grau de afinidade entre as duas. Existem áreas de formação que capacitam os trabalhadores para atuarem em diversas ocupações, da mesma forma que certas ocupações podem receber trabalhadores com diferentes tipos de formação. Procuramos nos restringir a associações mais diretas entre o tipo de ensinamento recebido no sistema educacional e as tarefas desempenhadas na ocupação.⁵

A equação (1) é estimada de três formas: (i) pelo método de mínimos quadrados ordinários, (ii) pelo método de estimação em dois estágios, proposto por Heckman (1979) e (iii) pelo método de regressão quantílica (Koenker & Bassett (1978); Buchinsky (1994a) e Buchinsky (1994b)).

4 Análise Descritiva

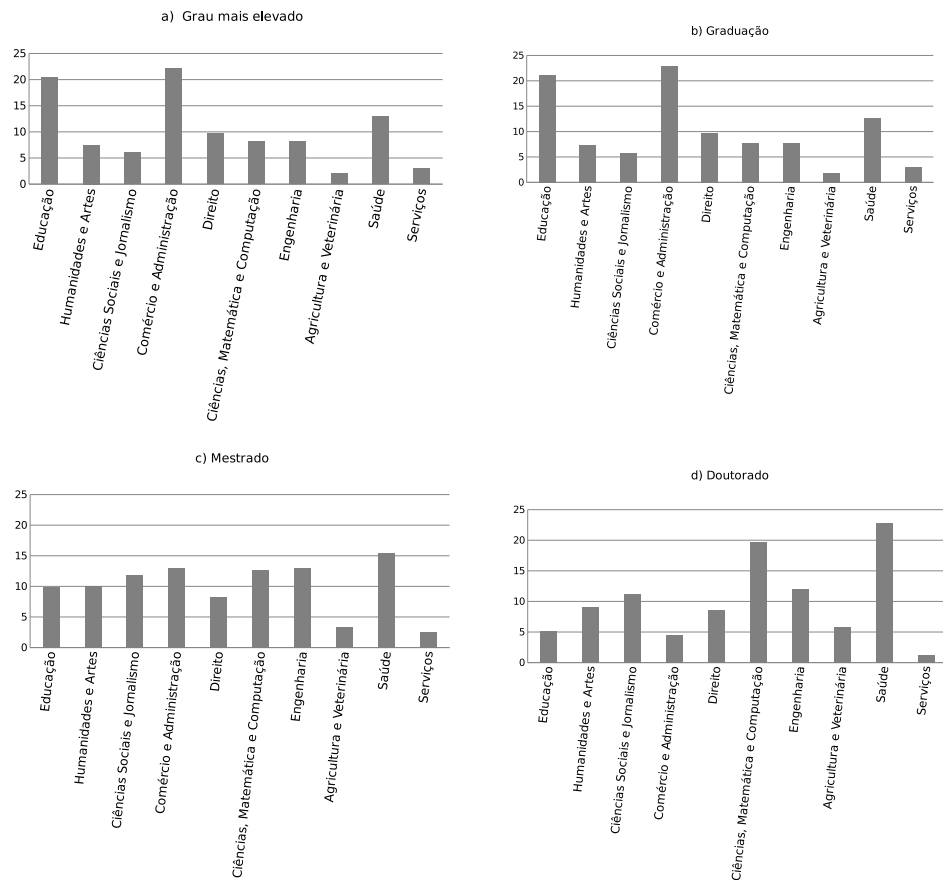
Antes de mostrarmos os resultados estimados de acordo com as especificações descritas na Seção 3, apresentamos uma análise descritiva do mercado de trabalho para indivíduos com pelo menos o nível superior completo, enfatizando as diferenças entre as áreas de formação.

A Figura (1) mostra a distribuição dos trabalhadores ocupados, na faixa etária de 24 a 65 anos, entre as dez diferentes áreas de formação agregadas. Nota-se que a maior parte dos trabalhadores ocupados completou o grau mais elevado em cursos nas áreas de comércio e administração (22%) e educação (20,4%). Em terceiro lugar aparece a área de saúde (13%), enquanto a formação em agricultura e veterinária é a que registra menor participação (2%).

A distribuição por área dos trabalhadores ocupados com graduação é bastante semelhante à mostrada para o grau mais elevado, já que uma parcela

⁵Essa associação, no entanto, deve ser interpretada como uma *proxy* para a afinidade entre área de formação e ocupação, sujeita a um certo grau de subjetividade e imperfeição em muitas situações.

muito pequena dos indivíduos no Brasil possui mestrado ou doutorado.⁶ No entanto, a distribuição por área de formação entre os indivíduos com pós-graduação é bastante diferente. A área de saúde concentra 15% e 23% dos trabalhadores com mestrado e doutorado completos, respectivamente. A segunda área de concentração para os trabalhadores com doutorado completo é ciências, matemática e computação (19,6%). Já para os trabalhadores com mestrado completo, as áreas que também se sobressaem, em termos de participação são engenharia (13%), comércio e administração (12,9%) e ciências, matemática e computação (12,61%). Vale destacar que a área de comércio e administração, que contribui com a maior parcela entre os trabalhadores com graduação tem uma participação inferior a 5% quando considerados apenas aqueles com doutorado completo.



Fonte: Elaboração dos autores

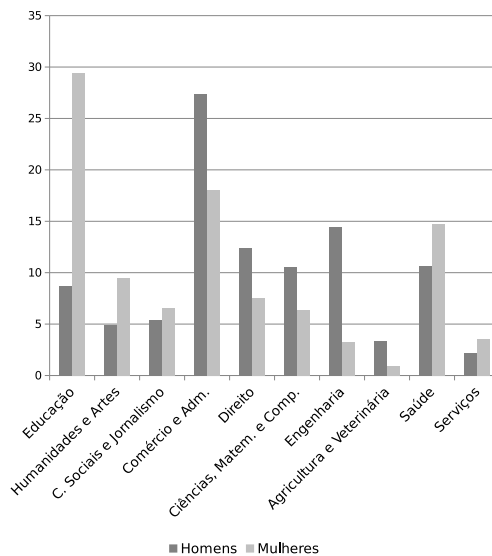
Figura 1: Distribuição por área de formação dos indivíduos ocupados com curso superior, graduação e pós-graduação–Censo 2010

Como ressaltam Polachek (1978) e Canes & Rosen (1995), homens e mulheres tendem a apresentar diferenças importantes nas escolhas da área de formação. De fato, percebe-se na Figura (2) que todas as áreas registram diferenças substanciais nas participações de trabalhadores do sexo masculino e

⁶Do total de ocupados com nível superior, apenas 4% possuem mestrado e 2% têm doutorado.

feminino. Nota-se, por exemplo, que a área de educação tem uma representatividade de 30% entre as mulheres ocupadas e de apenas 9% entre os homens ocupados. A participação de cursos de engenharia, por outro lado, tem uma parcela correspondente a 15% entre os homens, enquanto entre as mulheres a participação dessa área de formação é de apenas 3%.

As mulheres ocupadas concentram-se também nas áreas de comércio e administração (18,1%) e saúde (14,7%). Já para os homens ocupados, a principal área de formação é a de comércio e administração (27,4%), seguida de engenharia (15%) e direito (12,4%). Em razão destas diferenças acentuadas entre homens e mulheres na escolha da carreira universitária, a análise empírica desenvolvida no artigo é feita para o total da amostra e separadamente por gênero, como sugere Robst (2007).



Fonte: Microdados do Censo 2010. Elaboração dos autores.

Figura 2: Distribuição por área de formação de homens e mulheres com curso superior - Censo 2010

A Tabela (1) apresenta algumas estatísticas descritivas para os indivíduos na amostra, em cada uma das 10 áreas de formação, que são definidas pelo grau de instrução mais elevado.

As diferenças na média de idade entre os tipos de formação variam de 37,4 para os trabalhadores que concluíram cursos nas áreas de serviços, até 40,8 que é a média de idade para a área de engenharia. A participação das mulheres é bastante heterogênea entre as áreas, como a Figura (2) já havia mostrado. Apesar de as mulheres representarem 56% dos trabalhadores ocupados com pelo menos o nível superior completo, em algumas áreas a participação desse grupo é inferior a 30% (engenharia, e agricultura e veterinária). Já nas áreas de educação e de humanidades e artes, as mulheres representam mais de 70% dos trabalhadores. As áreas de serviços, saúde e ciências sociais e jornalismo também apresentam alta representatividade das mulheres.

A Tabela (1) também mostra que apenas 4% dos trabalhadores com pelo menos o nível superior possuem mestrado, e que a porcentagem dos que possuem doutorado é inferior a 2%. Em algumas áreas, como educação e comércio e administração, a participação de indivíduos com pós-graduação é extremamente baixa. Nas áreas de agricultura e veterinária, ciências sociais e jornalismo, e ciências, matemática e computação, por outro lado, nota-se uma proporção um pouco maior de indivíduos com mestrado ou doutorado.

Cerca de um terço dos trabalhadores com nível superior atuam em ocupações que estão diretamente relacionadas com as suas áreas de formação [variável I^d], de acordo com a classificação utilizada neste texto. Essa proporção é muito maior para aqueles com formação na área de saúde, que tem 60% dos indivíduos em ocupações consideradas diretamente relacionadas com essa formação. Na área de humanidades e artes, a situação é bem diferente, com apenas 12% dos indivíduos em ocupações relacionadas com esse tipo de formação. Nordin et al. (2010) mostram que formações ligadas à área de saúde também são as que apresentam maior grau de ajuste com a ocupação na Suécia, compreendendo em torno de 90% dos trabalhadores. Os níveis mais baixos são verificados para biologia, física e matemática ou estatística (abaixo de 20% em todos esses casos).

A Tabela (1) mostra ainda que 31% dos trabalhadores com formação superior atuam em ocupações que não necessariamente exigem um nível tão alto de qualificação.⁷ Para algumas formações, essa situação é muito mais comum, como nos cursos ligados aos serviços (48%), e nos de comércio e administração (45%). Já nas áreas de saúde e educação, nota-se uma porcentagem bem menor de trabalhadores em ocupações cujo nível de qualificação exigido é mais baixo.

As disparidades entre as médias dos rendimentos do trabalho por formação, na coluna um da 1, são bastante acentuadas. Engenharia e Direito são as duas áreas de formação que apresentam os valores mais elevados para os rendimentos por hora (35,9 e 36,1, respectivamente). No outro extremo, a área de educação é a que apresenta o rendimento hora mais baixo (R\$13,8). Portanto, a média dos rendimentos por hora para engenharia é 2,6 vezes maior que para educação, ilustrando as grandes diferenças de remuneração entre as áreas de formação.

Apesar das diferenças entre as áreas, trabalhadores com nível superior recebem rendimentos bem mais elevados, em média, do que aqueles com níveis mais baixos de escolaridade, como pode ser visto no gráfico (3). Refletindo as diferenças entre áreas de formação, destaca-se também a maior dispersão dos rendimentos para o grupo com ensino superior. Para aqueles com menos escolaridade, não só a média é mais baixa, como também há mais trabalhadores concentrados em torno desta média.

Os gráficos da Figura (A.1) mostram a distribuição dos rendimentos para os diferentes cursos superiores comparativamente aos trabalhadores que finalizaram apenas o nível médio de escolaridade. Para todos os cursos superiores, a distribuição de rendimentos fica à direita da distribuição de rendimentos dos trabalhadores do nível médio. Contudo, para aqueles que cursaram Educação, as diferenças não são tão pronunciadas como daqueles que cursaram, por exemplo, Engenharia.

⁷São classificados nessa categoria que exige formação superior os ocupados como: *i*) Dirigentes e gerentes; e *ii*) Profissionais das ciências e intelectuais.

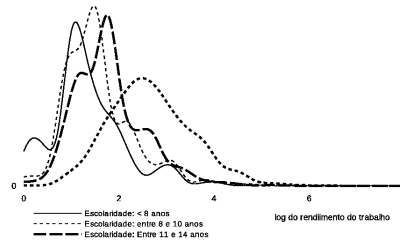
Tabela 1: Estatísticas descritivas por área de formação (grau mais elevado)

	Rendimento por hora	Idade	Mulher (%)	Mestrado (%)	Doutorado (%)	Ocupação diret. relacionada com a área de formação (%)	Ocupação parc. relacionada com a área de formação (%)	Ocupação que não exige formação superior (%)
						I^d	I^p	M
Educação	13,8	40,2	81,4	2,11	0,43	16,59	49,34	24,09
Humanidades e Artes	17,3	40,6	71,4	5,86	2,06	11,89	2,32	27,76
Ciências Sociais e Jornalismo	27,3	40,7	61,5	8,56	3,11	37,02	0,46	28,00
Comércio e Administração	22,4	38,1	46,1	2,57	0,34	33,43	12,31	45,23
Direito	36,1	39,5	44,1	3,77	1,5	53,63	0,00	29,45
Ciências, Matemática e Computação	21,7	37,8	43,7	6,78	4,06	19,97	9,00	29,71
Engenharia	35,9	40,8	22,4	7,04	2,5	35,11	7,07	25,56
Agricultura e Veterinária	27,5	39,6	26,8	7,55	5,01	42,05	1,51	34,28
Saúde	27,6	37,9	64,2	5,2	2,96	59,24	7,55	21,35
Serviços	20,4	37,4	67,7	3,74	0,65	25,09	0,85	47,95
Total	23,6	39,2	56,4	4,38	1,69	32,85	15,34	30,94

Fonte: Censo 2010.

Nota: Amostra de indivíduos com idade entre 24 e 65 anos, com nível superior completo, ocupados e com rendimentos do trabalho positivos.

As áreas de formação são referentes ao grau mais elevado de educação do indivíduo. Os rendimentos e a ocupação são definidos para o trabalho principal.



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Demográfico de 2010.

Figura 3: Distribuição do log do rendimento do trabalho principal segundo os níveis de escolaridade dos trabalhadores ocupados - Brasil/2010

Na Tabela 2, são apresentadas algumas características dos indivíduos na amostra separadamente por gênero. Nota-se que, em todas as áreas de formação a média dos rendimentos por hora é maior, de forma significativa, para os homens que para as mulheres. As menores diferenças são verificadas entre aqueles com formação em humanidades e artes (22%) e na área de educação (24%). As áreas que registram os maiores diferenciais de rendimentos por gênero são: serviços (73%), saúde (54%) e comércio e administração (53%).

Em algumas áreas, a proporção de trabalhadores em ocupações diretamente relacionadas com a formação é semelhante entre homens e mulheres (educação, direito e saúde, por exemplo). Em outras, no entanto, as diferenças são acentuadas. Na área de humanidades e artes, 20% dos homens possuem ocupações relacionadas com essa formação, enquanto para as mulheres essa condição é observada apenas para 9% das que tem esse tipo de formação. Na área de serviços, 11% dos homens trabalham em ocupações relacionadas com a formação, enquanto entre as mulheres este percentual aumenta para 32%. Outra diferença é observada na área de ciências sociais e jornalismo. Enquanto 42% das mulheres que fizeram cursos nesse campo trabalham em ocupações relacionadas com essa formação, para os homens esse percentual é reduzido para 30%. Para as porcentagens dos que trabalham em ocupações que não exigem formação superior, a área de educação é a que registra maior diferença por gênero (37,5% entre os homens e 21% entre as mulheres). Para as demais áreas, as diferenças não são tão acentuadas.

Os dados mostram, portanto, que a formação superior dos trabalhadores ocupados difere de forma significativa entre homens e mulheres. Alguns cursos são tidos como tipicamente masculinos, tais como as “engenharias”, e outros, tipicamente femininos, como educação. Ademais, os dados destacam que existe um diferencial de rendimentos elevado entre as formações. Conforme destacado na literatura internacional, os rendimentos são maiores para trabalhadores que egressam das engenharias e menores para aqueles que fizeram educação, humanidades ou artes. Os diferenciais entre homens e mulheres para diferentes cursos parecem maiores nas áreas em que elas estão sub-representadas.

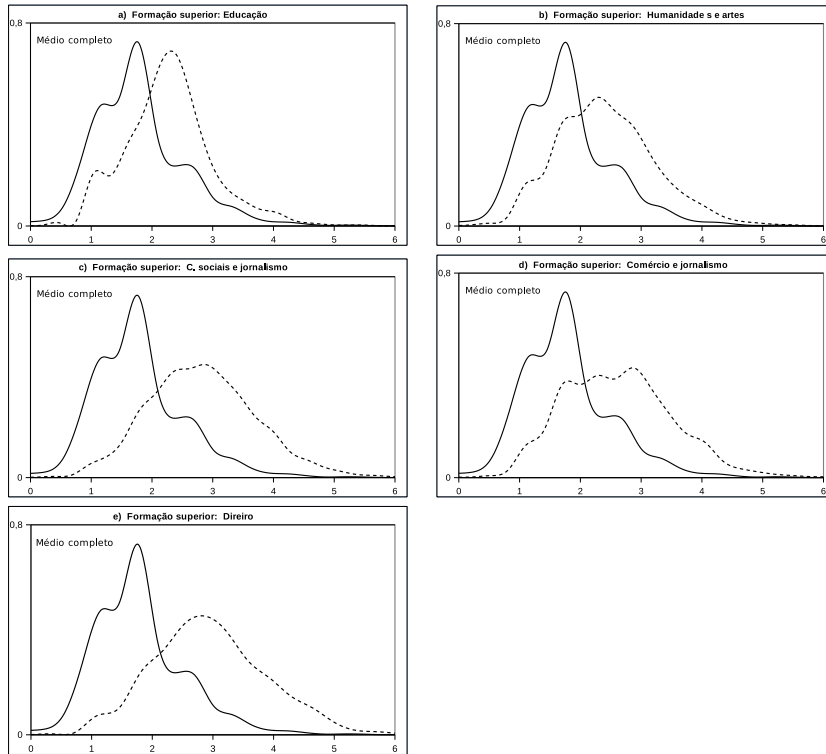
Tabela 2: Estatísticas descritivas por área de formação (grau mais elevado) - Homens e Mulheres

	Rendimento por hora		Teste-t para diferença entre as médias	Ocupação diretam. relacionada com a área de formação (%) - I^d		Teste-t para diferença entre as médias	Ocupação que não exige formação superior (%) - M		Teste-t para diferença entre as médias
	Homens	Mulheres		Homens	Mulheres		Homens	Mulheres	
Educação	16,4	13,2	10,6	16,36	16,65	3,0	37,50	21,02	64,7
Humanidades e Artes	19,8	16,2	17,4	19,64	8,78	43,8	34,06	25,24	26,4
Ciências Sociais e Jornalismo	33,2	23,7	37,9	29,55	41,69	-26,8	31,51	25,80	15,9
Comércio e Administração	26,7	17,4	2,7	36,45	29,88	28,9	41,74	49,32	-27,6
Direito	40,4	30,6	20,3	54,67	52,31	7,7	28,29	30,91	-7,4
Ciências, Matemática e Computação	24,6	17,9	7,4	23,64	15,24	29,7	30,85	28,24	13,9
Engenharia	38,2	28,2	5,3	33,84	39,53	-9,0	25,90	24,38	4,0
Agricultura e Veterinária	29,3	22,6	35,4	40,39	46,57	-4,9	36,49	28,26	10,3
Saúde	35,6	23,1	11,1	63,25	57,00	20,3	20,77	21,67	-4,9
Serviços	28,6	16,5	32,0	11,37	31,65	-34,5	51,99	46,01	12,1
Total	30,0	18,7	22,5	36,47	30,06	75,8	33,16	29,22	60,8

Fonte: Censo 2010.

Nota: Amostra de indivíduos com idade entre 24 e 65 anos, com nível superior completo, ocupados e com rendimentos do trabalho positivos.

As áreas de formação são referentes ao grau mais elevado de educação do indivíduo. Os rendimentos e a ocupação são definidos para o trabalho principal.



Fonte: Elaboração dos autores

Figura 4: Distribuição do log do rendimento do trabalho principal segundo os cursos superiores dos trabalhadores ocupados – Brasil / 2010

5 Resultados

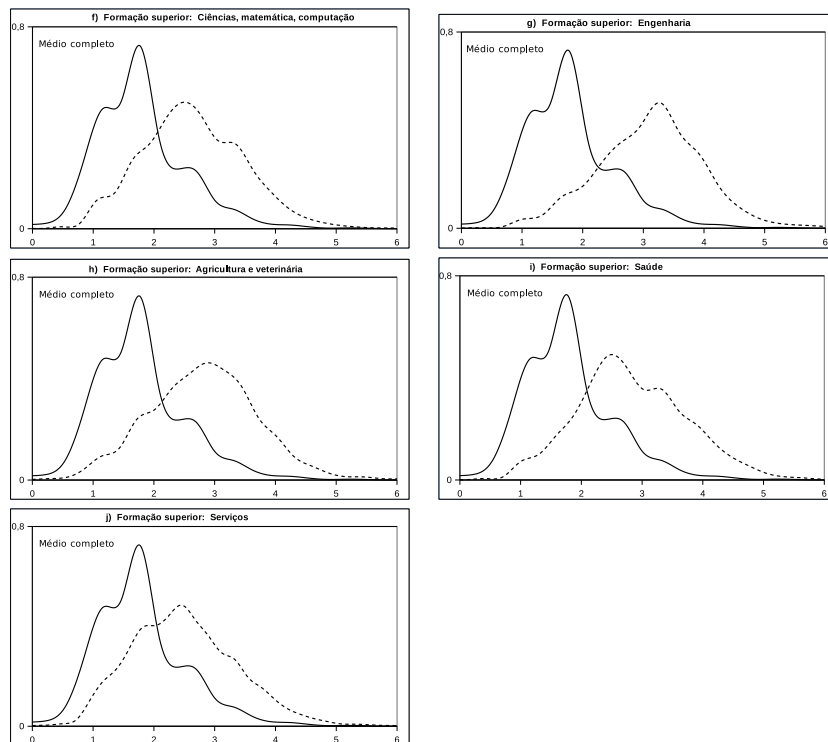
5.1 Evidências para a amostra total

Nesta seção apresentamos e discutimos as estimações da equação 1 pelos métodos MQO, de correção de Heckman e de regressões quantílicas para o total de trabalhadores ocupados.

Além das *dummies* para área de formação, representadas por F na equação 1, incluímos o conjunto de três *dummies* que representam os desajustes entre a área de formação e a ocupação do trabalhador (I^d, I^p e M).

O coeficiente da variável I^d indica que os indivíduos em ocupações diretamente relacionadas com a área de formação ganham um prêmio de 11% em relação ao grupo de referência, composto de trabalhadores em ocupações que exigem formação superior, mas não são consideradas relacionadas (diretamente ou parcialmente) com a área de formação superior. Indivíduos em ocupações parcialmente relacionadas com a formação recebem 2% a mais que o grupo de referência, enquanto indivíduos em ocupações que não exigem educação superior recebem rendimentos 28,5% mais baixos que o grupo de referência.

Os resultados apresentados na Tabela 3 seguem a mesma direção apontada pela literatura internacional. Nordin et al. (2010), com dados da Suécia, encontram que a penalidade nos rendimentos do trabalho quando os indivíduos



Fonte: Elaboração dos autores

Figura 4: Distribuição do log do rendimento do trabalho principal segundo os cursos superiores dos trabalhadores ocupados – Brasil / 2010 (continuação)

estão em ocupações não relacionadas com a sua formação chega a 20% para o total de trabalhadores. Esse valor decresce para aquelas ocupações que estão parcialmente relacionadas à formação. As penalidades estimadas para os indivíduos em ocupações que não exigem formação superior se mostram bem acentuadas na Tabela 3, com reduções de 30% em relação ao grupo de referência. Para dar uma noção da magnitude desse efeito, vale mencionar que Kelly et al. (2010) estimam que a penalidade por ter uma ocupação que não exige ensino superior na Irlanda é de 14% em relação aos indivíduos em ocupações relacionadas com as suas áreas de formação.

Com relação às diferenças entre as áreas de formação, percebe-se que com a inclusão das variáveis de controle, estas são substancialmente reduzidas comparativamente às médias da Tabela 2. Para as pessoas com formação na área de engenharia, por exemplo, a média dos rendimentos por hora é 160% maior que a média na área de educação, mas na análise controlada esse diferencial passa a ser de 84% ($e^{0,61} - 1$). Ou seja, uma parte substancial das disparidades entre os rendimentos por área de formação se deve a diferenças nas características individuais (idade, idade ao quadrado, sexo, cor ou raça e se fez mestrado ou doutorado).

A coluna (1) da Tabela 3 mostra também que os coeficientes de todas as áreas de formação são significativamente maiores em relação ao grupo de referência, composto por indivíduos com cursos na área de educação. Além disso, as posições relativas entre as áreas de formação se alteram pouco com a in-

clusão dos controles. De acordo com os resultados, indivíduos com mestrado possuem rendimentos 48% mais altos que os que possuem apenas graduação, e para os trabalhadores com doutorado, os diferenciais em relação a esse último grupo são ainda mais acentuados (75%).

Os resultados encontrados na Tabela 3 seguem a literatura internacional (Altonji (1993), Blundell et al. (2000); Finnie & Frenette (2003) e Kelly et al. (2010)), em que os trabalhadores ocupados com formação nas áreas de engenharia e ciências usualmente são mais bem remunerados que os trabalhadores formados nas áreas sociais e de humanidades. Resultados semelhantes já haviam sido identificados para o caso brasileiro por Tafner & Carvalho (2008), usando dados do Censo de 2000. Com relação à magnitude dos efeitos estimados, os coeficientes apresentados na Tabela 3 sugerem que as diferenças entre as áreas de formação são mais acentuadas no Brasil que em outros países. Kelly et al. (2010), por exemplo, mostram que a maior diferença entre áreas de formação se situa em torno de 50%, usando uma especificação semelhante à utilizada na Tabela 3. Os resultados estimados por Tafner & Carvalho (2008), a partir de dados para o Brasil em 2000, porém, indicam diferenciais com magnitudes semelhantes às mostradas na Tabela 3.

Na coluna (2) da Tabela 3, são mostrados os resultados estimados usando o modelo de correção para viés de seleção de Heckman (1979). O número de crianças com 5 anos ou menos no domicílio é a variável de identificação utilizada na equação de participação. Os resultados mostram ligeira redução nos coeficientes estimados para as áreas de formação, mas as diferenças em relação aos resultados obtidos pelo método de MQO são muito pequenas. Os coeficientes estimados para as variáveis que representam a incompatibilidade entre área de formação e ocupação, assim como para os indicadores de mestrado e doutorado, são praticamente idênticos entre os métodos de MQO e de correção para viés de seleção.

As colunas (3) – (7) da Tabela 3 apresentam os resultados estimados pelo método de regressões quantílicas. A evolução dos coeficientes estimados ao longo da distribuição dos quantis da distribuição de rendimentos é apresentada no gráfico B no apêndice.

Como pode ser notado, os indivíduos em ocupações diretamente relacionadas com a área de formação ganham um prêmio maior quando se encontram no topo da distribuição de rendimentos. No 90º percentil, os trabalhadores em ocupações diretamente relacionadas à sua área de formação ganham 19% a mais em relação ao grupo de referência, formado por aqueles em ocupações que exigem formação superior, mas não são consideradas relacionadas (nem diretamente e nem indiretamente) com a área de formação. Esse prêmio é bem maior que o obtido para o 10º percentil (6%), assim como em relação ao efeito estimado por MQO, em torno de 11%. Portanto, desajustes entre a ocupação e a área de formação superior parecem contribuir para aumentar as desigualdades de rendimentos entre os trabalhadores de nível superior de forma mais acentuada no topo da distribuição.

Os resultados também mostram que para os trabalhadores que estão abaixo da mediana há um prêmio salarial por ter uma ocupação pelo menos parcialmente relacionada à sua formação comparativamente aqueles que têm ocupações não diretamente relacionadas à sua formação, mas que exigem formação superior. Este prêmio é maior para os que estão no 10º percentil (9%), decrescendo para os demais percentis. Para os que estão no topo da distribuição de rendimentos, o retorno é negativo.

Já as penalidades estimadas para os indivíduos em ocupações que não exigem educação superior se mostram mais acentuadas para os percentis mais baixos, correspondendo a uma redução de 30% nos rendimentos para o 10 percentil. No 90 percentil, essa penalidade é estimada em 24%.

Com relação às áreas de formação, também são encontradas diferenças acentuadas ao longo da distribuição. Em todos os casos, as diferenças em relação ao grupo de referência, composto por indivíduos com formação na área de educação, são mais acentuadas nos percentis mais elevados da distribuição de rendimentos. Nota-se que as diferenças nos coeficientes estimados ao longo da distribuição são particularmente elevadas para área de direito.

As estimativas encontradas por Kelly et al. (2010) mostram que os retornos específicos por áreas de formação, mesmo controlando para os desajustes entre ocupações e formação, diminuem ao longo da distribuição de rendimentos, com exceção apenas dos ramos de medicina e veterinária, em que os retornos salariais aumentam aproximadamente de 15% para 29% entre o 10 percentil e o 90 percentil. Já em nossas estimativas, os retornos de medicina e outros cursos na área de saúde passam de 31% para 87%, e de veterinária (junto com agricultura) de 21% para 56%. Esse movimento de aumento do prêmio salarial ao longo da distribuição comparativamente a formação superior de educação ocorre em todas as áreas de formação, sendo mais intenso para direito, saúde e engenharia. Portanto, se a área de formação não importa tanto na cauda inferior da distribuição, nos percentis mais elevados o curso que o indivíduo concluiu se mostrou um determinante crucial para as diferenças entre os rendimentos do trabalho. Esses resultados reforçam o papel que as diferenças de formação, bem como de desajustes entre formação e ocupação podem estar tendo na desigualdade de rendimentos existente entre os trabalhadores brasileiros mais qualificados na parte superior da distribuição. No caso do Brasil, o tipo de formação superior afeta o rendimento do trabalho de forma diferente ao longo da distribuição de renda, reforçando o seu papel em explicar a desigualdade.

5.2 Evidências para homens e mulheres

Nesta subseção apresentamos estimativas similares às apresentadas acima, contudo, a análise é feita separadamente para trabalhadores ocupados homens e mulheres. As Tabelas 4 e 5 apresentam os resultados estimados da equação 1 usando MQO, a correção de Heckman e as regressões quantílicas para homens e mulheres, respectivamente. Iremos analisar as duas tabelas comparativamente.

Os prêmios estimados para os que possuem ocupação diretamente relacionada com a área de formação são iguais a 5% para os homens e 15% para as mulheres. Para ocupações parcialmente relacionadas com a formação, porém, o prêmio estimado é maior para os homens (cerca de 5%) que para as mulheres (1,7%). Os homens com curso superior em ocupações que não exigem tal nível educacional recebem 30% a menos em relação ao grupo de trabalhadores em ocupações não relacionadas à formação, mas que exigem nível superior. Para as mulheres, essa diferença é estimada em 26%.

Esses resultados vão na mesma direção do apontado por Robst (2007). Para homens e mulheres, trabalhar em ocupações não diretamente relacionadas à formação reduz o salário em 12% e 10%, respectivamente. Já em ocupações parcialmente relacionadas, a redução é de 2,8% e 2,1%, respectivamente. A di-

Tabela 3: Resultados das regressões para os rendimentos do trabalho – (grau mais elevado)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	MQO	Modelo com correção para viés de seleção	Regressões Quantílicas				
			Percentil				
			10	25	50	75	90
Ocupação direta relacionada com a área de formação I^d	0,107 [29.84]***	0,105 [32.58]***	0,056 [11.01]***	0,073 [18.84]***	0,103 [27.50]***	0,135 [28.79]***	0,171 [22.04]***
Ocupação parcialmente relacionada com a área de formação IP	0,018 [4.40]***	0,023 [6.49]***	0,089 [16.07]***	0,072 [17.05]***	0,032 [7.86]***	-0,032 [6.16]***	-0,092 [10.59]***
Ocupação não exige formação superior M	-0,332 [99.15]***	-0,331 [121.46]***	-0,364 [82.52]***	-0,377 [112.23]***	-0,345 [107.36]***	-0,309 [77.87]***	-0,28 [43.28]***
Educação (ref.)							
Humanidades e Artes	0,105 [21.86]***	0,092 [20.92]***	0,066 [9.94]***	0,088 [17.42]***	0,107 [22.09]***	0,123 [20.09]***	0,155 [15.13]***
Ciências Sociais e Jornalismo	0,414 [74.44]***	0,390 [83.59]***	0,274 [36.94]***	0,346 [60.55]***	0,419 [76.59]***	0,479 [71.00]***	0,544 [49.28]***
Comércio e Administração	0,324 [91.33]***	0,315 [97.88]***	0,184 [38.27]***	0,252 [68.02]***	0,327 [91.13]***	0,405 [89.56]***	0,459 [61.03]***
Direito	0,557 [110.56]***	0,537 [131.63]***	0,289 [46.74]***	0,406 [84.80]***	0,546 [117.93]***	0,707 [122.06]***	0,864 [90.49]***
Ciências, Matemática e Computação	0,276 [60.10]***	0,264 [62.33]***	0,19 [30.12]***	0,232 [47.52]***	0,282 [59.33]***	0,335 [55.79]***	0,35 [35.27]***
Engenharia	0,61 [122.00]***	0,614 [141.14]***	0,476 [70.04]***	0,583 [111.42]***	0,648 [129.10]***	0,67 [107.70]***	0,648 [63.39]***
Agricultura e Veterinária	0,344 [43.12]***	0,323 [44.21]***	0,188 [17.90]***	0,275 [34.09]***	0,357 [46.41]***	0,417 [44.39]***	0,443 [29.16]***
Saúde	0,458 [112.29]***	0,473 [128.24]***	0,271 [48.04]***	0,366 [84.67]***	0,463 [111.83]***	0,558 [109.11]***	0,625 [74.94]***
Serviços	0,303 [44.60]***	0,276 [45.74]***	0,189 [20.20]***	0,238 [33.15]***	0,299 [43.34]***	0,355 [42.10]***	0,404 [29.59]***
Mestrado	0,391 [69.93]***	0,410 [87.45]***	0,357 [46.94]***	0,413 [70.40]***	0,429 [76.79]***	0,4 [58.64]***	0,344 [31.34]***
Doutorado	0,558 [65.58]***	0,597 [79.74]***	0,609 [49.04]***	0,686 [72.20]***	0,639 [71.27]***	0,507 [46.98]***	0,376 [21.57]***
Idade	0,062 [70.08]***	0,093 [110.38]***	0,049 [43.07]***	0,055 [62.57]***	0,064 [76.99]***	0,068 [66.98]***	0,066 [39.82]***
Idade ao quadrado	0 [46.02]***	-0,001 [87.95]***	0 [32.60]***	0 [44.01]***	-0,001 [52.27]***	-0,001 [42.92]***	0 [23.42]***
Mulher	-0,253 [105.35]***	-0,320 [142.64]***	-0,189 [58.82]***	-0,23 [92.96]***	-0,27 [114.81]***	-0,293 [101.66]***	-0,297 [63.31]***
Negro	-0,175 [66.36]***	-0,169 [72.13]***	-0,129 [34.86]***	-0,15 [52.98]***	-0,172 [64.70]***	-0,192 [59.72]***	-0,202 [38.70]***
Constante	1,041 [56.25]***	0,410 [22.89]***	0,52 [20.93]***	0,741 [39.11]***	0,931 [51.78]***	1,271 [57.85]***	1,77 [49.55]***
Lambda		0,440***					
Observações	765.027	907.715	765.027	765.027	765.027	765.027	765.027

Nota: as regressões são estimadas por mínimos quadrados ponderados, usando o peso amostral como ponderador. As estatísticas-t robustas são mostradas entre colchetes. As áreas de formação se referem ao grau mais elevado alcançado pelo indivíduo. Todas as regressões incluem dummies para as regiões.

Tabela 4: Resultados das regressões para os rendimentos do trabalho – (grau mais elevado) – Homens

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	MQO	Modelo com correção para viés de seleção	Regressões Quantílicas				
			Percentil				
			10	25	50	75	90
Ocupação direta relacionada com a área de formação I^d	0,046 [7.16]***	0,046 [8.00]***	0,034 [3.46]***	0,041 [5.64]***	0,05 [6.99]***	0,049 [5.59]***	0,057 [4.62]***
Ocupação parcialmente relacionada com a área de formação I^p	0,048 [7.01]***	0,049 [7.94]***	0,094 [9.01]***	0,075 [9.84]***	0,046 [6.11]***	0,016 [1.72]*	-0,002 [0.16]
Ocupação não exige formação superior M	-0,361 [72.43]***	-0,360 [84.03]***	-0,367 [49.54]***	-0,383 [71.19]***	-0,371 [70.88]***	-0,358 [56.02]***	-0,313 [35.14]***
Educação (ref.)							
Humanidades e Artes	0,034 [3.73]***	0,035 [4.07]***	-0,063 [4.47]***	-0,004 [0.38]	0,031 [3.05]***	0,089 [7.09]***	0,136 [7.66]***
Ciências Sociais e Jornalismo	0,425 [43.85]***	0,425 [50.29]***	0,261 [18.07]***	0,356 [33.59]***	0,442 [42.65]***	0,506 [39.57]***	0,596 [33.03]***
Comércio e Administração	0,329 [53.61]***	0,329 [55.34]***	0,183 [19.19]***	0,267 [38.09]***	0,346 [49.99]***	0,41 [47.59]***	0,451 [36.77]***
Direito	0,526 [68.32]***	0,526 [76.36]***	0,27 [24.11]***	0,403 [48.93]***	0,526 [64.69]***	0,666 [65.59]***	0,789 [54.80]***
Ciências, Matemática e Computação	0,302 [41.99]***	0,302 [43.41]***	0,205 [18.02]***	0,264 [31.67]***	0,332 [40.23]***	0,365 [35.55]***	0,359 [24.67]***
Engenharia	0,606 [86.60]***	0,606 [91.29]***	0,484 [44.17]***	0,598 [74.66]***	0,656 [83.25]***	0,66 [67.35]***	0,618 [44.40]***
Agricultura e Veterinária	0,342 [34.07]***	0,342 [34.88]***	0,19 [12.60]***	0,293 [26.49]***	0,362 [33.49]***	0,42 [31.51]***	0,425 [22.81]***
Saúde	0,484 [63.49]***	0,483 [67.23]***	0,292 [24.68]***	0,39 [45.25]***	0,494 [58.83]***	0,599 [58.10]***	0,656 [45.21]***
Serviços	0,438 [33.81]***	0,438 [38.57]***	0,243 [12.63]***	0,341 [24.23]***	0,452 [32.76]***	0,531 [31.54]***	0,568 [24.04]***
Mestrado	0,392 [47.82]***	0,392 [56.83]***	0,391 [31.46]***	0,44 [48.29]***	0,42 [47.42]***	0,376 [34.78]***	0,328 [21.79]***
Doutorado	0,50 [42.50]***	0,50 [47.93]***	0,583 [30.51]***	0,643 [46.54]***	0,567 [42.52]***	0,408 [25.34]***	0,302 [13.34]***
Idade	0,078 [58.76]***	0,077 [48.99]***	0,068 [35.06]***	0,075 [52.76]***	0,086 [62.39]***	0,091 [54.34]***	0,083 [35.52]***
Idade ao quadrado	-0,001 [42.32]***	-0,001 [34.43]***	-0,001 [28.44]***	-0,001 [40.74]***	-0,001 [46.73]***	-0,001 [39.39]***	-0,001 [23.59]***
Negro	-0,188 [43.25]***	-0,188 [49.72]***	-0,15 [22.48]***	-0,176 [36.44]***	-0,192 [41.50]***	-0,206 [26.57]***	-0,208 [26.58]***
Constante	0,692 [24.34]***	0,724 [21.31]***	0,12 [2.84]***	0,326 [10.57]***	0,481 [16.05]***	0,815 [22.38]***	1,421 [27.89]***
Lambda		-0,025					
Observações	315.939	353.561	315.939	315.939	315.939	315.939	315.939

Nota: as regressões são estimadas por mínimos quadrados ponderados, usando o peso amostral como ponderador. As estatísticas-t robustas são mostradas entre colchetes. As áreas de formação se referem ao grau mais elevado alcançado pelo indivíduo. Todas as regressões incluem dummies para as regiões.

Tabela 5: Resultados das regressões para os rendimentos do trabalho – (grau mais elevado) – Mulheres

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	MQO	Modelo com correção para viés de seleção	Regressões Quantílicas				
			Percentil				
			10	25	50	75	90
Ocupação direta relacionada com a área de formação <i>I^d</i>	0,14 [32.41]***	0,136 [35.22]***	0,068 [12.11]***	0,092 [19.49]***	0,128 [28.53]***	0,173 [31.75]***	0,228 [23.49]***
Ocupação parcialmente relacionada com a área de formação <i>I^P</i>	0,017 [3.20]***	0,027 [6.19]***	0,098 [15.43]***	0,079 [14.85]***	0,043 [8.54]***	-0,035 [5.51]***	-0,118 [10.19]***
Ocupação não exige formação superior <i>M</i>	-0,304 [66.68]***	-0,303 [86.00]***	-0,357 [66.13]***	-0,372 [83.64]***	-0,318 [75.55]***	-0,266 [51.72]***	-0,24 [26.28]***
Educação (ref.)							
Humanidades e Artes	0,134 [22.83]***	0,122 [23.94]***	0,114 [15.85]***	0,128 [21.59]***	0,141 [24.83]***	0,128 [18.21]***	0,146 [11.41]***
Ciências Sociais e Jornalismo	0,396 [57.66]***	0,364 [64.93]***	0,275 [33.27]***	0,334 [48.20]***	0,404 [61.68]***	0,452 [57.66]***	0,497 [36.08]***
Comércio e Administração	0,304 [66.48]***	0,282 [70.72]***	0,173 [30.88]***	0,239 [51.02]***	0,302 [67.63]***	0,381 [69.88]***	0,426 [43.61]***
Direito	0,589 [82.88]***	0,546 [101.75]***	0,291 [38.40]***	0,414 [64.52]***	0,576 [94.23]***	0,752 [102.13]***	0,934 [71.97]***
Ciências, Matemática e Computação	0,241 [37.76]***	0,223 [38.69]***	0,174 [22.35]***	0,208 [31.60]***	0,246 [38.84]***	0,291 [36.94]***	0,311 [21.95]***
Engenharia	0,609 [67.69]***	0,602 [80.96]***	0,421 [38.57]***	0,542 [58.82]***	0,645 [73.86]***	0,685 [66.01]***	0,696 [38.16]***
Agricultura e Veterinária	0,343 [22.53]***	0,267 [20.67]***	0,145 [7.92]***	0,231 [15.19]***	0,357 [25.17]***	0,436 [26.31]***	0,482 [16.68]***
Saúde	0,43 [88.19]***	0,441 [102.44]***	0,249 [41.06]***	0,346 [68.15]***	0,442 [91.76]***	0,521 [90.22]***	0,586 [57.98]***
Serviços	0,225 [28.47]***	0,193 [27.36]***	0,164 [16.40]***	0,193 [22.97]***	0,225 [28.27]***	0,248 [26.15]***	0,276 [16.69]***
Mestrado	0,387 [50.75]***	0,425 [66.48]***	0,339 [35.92]***	0,387 [48.63]***	0,43 [57.30]***	0,422 [47.51]***	0,364 [23.66]***
Doutorado	0,624 [51.05]***	0,705 [64.84]***	0,643 [39.16]***	0,754 [54.50]***	0,727 [56.45]***	0,608 [40.72]***	0,439 [16.96]***
Idade	0,049 [41.54]***	0,092 [88.30]***	0,037 [26.50]***	0,042 [36.40]***	0,051 [46.37]***	0,053 [40.36]***	0,053 [23.05]***
Idade ao quadrado	0,000 [24.09]***	-0,001 [73.20]***	0,000 [18.39]***	0,000 [22.94]***	0,000 [27.99]***	0,000 [21.89]***	0,000 [11.33]***
Negro	-0,164 [49.92]***	-0,15 [50.56]***	-0,114 [26.85]***	-0,133 [37.68]***	-0,156 [47.58]***	-0,176 [45.33]***	-0,195 [28.76]***
Constante	1,05 [43.31]***	0,134 [6.08]***	0,591 [19.96]***	0,772 [31.35]***	0,937 [40.61]***	1,291 [46.88]***	1,745 [36.02]***
Lambda		0,538***					
Observações	449.088	554.154	449.088	449.088	449.088	449.088	449.088

Nota: as regressões são estimadas por mínimos quadrados ponderados, usando o peso amostral como ponderador. As estatísticas-t robustas são mostradas entre colchetes. As áreas de formação se referem ao grau mais elevado alcançado pelo indivíduo. Todas as regressões incluem dummies para as regiões.

ferença é que as mulheres, no Brasil, são mais penalizadas quando o *mismatch* é integral.

No tocante aos rendimentos de cada área em relação ao grupo com formação na área de educação, as diferenças são mais acentuadas entre os homens que entre as mulheres, principalmente para os cursos na área de serviços. Para os homens, as diferenças estimadas nos rendimentos para a formação em serviços em relação à educação chegam a 55%, em média. Para as mulheres, este diferencial fica em 25%.

Para as áreas de direito e de humanidades e artes, as diferenças estimadas nos rendimentos em relação à educação são maiores para as mulheres. As diferenças por gênero, no entanto, geralmente são pequenas. Já o diferencial de rendimentos entre mestres e graduados é igual para homens e mulheres, em torno de 47%. Para as mulheres que se doutoram, o ganho em relação as que completam apenas a graduação é bem maior (86,6%) que o ganho recebido pelos homens que fazem doutorado em relação aos que só fazem a graduação (65%).

Os resultados para o modelo de seleção de Heckman são praticamente idênticos aos obtidos pelo método de MQO com a amostra de homens. Nesse caso, o coeficiente de seleção λ não é significativo, não indicando a presença de seleção amostral. Já para as mulheres, os resultados indicam a presença de viés de seleção no modelo de MQO, mas as diferenças entre os coeficientes estimados nas colunas (1) e (2) da Tabela 5 são muito pequenas na maior parte dos casos, não invalidando a análise dos resultados obtida pela estimação de MQO.

As estimativas considerando as diferenças ao longo da distribuição mostram que, para ambos os sexos, os trabalhadores que estão em ocupações diretamente relacionadas com a área de formação ganham um prêmio maior no topo da distribuição de rendimentos. Para as mulheres, esse diferencial chega a 25% em relação ao grupo de referência, e para os homens fica em 5,9%. Para os homens que estão entre os 10% inferiores na distribuição de renda, esse diferencial é de 3,5%, enquanto para as mulheres é de 7%, em relação ao grupo de referência, formado por aqueles em ocupações que exigem formação superior, mas não são consideradas relacionadas (nem diretamente e nem indiretamente) com a área de formação. Para os homens, o efeito estimado pelo método de MQO é próximo dos efeitos diferenciados ao longo da distribuição de rendimentos.

A penalidade associada a estar inserido no mercado de trabalho em uma ocupação que não exige nível superior é menor tanto para os homens quanto para as mulheres que estão no topo da distribuição de rendimento. Para as mulheres que estão na cauda inferior da distribuição de rendimento, a penalidade é maior que dos homens. Para essas trabalhadoras, o rendimento é 30% mais baixo que o rendimento nas ocupações que exigem formação superior, mas não estão relacionadas com a área de formação. A penalidade para os homens está mais bem distribuída ao longo da distribuição, pois todos, com exceção dos que estão no 90º percentil, ganham em torno de 30% a menos que o grupo de referência.

Com relação às áreas de formação, com exceção dos homens situados na cauda inferior formados em Humanidades e Artes, o retorno é positivo em relação à formação de referência (Educação). Para todas as áreas de formação, o retorno sempre é maior para os trabalhadores que estão no topo da distribuição de rendimentos. Nota-se que para as mulheres que estão nos quantis

mais elevados da distribuição de rendimentos, o retorno nas áreas de Direito e Engenharias em comparação ao grupo de referência foi mais alto que para os homens (154% e 101%, respectivamente, para as mulheres, e 120% e 86%, para os homens). Para as mulheres, portanto, a importância do tipo de curso aumenta relativamente mais nos percentis mais elevados do que para os homens.

Outro destaque é a diferença do retorno do diploma de doutorado e de mestrado. Para o diploma do mestrado, existem diferenças ao longo da distribuição, mas bem similares entre homens e mulheres. Já no caso do diploma de doutorado, o retorno é mais alto para os trabalhadores que estão localizados abaixo da mediana da distribuição de rendimentos e, sobretudo para os trabalhadores do sexo feminino.

6 Considerações Finais

Analizamos neste artigo os rendimentos do trabalho de indivíduos com educação superior no Brasil, através de informações do Censo 2010. Os resultados apresentados mostram disparidades acentuadas nos rendimentos entre grupos definidos pela área de formação superior. Mesmo controlando para características individuais, nota-se, por exemplo, que pessoas com formação na área de engenharia recebem cerca de 80% a mais que aqueles na área de educação. Além disso, os diferenciais em relação a essa última área tendem a aumentar nos percentis mais altos da distribuição de rendimentos. No 90 percentil a diferença de rendimentos entre indivíduos com formação em direito em relação a aqueles com formação na área de educação é estimada em 140%.

As evidências também indicam que desajustes entre ocupação e área de formação contribuem para a determinação dos rendimentos. Indivíduos em ocupações diretamente relacionadas com a formação recebem um prêmio estimado em 11% em relação aos trabalhadores em ocupações que também exigem formação superior, embora não estejam relacionadas com as suas áreas de formação. Nos percentis mais elevados, esse prêmio se mostra ainda maior, alcançando 19% no 90 percentil.

As penalidades estimadas para o fato de trabalhadores com formação superior atuarem em ocupações que não exigem esse nível de qualificação são elevadas, representando uma redução de 30% nos rendimentos. As perdas estimadas são menores no topo da distribuição.

As diferenças médias nos rendimentos entre áreas de formação são semelhantes para homens e mulheres. Quando a análise considera diferenças ao longo da distribuição, porém, as evidências indicam que a área de formação é mais importante para as mulheres do que para os homens na parte superior da distribuição de rendimentos. Desajustes entre o tipo de formação e a ocupação também estão associados a diferenças maiores nos rendimentos das mulheres do que nos dos homens.

Os resultados mostram, portanto, que a área de formação está bastante relacionada com a remuneração no mercado de trabalho. Embora o ensino superior geralmente garanta rendimentos no mercado de trabalho bem superiores aos recebidos por indivíduos que completaram o ensino médio, o tipo de curso também parece importar bastante. Indivíduos com formação em engenharia ou em áreas de saúde recebem rendimentos muito mais elevados do que aqueles que concluíram cursos na área de educação. Os resultados tam-

bém indicam perdas nos rendimentos associadas ao fato do indivíduo atuar em uma ocupação diferente da sua área de formação, principalmente se a ocupação não exige nível superior de escolaridade.

Essas diferenças por área de formação, assim como as implicações dos desajustes entre formação e ocupação, apresentaram magnitudes maiores e comportamento ao longo da distribuição diferente do que foi encontrado em outros estudos. Esses resultados reforçam o argumento de que as diferenças por áreas de formação contribuem significativamente para as elevadas disparidades verificadas entre os rendimentos dos indivíduos com formação superior no Brasil.

Agradecimentos

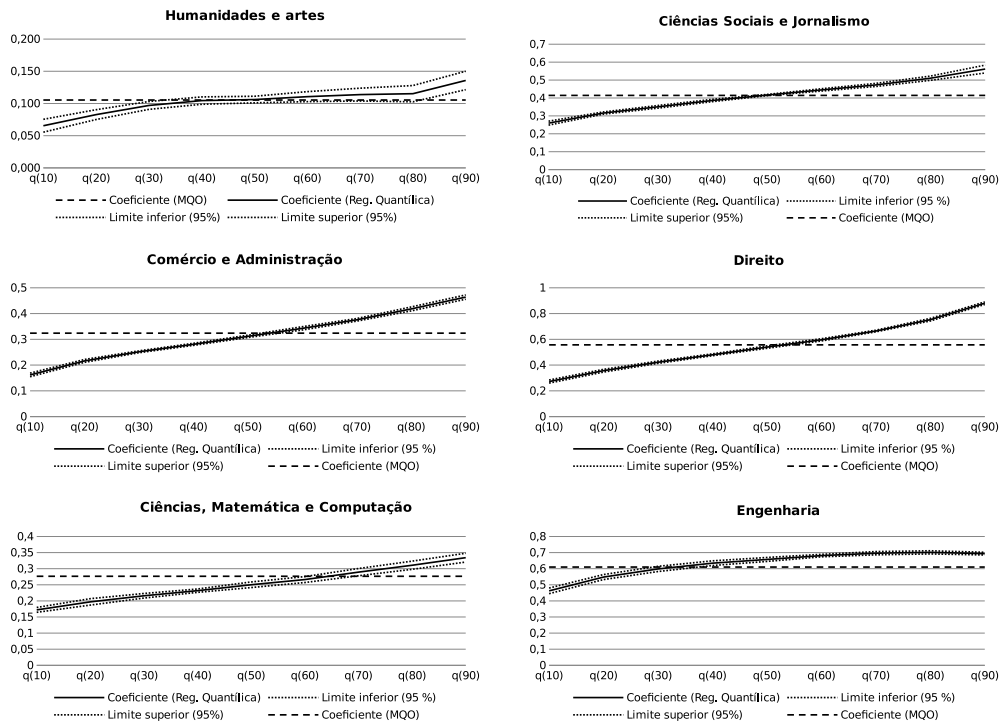
Os autores agradecem pelos comentários e sugestões de dois pareceristas anônimos, e dos participantes do 41º Encontro da ANPEC e do XIII Encontro Nacional da ABET. Mauricio Reis agradece o apoio financeiro do CNPQ.

Referências Bibliográficas

- Altonji, J. G. (1993), 'The demand for and return to education when education outcomes are uncertain.', *Journal of Labor Economics* 11(1), 48–83.
- Arrow, K. (1973), 'Higher education as a filter.', *Journal of Public Economics* 2, 193–216.
- Barbosa Filho, F. & Pessôa, S. (2008), 'Retorno da educação no brasil', *Pesquisa e Planejamento Econômico* 38(1), 97–125.
- Becker, G. S. (1964), *Human capital: a theoretical and empirical analysis, with special reference to education.*, The University of Chicago Press, Chicago.
- Ben-Porath, Y. (1967), 'The production of human capital and the life cycle of earnings.', *Journal of Political Economy* 75(4), 352–365.
- Blundell, R., Blundell, R., Blundell, R. & Blundell, R. (2000), 'The returns to higher education in Britain: evidence from a British cohort', *The Economic Journal* 110(461).
- Buchinsky, M. (1994a), 'Changes in the U.S. wage structure 1963- 1987: Application of quantile regression', *Econometrica* 62(2), 405–458.
- Buchinsky, M. (1994b), 'Recent advances in quantile regression models: A practical guideline for empirical research', *Journal of Human Resources* 33(1), 88–126.
- Canes, B. J. & Rosen, H. S. (1995), 'Following in her footsteps? women's choice of college majors and faculty gender composition', *Industrial and Labor Relations Review* 48(3).
- Card, D. (1999), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3A, Elsevier, chapter The causal effect of education on earnings.
- Crespo, A. & Reis, M. (2009), 'Sheepskin effects and the relationship between earnings and education: Analyzing their evolution over time in Brazil', *Revista Brasileira de Economia* 63(3), 209–231.

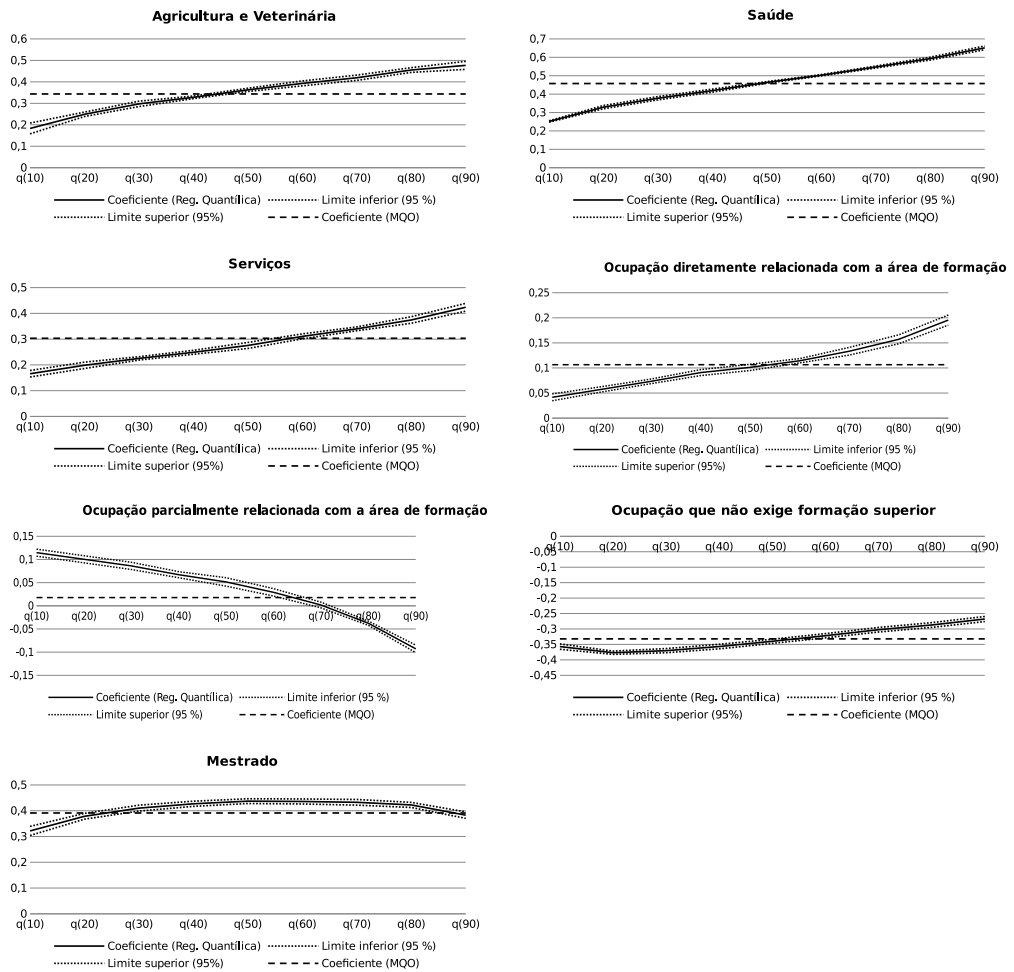
- Fernandes, R. & Narita, R. (2001), 'Instrução superior e o mercado de trabalho no brasil', *Economia Aplicada* 5(1).
- Finnie, R. & Frenette, M. (2003), 'Earnings differences by major field of study: evidence from three cohorts of recent canadian graduates', *Economics of Education Review* 22.
- Griliches, Z. (1977), 'Estimating the returns to schooling: Some econometric problems', *Econometrica* 45(1), 1–22.
- Heckman, J. (1979), 'Sample selection bias as a specification error', *Econometrica* 47(1), 153–161.
- Kelly, E., Oconnell, P. J. & Smyth, E. T. (2010), 'The economic returns to field of study and competencies among higher education graduates in ireland', *Economics of Education Review* 29.
- Koenker, R. & Bassett, G. W. (1978), 'Regression quantiles', *Econometrica* 46, 33–50.
- Mincer, J. (1974), *Schooling, experience and earnings*, Columbia University Press.
- Moura, R. (2008), 'Testando as hipóteses do modelo de mincer para o brasil', *Revista Brasileira de Economia* 62(4), 407–449.
- Nordin, M., Persson, I. & Rooth, D. O. (2010), 'Occupation-education mismatch: is there an income penalty?', *Economics of Education Review* 29(6).
- Polachek, S. (1978), 'Sex differences in college major', *Industrial and Labor Relations Review* 31(4), 498–508.
- Ramos, L. & Vieira, M. L. (1996), 'A relação entre educação e salários no brasil', *Texto para Discussão do IPEA* (21).
- Robst, J. (2007), 'Education and job match: the relatedness of college major and work', *Economics of Education Review* .
- Tafner, P. & Carvalho, M. (2008), 'Educação superior no brasil'.

Apêndice A



Fonte: Elaboração dos autores

Figura A.1: Coeficientes estimados pelo método RQ e MQO por área de formação superior



Fonte: Elaboração dos autores

Figura A.1: Coeficientes estimados pelo método RQ e MQO por área de formação superior (continuação)

A NEW MEASURE OF THE NON-INFLATIONARY RATE OF CAPACITY UTILISATION FOR THE BRAZILIAN ECONOMY

ITAIGUARA DE OLIVEIRA BEZERRA*
MARCO MALGARINI†

Abstract

The aim of the paper is to derive a non-inflationary rate of capacity utilisation (NIRCU) for the Brazilian economy using firm level data stemming from the IBRE/FGV survey on the manufacturing sector. In doing so, we condition the current capacity utilisation rate at the firm level on expected price changes; moreover, we also condition on the information regarding the number of shifts worked, also provided at the firm level, considered as a possible proxy of the investment gap. The NIRCU is found to perform well as an indicator of inflationary pressures in a standard Phillips-curve framework; results shows that even during the crisis the Brazilian NIRCU lies below the current level of capacity, signalling the persistence of Brazilian inflationary tensions.

Keywords: inflation; capacity utilisation; NIRCU; Phillips Curve.

JEL classification: E31, E32, E52

Resumo

O objetivo do trabalho é obter uma taxa não inflacionária de utilização da capacidade (NIRCU) à economia brasileira, utilizando microdados decorrentes da pesquisa IBRE / FGV, do setor da Indústria de Transformação. Foi condicionado a NIRCU tem relação com as mudanças de preços esperados informados pelas empresas; Além disso, também foi condicionado a informação sobre o número de turnos trabalhados, também fornecido ao nível da empresa, considerada como uma possível proxy de desinvestimento. A NIRCU apresentou bom desempenho como um indicador de pressão inflacionária no modelo de Curva de Phillips padrão; os resultados mostram que, mesmo durante a crise, a NIRCU encontra-se abaixo do nível atual de capacidade, sinalizando a persistência de tensões inflacionárias brasileiras.

Palavras-chave: inflação; capacidade utilizada; NIRCU; Curva de Phillips.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea147737>

* Instituto Brasileiro de Economia (IBRE/FGV). E-mail: itaiguara.bezerra@fgv.br

† Agenzia Nazionale di Valutazione del Sistema Universitario e della Ricerca (ANVUR). E-mail: malgmarco@gmail.com

1 Introduction

The concept of non-inflationary rate of unemployment (NIRU) has been originally developed by Modigliani & Papademos (1975) in a Phillips curve framework: according to this definition, the NIRU is the level of unemployment rate that is consistent with a stable price level. The NIRU is a short term concept, to be distinguished from the so called “natural rate” prevailing in the long run (Non Accelerating Inflation Rate of Unemployment (NAIRU)). Both concepts are usually considered very useful to predict inflation and as valuable tools for the appropriate setting of monetary policies. In fact, any deviation with respect to the actual unemployment rate may be interpreted as evidence of existing inflationary (or deflationary) pressures. However, according to Staiger et al. (1997), unemployment is not the only variable that can be used to predict inflation in the short run; in particular, in a recent contribution Köberl & Lein (2011) suggest the use of the rate of capacity utilisation in order to derive an alternative measure of inflationary pressures. In particular, Köberl & Lein (2011), in full analogy with the NIRU, introduce the definition of a non-inflationary rate of capacity utilisation (NIRCU); the NIRCU can be used in a Phillips curve framework in order to obtain early signals of inflationary pressures. The main innovation of the Köberl-Lein paper is that their measure of the NIRCU is not derived from appropriately filtering current capacity utilisation, but rather from micro-level information based on survey data. Thus, they are able to circumvent some of the typical problems associated with data filtering. First of all, filters are particularly affected by data revision towards the end of the sample, exactly when the information is particularly relevant for policy makers; moreover, filtering methods (e.g. Kalman Filter) often rely on strict statistical assumptions (e.g. trend and cycle components being uncorrelated), lacking solid theoretical support. On the other hand, the Köberl and Lein approach relies on firm level information concerning the level of capacity utilisation and price expectations. Based on this information, they link the utilisation rate with the knowledge of whether and at what given utilisation rate a firm expects to adjust prices. More specifically, if a given firm in the data set indicates that it does not expect to adjust prices in the next period, the utilisation rate the firm currently reports can be considered to reflect the firm-specific NIRCU, defined as the rate of utilisation that is consistent with no change in prices.

Deriving the NIRCU from survey data has some distinctive advantages over more traditional methods: since survey data are usually released before the end of the month to which they refer to and are not revised, the NIRCU will have the desirable properties of being time-variant and available in advance with respect to official GDP and unemployment figures. Moreover, the NIRCU is based on precise theoretical hypothesis concerning firms pricing behaviour and does not rely on questionable statistical filtering approaches.

The method firstly introduced by Köberl and Lein was also used by Fessler et al. (2014), for the Austrian economy, and by Crosilla et al. (2014), for Italy. The goal of this paper is to adapt the method to the data extracted from the Manufacturing Survey for Brazil, developed by IBRE/FGV, with the aim of building a reliable NIRCU measure for the Brazilian economy. As far as we know, this is the first time this methodology is applied to a non-OECD developing economy, where there is much need for reliable measures of inflationary pressures. Additionally, our paper innovates on previous contributions

in using information about the number of shifts worked as a proxy for the investment gap: if the number of shift is either greater or lower than the average value prevailing in the industry in each quarter, the NIRCU may be biased because of a positive or negative investment gap. Section 2 will introduce the FGV Manufacturing Survey for Brazil, while section 3 will derive our measure of the non-inflationary rate of capacity utilisation for the Brazilian economy. Our estimate of the Brazilian NIRCU will be used in the section 4 in order to derive a measure of inflationary pressures in a Phillips curve framework. Section 5 will comment upon the results obtained and conclude the paper.

2 The data set

2.1 The Brazilian manufacturing survey

Nowadays, business tendency surveys are conducted in a considerable number of countries¹ and are considered as a very useful tool for monitoring the economic situation in real time. In fact, business survey data are usually available before the end of the period they refer to and are not revised; moreover, they contain information about variables which are important from a policy perspective but which are often unavailable from official sources, such as the level of inventories and capacity utilization. Indeed, an official measure of capacity utilization does not exist in Brazil, but information about capacity may be derived from the IBRE/FGV survey on the manufacturing sector, produced by the Brazilian Institute of Economics (IBRE) since 1966 on a quarterly basis until October of 2005, and monthly thereafter. The survey provides information on the current situation and short-term trends of the Brazilian manufacturing sector, constituting a subsidy for making business decisions in the private sphere, for economic analysis made in the academic and consulting environment and in the elaboration of economic policy by the government².

The FGV Manufacturing Survey contains three types of questions, referred to assessments on the quarter immediately preceding the survey, assessments concerning the moment the survey is performed, and forecasts for the quarter ahead respectively. Questions are qualitative, in the sense that they ask to report about firms' opinions on the phenomena of interest rather than about quantities. Answers are usually arranged on a Likert scale, ranging from extremely positive to extremely negative. Some of the questions, however, like those regarding the level of capacity utilization and the number of shifts worked, are asked in quantitative terms. Table 1 summarizes the questionnaire, its reference period, response options and the frequency of the questions. Some of the questions are referred to the company as a whole while others target the company's specific product. Among the former there are the questions about the level of capacity utilization and questions concerning employment, purchase of raw material and components, limiting factors to the growth of production and credit conditions. The remaining questions are

¹Since the early 1960s, the European Commission has been managing a program of harmonized business and consumer surveys in the EU Member States and candidate countries. OECD maintains a large database of tendency surveys from member countries and some non-member countries.

²For further information about the Brazilian Manufacturing Survey, developed by Getulio Vargas Foundation, see the following link: <http://portalibre.fgv.br/main.jsp?lumPageId=402880811D8E34B9011D98524BB83BED>

asked with reference to a specific product or production line; in case the company has more than one important line of products, responses are given for each of them.

Answering firms are classified by a system of 4 sectors, 21 branches and 127 industrial areas. The four industry sectors correspond to the main industrial groupings, i.e., Consumer Goods, Capital Goods, Construction Material and Intermediate Goods. The sectoral classification is made according to the description of the characteristics of the company's products and area of operation provided by the company itself; each company is classified based on of the characteristics of its main product(s). The majority of the responses contained in the Manufacturing Survey are weighted by the company turnover at the branch level; results relative to the employment situation use the company's employment level instead, while those about foreign demand consider the value of the company's exports. Finally, branch level results are further aggregated at the industry level using information concerning branch value added.

The sample of respondents is composed of large, medium and small industrial companies intended to represent the entire population of Brazilian manufacturing firms. Most important firms in terms of revenue, personnel employed or value of industrial manufacturing production are always included in the panel; the rest of the panel is rotating each month, including however at least 30% of the total value of production in each industrial branch. Each month, about 1,400 firms are surveyed; the sample represents 40% of the total turnover and 9% of the total number of firms in the manufacturing industry. The person responsible for completing the questionnaires is identified by the company according to the specifications provided by IBRE/FGV; the person is generally an employee on the management or board level and necessarily someone with an integrated view of the various businesses and strategies of the company. Survey responses are provided mainly via internet or by phone.

2.2 Questions about level of capacity utilisation, price expectations and number of shifts

As stated in section 1, the aim of this paper is to derive a firm-specific NIRCU and use it as an indicator of inflationary pressures for the Brazilian economy. The IBRE/FGV manufacturing survey indeed provides relevant information for this task: in fact, it includes a question on the firm's current level of capacity utilization; moreover, the survey also comprises a question on price expectations for the next three months and another one concerning the number of shifts worked.

As far as capacity utilisation is concerned, respondent should choose between nine possible answers, arranged in brackets and ranging from 0% (production is idle) to 100% (full capacity). Subsequently, replies are quantified imputing the central value of the bracket to each firm. The information is available on a monthly basis; however, since price expectations and shifts worked are available only quarterly, the monthly series is converted into a quarterly one using the simple average of monthly observations.

As stated above, the survey also contains information about price expectations and the presence of possible capital tensions. As far as prices are concerned, firms are asked to report about the evolution of sale prices for the quarter ahead as compared to the current quarter; possible answers are that

Table 1: Main items covered in the FGV Manufacturing Survey

Item	Reference period for the answers	Response Options	Frequency of collection	Company level/ Product level
Employment	Three months earlier	Increase, stable, decrease	Quarterly	Company
Employment	Next three months	Increase, stable, decrease	Monthly	Company
Work Shifts	Current Situation	Number of shifts	Quarterly	Product
Level of Installed Capacity Utilization	Current Situation	Percentage of average capacity used in the reference month	Monthly	Company
Purchases (Raw Materials and Components, by volume)	Next three months	Increase, stable, decrease	Quarterly	Company
Corporate costs (raw materials and labor)	Next three months	Larger, equal, smaller	Quarterly	Company
Limiting factors to the expansion of production in the short term	Current Situation	Seven response options	Quarterly	Company
Credit Conditions	Current Situation	High, moderate, low	Quarterly	Company
Delivery Time for supplier	Current Situation	Greater, equal, lower	Quarterly	Company
Demand (domestic and foreign)	Current Situation (Level)	Strong, normal or poor	Monthly	Product
Demand (domestic and foreign)	Next three months	Increase, stable, decrease	Quarterly	
Production	Three months earlier	Increase, stable, decrease	Quarterly	Product
Production	Next three months	Increase, stable, decrease	Monthly	
Stocks	Current Situation (Level)	Insufficient, normal or excessive	Monthly	Product
Practiced prices	Next three months	Greater, equal, lower	Quarterly	Product
Business Situation	Current Situation	Good, equal or poor	Monthly	Product
Business Situation	Next six months	Better, same or worse	Monthly	Product

Source: IBRE/FGV

prices are expected to be higher (+1), equal (0) or lower (-1) than the previous quarter. The question is specific for each of the main products of the firm; however, the questionnaire also seeks information about the most relevant product in terms of sales among those comprised in the firm's basket. In this paper we will use only the information on price expectations concerning the firm's main product; Figure 1 displays the distribution of firms' replies regarding their main product in 2013.

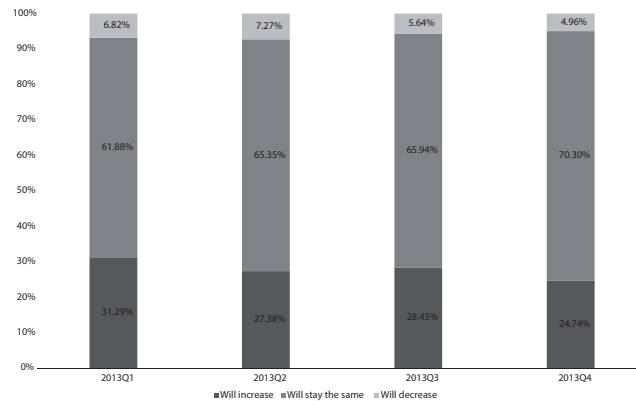
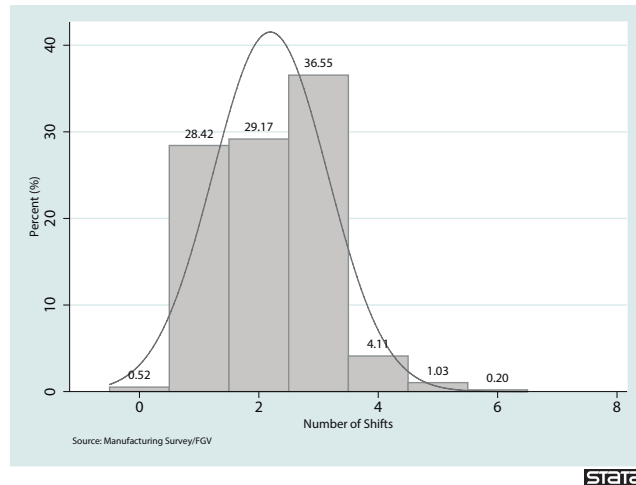


Figure 1: Prices expectations of Brazilian manufacturing firms during 2013

In the empirical literature (see Köberl & Lein (2011), Fessler et al. (2014)), the NIRCU is usually derived also considering the information about whether capital utilisation is above or below the “norm”. Indeed, according to Caballero et al. (1995), technical capacities questions may provide interesting information about the current investment gap faced by the firm: if the investment gap is positive (negative), firms may be running at high (low) capacity, even without expecting to change their prices. Then, once they have invested (dis-invested), firms may return to a more “normal” level of capacity: in these cases, firms will have declared that they are not expecting price changes, but we will observe a short-term variation in the individual firm's NIRCU, which is only attributable to the investment gap. Unfortunately, the IBRE/FGV survey lacks a direct question about technical capacities, which is comprised in the EU-Harmonised questionnaire and in the Swiss survey instead. The survey, however, does contain a question regarding the number of shifts worked in a quarter. Information on the number of shift may be used as a variable controlling for possible investment gaps. More specifically, firms have to report about the number of shifts they have employed in the quarter under consideration for each of their main productions. We consider the main production as in the case of the price expectations question, and argue that if the number of shift at the firm level is equal to the average number of shifts prevailing in the industry, then the firm is not having any pressure to invest (or disinvest) on new equipment. On the other hand, if the company is operating above (below) the average number of shifts, we assume that it is experiencing pressures to invest (disinvest) on new technical capacity. The average number of shifts in the Brazilian manufacturing industry was indeed equal to roughly 2 (2.2 to be precise) in the period considered (see Figure 2). Hence we considered that firms running their production with 2 shifts were not experiencing any

pressure on the use of capital³.



Note: We did not consider fractional and “extreme” answers (i.e. number of shifts greater than six), amounting to 0.45% of total replies

Figure 2: Distribution of the number of shifts, 2002-2013.

Using this information, Figure 3 shows the distribution of firm-level capacity rates for the entire sample and for those reporting stable prices and a number of shifts equal to the average of the sector in which the firm operates. The data considered covers the period between 2002 Q2 to 2013 Q4. In total, we have 53,573 available observations: 14,027 refer to firms operating expecting stable prices and a number of shifts equal to the average of the sector, while the number of those operating with either growing or decreasing prices and/or a number of shifts different from the average of the sector was equal to 39,546. The non-weighted average of the capacity utilisation rate for the Brazilian manufacturing sector in the period considered has been equal to 75.7%, while the median value was 84.5% (showing that the distribution is rather right-skewed, as seen on the chart below); standard deviation was equal to 0.21. Considering the whole sample (left-hand panel of Figure 3), most of the firms (26.2%) are operating at 84.5% of their capacity, while 8.0% are operating at full capacity and only 1.9% of them are idle (i.e. are not using their productive capacity at all). Conditioning on stable prices and normal shifts, the median is still 84.5% while the average is higher than the whole sample (77.6%); standard deviation is equal to 0.19. Considering only the firms operating with stable prices and “normal” number of shifts, most of the firms (29.8%) are operating at 84.5% of their capacity, with only 1.1% being idle and 7.7% at the peak of capacity.

Differences in the distribution of capacity rates among firms operating at the NIRCU and those who are not may be more adequately tested using the

³We also experimented with different measures of pressures on technical capacities, alternatively considering firms operating with stable shifts or with a number of shifts equal to the mode for the whole industry. In both cases, the distribution of capacity utilization for firms operating with stable prices and stable or normal-for-the industry shifts did not differ significantly from the one used in the paper.

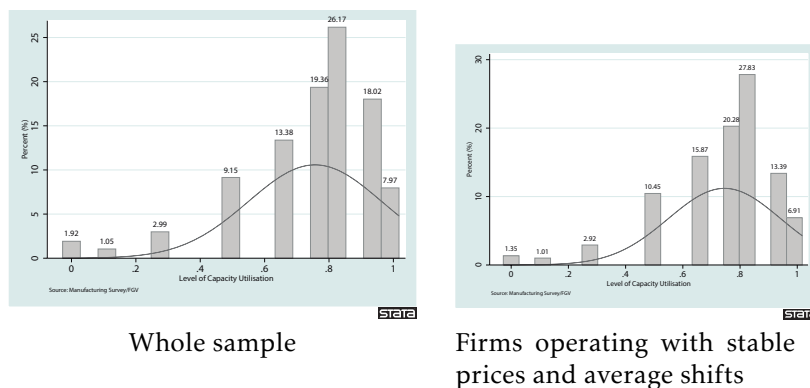


Figure 3: Distribution of capacity utilisation rates across firms conditioning on price expectations and number of shifts

two-sample Wilcoxon-Mann-Whitney test (Mann & Whitney (1947), Wilcoxon (1945)). More specifically, the test verifies the null hypothesis that the two samples are extracted from the same distribution, against the alternative that they are drawn from different pools. Running the test for the period 2002 Q2 – 2013 Q4 we reject the null that the distributions are extracted from the same pool: the associated z-statistics is equal to 11.15, which implies a rejection of the null at the 1% level. If we run the test for each quarter and consider the 10% significance level, we reject the null hypothesis of the two samples having the same distribution 46% of the times. Our conclusion from this part of the analysis is that indeed the two distributions are extracted from different pools, but that in more than 60% of the cases the capacity level for firms at the NIRCU is not significantly different from that of the rest of the sample. Next, we will use this definition to build up an aggregate measure of the Non-Inflationary Rate of Capacity Utilisation for the Brazilian economy and test whether this variable can be used as an indicator of inflationary pressures in a Phillips Curve framework.

3 The non-inflationary rate of capacity utilisation (NIRCU) for the Brazilian economy

On the firm level, we have defined the non-inflationary Rate of Capacity Utilisation (NIRCU) as the rate consistent with an expectation of stable prices for the next three months⁴. Moreover, as explained in the previous section, in order to obtain a measure of non accelerating capacity rate that is not too sensitive to the cyclical situation of the firm we also excluded from the calculation of the NIRCU firms which are experiencing positive/negative tensions on technical capacities– even if expecting to keep prices stable. Indeed, for those firms the utilisation rate may be systematically biased by a positive/negative investment gap. Hence, for each firm i at time t the NIRCU at the firm level is defined as:

⁴In both theoretical and empirical literature, the NIRCU is defined as the capacity utilisation rate consistent with current and expected stable prices. Unfortunately, information on the current prices situation is not available in the FGV manufacturing survey; however, according to Köberl & Lein (2011), the calculation of the NIRCU is not substantially affected by conditioning either on current or expected prices, or both.

$$NIRCU_{i,t} = (CU_{it} | Price_{i,t}^e = 0 \cap Shift_{i,t} = \text{SHIFT}) \quad (1)$$

Thus the current rate of capacity utilisation for a firm, CU_{it} , is consistent with the NIRCU if the firm expects prices to remain stable (i.e. $Price_{it}^e = 0$) and if its number of shifts is equal to its average (SHIFT). We then need to aggregate the firm-level NIRCU at the industry level; in doing so, we use the same method currently used by IBRE/FGV for published data. More specifically, in a first stage we aggregate the firm-level information at the branch level using firm number of employees as weights. Let's define $NR_{i,t} = 1$ if $CU_{i,t} = NIRCU_{i,t}$, 0 otherwise. Then we have that in each branch j the total number of employees for firms operating at the NIRCU is equal to:

$$MaxweightNIRCU_{j,t} = \sum_i employee_{i,j} \times NR_{i,j,t} \quad (2)$$

Hence, the NIRCU aggregated on the branch level is given by:

$$NIRCU_{j,t} = \sum_i \frac{(employee_{i,j,t} \times NIRCU_{i,j,t})}{MaxweightNIRCU_{j,t}} \quad (3)$$

Once we have calculated the NIRCU for each of the 21 branches, we aggregate them at the industry level using the official branch value added as weight. Finally, to obtain a measure of the capacity utilisation gap we simply calculate the difference between the current capacity rate and that of the firms presently operating at the NIRCU:

$$Gap_CU_t = CU_t - NIRCU_t \quad (4)$$

Figure 4 plots the capacity rate and the NIRCU calculated using the methodology described above. In the period considered, capacity utilisation in the Brazilian manufacturing sector is on average equal to 82% showing a moderate positive trend in the period 2002-2007; it falls down to a minimum of 76% with the crisis (2009, first quarter), rapidly recovering in the period 2011-2013. The NIRCU lies on average slightly below the current capacity rate, being equal to 81% in the period 2002-2013; during the crisis, it falls with some delay with respect to the current rate, reaching a trough (at 78,7%) only in the second quarter of 2012. Consequently, current capacity tends to be higher than its non-inflationary rate in the last two years, signalling the possible emergence of inflationary pressures. Indeed, according to official data, the Brazilian inflation rate remains around 6% even during the crisis, a figure that seems to be consistent with the evidence of inflationary tensions emerging from the data concerning the utilisation rate and its non-inflationary values.

As already pointed out in Köberl & Lein (2011), the fact the NIRCU is not as smooth as its possible estimates derived from the application of some filter does not seem to conflict with the theoretical literature. There is no reason to expect the natural rate to be smooth or constant over time, since real shocks may affect its level and contribute to its volatility, especially in a highly volatile period as the one considered in this paper. Indeed, NIRCU standard deviation is equal to 2.5, much in line with the results found in the literature for Austria and Switzerland. In the period we are considering, Brazilian GDP and manufacturing output grew on average by 3.5% and 2.4%, respectively (see Figure 5); GDP and industrial production growth rates were also highly

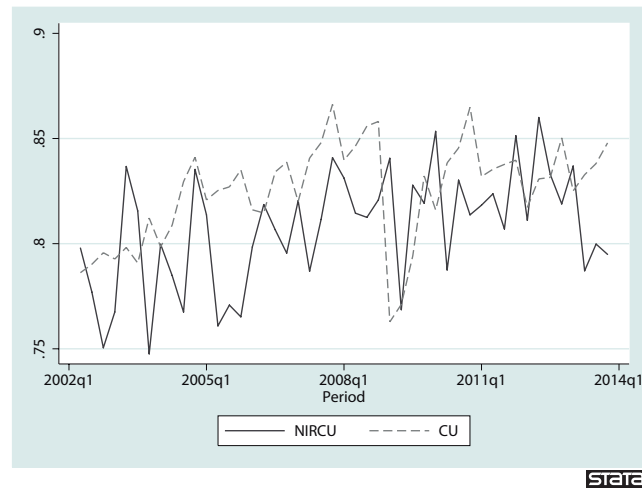


Figure 4: Capacity utilisation rates

correlated, implying that the manufacturing cycle is highly representative of the aggregate business cycle for the Brazilian economy.

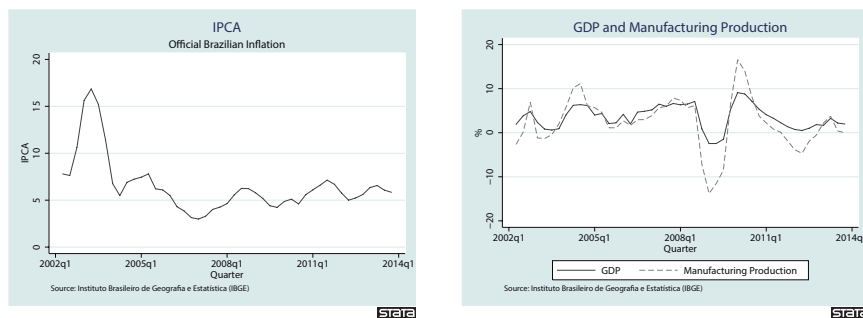


Figure 5: Macroeconomic data for Brazil

4 The NIRCU as an indicator of inflationary pressures in a Phillips curve framework

After having defined the NIRCU for the Brazilian economy in section 3, we now proceed to testing its usefulness for monitoring inflationary pressures. More specifically, we define an augmented Phillips curve, in order to take into consideration possible open-economy effects, including backward and forward looking components as follows:

$$\pi_t = \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_2 E_t \{\pi_{t+1}\} + \beta_3 \Delta r_t + \beta_4 gap_t + \alpha \quad (5)$$

In (5), π_t is the official Brazilian inflation rate, $E_t \{\pi_{t+1}\}$ is expected inflation, r_t is the real effective exchange rate⁵ and gap_t is the output gap, which

⁵We use the monthly real effective exchange rate, as calculated by the Bank of International Settlements; since the series result to be integrated of order 1 (I(1)), we include in the equation its quarter on quarter log-difference.

is proxied in different ways. Following Gali & Gertler (1999), and similarly to Köberl & Lein (2011), we firstly estimate (6) with Generalised Method of Moments (GMM), assuming that expectations are rational and considering that, according to the rational expectations hypothesis, $E_t\{\pi_{t+1}\}$ should be uncorrelated with available information dated at t . From this assumption, we derive the orthogonality condition that is used in the GMM estimate:

$$E_t\{(\pi_t - \beta_1\pi_{t-1} - \beta_2\Delta r_t - \beta_3\pi_{t+1} - \beta_4gap_t - \alpha)Z_t\} = 0 \quad (6)$$

In (6), Z_t is the vector of instruments, dated at t or earlier, which is assumed to be uncorrelated with inflation expectations for the period in $t + 1$. More precisely, in the estimate we use four lags each of the consumers' price inflation rate⁶, the real wage inflation⁷, the import price index⁸, the quarter-on-quarter change of the real effective exchange rate, the spread between the long and short term interest rates⁹ and the gap measure used in the regression. As a possible measure of the gap, we alternatively consider the micro-founded NIRCU, the cyclical components of GDP, industrial production and the unemployment rate (with inverted sign in order to ensure a positive relationship among inflation and the gap), all extracted with the Hodrick-Prescott Filter, and a further measure derived from the IBRE/FGV survey on the manufacturing sector, simply calculated as the difference among the current level of capacity and its long time average over the period 2002-2013. Estimation results are reported in columns 1-5 of Table 2. The Hansen Test confirms that the chosen instruments are truly exogenous, and hence, their choice is appropriate. Parameters concerning past and future inflation are always significant, with the correct sign; their values are similar to what was found for the Euro Area by (Gali & Gertler 1999) and for Switzerland, Italy and Austria, respectively, by Köberl & Lein (2011), Crosilla et al. (2014), Fessler et al. (2014). As for the real effective exchange rate, it is statistically significant (with the expected sign) when we consider the NIRCU and the GDP and IP-based gaps, while it does not significantly affect current inflation in the specification including our cyclical measure of the capacity rate and the gap based on the unemployment rate. As for the gap based on the micro-founded NIRCU, its parameter is equal to 0.02 and it is indeed significant at the 5% level with the expected sign. Estimates of the gap parameters were equal to 0.04 for the Euro Area (Gali & Gertler 1999) and for Austria (Fessler et al. (2014)), to 0,03 for Italy (Crosilla et al. (2014)) and to 0.09 for Switzerland (Köberl & Lein (2011)). Hence, the coefficient we find for the Brazilian economy is in line with previous results available for developed economies.

The gap is either insignificant or with the wrong sign if we consider the cyclical component of either GDP or industrial production, or the simpler cyclical measure extracted from our survey data, as a proxy of the output gap. On the other hand, the gap measure extracted from the unemployment rate is statistically significant with the correct sign, and its parameter is higher than that of the NIRCU being equal to 0.36. The conclusion we may derive from

⁶Monthly Broad Consumer Index (IPCA) developed by Brazilian Institute of Geography and Statistic (IBGE).

⁷Monthly Real Wage Series developed by IBGE.

⁸Monthly Brazilian Import Price Index developed by Foreign Trade Studies Centre Foundation (FUNCEX).

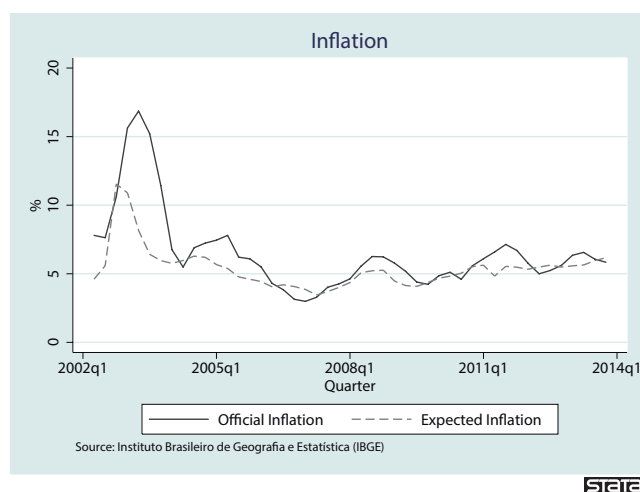
⁹The short term interest rate is represented by swap. The long term interest rate is represented by TJLP developed by Brazilian Central Bank (BCB).

Table 2: Results of the Phillips curve estimates using GMM, 2002-2013

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
π_{t-1}	0.35 (0.035)***	0.32 (0.029)***	0.33 (0.034)***	0.37 (0.003)***	0.31 (0.025)***
Δr_t	1.40 (0.469)***	2.75 (0.000)***	1.54 (0.545)***	0.55 (0.589)***	0.93 (0.563)***
$E_t(\pi_{t+1})$	0.67 (0.022)***	0.71 (0.000)***	0.70 (0.027)***	0.59 (0.027)***	0.73 (0.024)***
NIRCU	0.02 (0.007)***				
gap GDP		-0.03 (0.017)			
gap IP			-0.02 (0.005)***		
gap UNEM				0.36 (0.118)***	
cycle LCU					-0.03 (0.009)***
Constant	-0.26 (0.157)	-0.24 (0.132)*	-0.23 (0.151)	0.21 (0.164)	-0.26 (0.125)
Observations	39	39	39	39	39
Hansen J-stat	9.28 (0.96)	9.39 (0.97)	8.596 (0.98)	10.04 (0.95)	9.27 (0.97)

Standard error in parenthesis. * $p < 0.10$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

these results is that the micro-founded NIRCU is a good indicator of inflationary pressures for the Brazilian economy. Indeed, its reliability in a Phillips Curve framework is higher than what can be obtained using the cyclical component of the GDP or industrial production, or the simple difference among capacity and its long-term trend, and is in line with that obtainable using the unemployment rate.

**Figure 6:** Prices expectations of Brazilian manufacturing firms during 2013

As a robustness check with respect to the results provided in Table 2, we re-estimate equation (6) using a direct measure of inflation expectations derived from a survey on professional forecasters performed by the Brazilian Central

Bank (BCB)¹⁰. The BCB survey among experts is released on a daily basis and aggregated quarterly; the series may be considered as a good 1-quarter ahead leading indicator for Brazilian official inflation (see fig. 6)¹¹. Indeed, the use of GMM has been criticised (Dufour et al. (2006)) on the grounds of possible weakness in resulting inference; moreover, Köberl & Lein (2011) have shown that OLS estimates based on survey data perform as well as the GMM approach to test for the contribution of the NIRCU in the Phillips curve framework. The use of a direct measure of expectations allow us to estimate the equation with OLS, using Newey-West corrected standard errors (see among others Henzel & Wollmershäuser (2008), for an application relative to European countries). Estimation results are reported in Table 3. As in Table 2, columns 1-5 present the results obtained using different proxies for the output gap: the only case in which indeed the gap is a statistically significant (albeit only at the 10% level) explicative variable for Brazilian inflation is when we use our measure of the NIRCU to approximate it. The estimated parameter is equal to 0.05 a figure in line with results emerging for Austria (0.04), but lower than that found in Switzerland (0.09). The other measures of the gap are not significant, not even at the 10% level. The estimated coefficients for lagged inflation are comprised between 0.60 and 0.64 depending on the gap proxy used in the estimation a finding broadly in line with respect to previous estimates. Expected inflation coefficients are close to one, showing that actual inflation is sensitive to expectations prevailing in the market, a finding that is in line with previous results for the Brazilian economy (Machado & Portugal (2014)).

5 Conclusions

In this paper, we apply a new method firstly introduced by Köberl & Lein (2011) to derive a Non-inflationary Rate of Capacity Utilisation (NIRCU) for the Brazilian economy. As far as we know, this is the first time such a method has been applied to a developing country, where having a reliable indicator for inflationary pressures at hand is particularly policy-relevant. In doing so, we use firm-level information on capacity utilisation, inflation expectations and shifts worked derived from the IBRE/FGV survey on the manufacturing sector. Our output gap measure is positive on average in the period 2002-2013, i.e. the NIRCU lies on average below the current level of capacity; the same evidence is found even for the most recent period, when the Brazilian economy slowed down with respect to the higher growth rates registered in the last decade. In other words, our indicator signals the persistence of inflationary tensions characterising the Brazilian economy, tensions which seem to be confirmed looking at official data, since inflation remains close to 6% on average also in the aftermath of the crisis. As a formal check of the ability of our indicator to gauge the existence of inflationary tensions, we estimate a new Keynesian Phillips curve considering both GMM estimation and a direct

¹⁰Brazilian Central Bank (BCB) manages a daily survey among economists from 120 institutions (banks, funds, consulting companies). The survey asks them about their expectations about inflation and macroeconomics variables for one-year ahead horizon. In the paper, we consider the median value of each day, and take its quarterly average to obtain quarterly inflation expectations.

¹¹The cross correlation function among actual and expected inflation peaks at lag 1, the coefficient being equal to 0.90.

Table 3: Results of the Phillips curve estimates using OLS, 2002-2013

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
π_{t-1}	0.60 (0.073)***	0.64 (0.080)***	0.62 (0.080)***	0.66 (0.074)***	0.62 (0.070)***
Δr_t	4.19 (2.041)**	4.28 (2.290)*	4.07 (2.346)*	4.47 (2.083)***	4.30 (2.331)*
$E_t(\pi_{t+1})$	0.95 (0.096)***	0.92 (0.109)***	0.95 (0.109)***	0.87 (0.102)***	0.94 (0.099)***
NIRCU	0.05 (0.03)*				
gap GDP		0.12 (0.077)			
gap IP			0.01 (0.036)***		
gap UNEM				0.54 (0.361)	
cycle LCU					0.05 (0.039)
Constant	-2.82 (0.470)***	-2.68 (0.537)***	-2.66 (0.522)***	-2.54 (0.581)***	-2.63 (0.537)***
Observations	47	47	47	47	47
F-stat	137.05	136.092	130.96	143.58	132.39
R^2	0.92	0.92	0.92	0.93	0.92

Newey-West corrected standard error in parenthesis. * $p < 0.10$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

measure of inflation expectations produced by the Brazilian Central Bank. According to the estimates, our measure of the output gap performs better than other more traditional measures as a predictor of inflation. Moreover, with respect to those other measures, the micro-founded NIRCU has several distinct advantages: first of all, it relies directly on firm-level information, without the need of using statistical filtering procedures which are usually considered as particularly weak especially when it counts most, i.e. towards the end of the sample. Secondly, it is theoretically well founded on the idea of the natural rate. Finally, it is available in real time and it is not revised with subsequent releases of the data. Hence, the NIRCU may be considered – also in an emerging country like Brazil – as a potentially very valuable new tool for anticipating inflation trends and for the correct setting of monetary policies.

6 Acknowledgment

The authors wish to thank Aloisio Campelo Jr. for his suggestions and encouragement throughout the preparation of the paper. We also gratefully acknowledge the suggestions of the anonymous referees, the editor and of the participants to the 32nd CIRET Conference, HangZhou, China, October 2014. And the authors thank the financial support from Instituto Brasileiro de Economia (IBRE/FGV) as well. The usual disclaimer applies. The views expressed in the paper are those of the authors and do not involve the responsibility of the institutions they belong.

Bibliography

Caballero, R., Engel, E. & Haltiwanger, J. (1995), 'Plant-level adjustment and aggregate investment dynamics', *Brookings Papers on Economic Activity* 26(2), 1–54.

URL: <http://EconPapers.repec.org/RePEc:bin:bpeajo:v:26:y:1995:i:1995-2:p:1-54>

Crosilla, L., Leproux, S. & Malgarini, M. (2014), The impact of the crisis on Italian industrial capacity: an assessment based on the ISTAT manufacturing survey, MPRA Paper 67531, University Library of Munich, Germany.

URL: <https://ideas.repec.org/p/pramprapa/67531.html>

Dufour, J.-M., Khalaf, L. & Kichian, M. (2006), 'Inflation dynamics and the new Keynesian Phillips curve: An identification robust econometric analysis', *Journal of Economic Dynamics and Control* 30(9–10), 1707 – 1727. Computing in economics and finance 10th Annual Conference on Computing in Economics and Finance.

URL: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0165188906000595>

Fessler, P., Rumler, F. & Schwarz, G. (2014), 'A micro-based non-inflationary rate of capacity utilisation as a measure of inflationary pressure: evidence for Austria', *Empirica* 41(1), 23–36.

Gali, J. & Gertler, M. (1999), 'Inflation dynamics: A structural econometric analysis', *Journal of Monetary Economics* 44(2), 195–222.

Henzel, S. & Wollmershäuser, T. (2008), 'The New Keynesian Phillips curve and the role of expectations: Evidence from the CESifo World Economic Survey', *Economic Modelling* 25(5), 811–832.

Köberl, E. M. & Lein, S. M. (2011), 'The NIRC and the Phillips curve: an approach based on micro data', *The Canadian Journal of Economics / Revue canadienne d'économie* 44(2), 673–694.

URL: <http://www.jstor.org/stable/41336379>

Machado, V. d. G. & Portugal, M. S. (2014), Phillips curve in Brazil: an unobserved components approach, Working Papers Series 354, Central Bank of Brazil, Research Department.

URL: <https://ideas.repec.org/p/bcb/wpaper/354.html>

Mann, H. B. & Whitney, D. R. (1947), 'On a test of whether one of two random variables is stochastically larger than the other', *Ann. Math. Statist.* 18(1), 50–60.

URL: <http://dx.doi.org/10.1214/aoms/1177730491>

Modigliani, F. & Papademos, L. (1975), 'Targets for Monetary Policy in the Coming Year', *Brookings Papers on Economic Activity* 6(1), 141–166.

URL: <https://ideas.repec.org/a/bin/bpeajo/v6y1975i1975-1p141-166.html>

Staiger, D., Stock, J. H. & Watson, M. W. (1997), 'The NAIRU, Unemployment and Monetary Policy', *Journal of Economic Perspectives* 11(1), 33–49.

Wilcoxon, F. (1945), 'Individual comparisons by ranking methods', *Biometrics Bulletin* 1(6), 80–83.

URL: <http://www.jstor.org/stable/3001968>

O PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA E O MERCADO DE TRABALHO INFORMAL: UMA ANÁLISE DE IMPACTO DA AÇÃO BRASIL CARINHOSO

LUÍSA DE AZEVEDO NAZARENO *

Resumo

O presente artigo objetiva verificar a existência de impactos da ação Brasil Carinhoso em uma eventual escolha pela informalidade por parte dos seus beneficiários. Parte-se de grupos de controle e tratamento, criados a partir das PNADs 2011 e 2012, compostos por indivíduos ocupados elegíveis ou potencialmente elegíveis ao benefício. O principal resultado encontrado aponta para uma relação significativa e negativa entre o recebimento do benefício Brasil Carinhoso e a escolha pela informalidade. Entre as possíveis explicações para tanto, levanta-se a hipótese de que o benefício alivie restrições de liquidez na busca por empregos. Testes de robustez, contudo, não sustentam a conclusão.

Palavras-chave: Bolsa Família, Brasil Carinhoso, Informalidade, Escolha ocupacional.

Abstract

This paper studied the existence of impacts of the Brazilian cash transfer Brasil Carinhoso in the occupational choice of its beneficiaries, mainly their possible preference for informality. In order to test that, we use treatment and control groups created from PNADs 2011 and 2012, consisting of employed people eligible or potentially eligible for the benefit. The main conclusion points to a significant and negative relationship between the receipt of Brasil Carinhoso benefit and the choice for informality. A possible explanation for that relies in the hypothesis that the benefit might ease liquidity constraints in the search for jobs. Robustness tests, however, do not sustain such conclusion.

Keywords: Bolsa Família, Brasil Carinhoso, Informality, Occupational choice.

JEL classification: H00, H24, J24

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea153891>

* Universidade de Brasília. E-mail: luisa.nazareno@gmail.com.

1 Introdução

Em 2014, o Programa Bolsa Família (PBF) completou 10 anos de existência no Brasil. O PBF insere-se na categoria de programas de transferência condicionada de renda que, a partir do início do século XXI, passa a emergir nos países da América Latina como estratégia de intervenção estatal contra a pobreza, a exemplo do programa *Oportunidades (ou Progres)* no México e do *Chile Solidario* no Chile.

Ao longo de sua década de existência, foram realizados inúmeros estudos relativos aos seus impactos diretos e indiretos. Como resultado, algumas questões encontraram relativo consenso na literatura - tais como a eficácia do programa em seu principal objetivo de redução da pobreza, ao passo em que novos horizontes de pesquisa permanecem em aberto.

Estudos acerca dos impactos do PBF no mercado de trabalho surgiram inicialmente com o objetivo de verificar a existência do denominado “efeito preguiça” entre os beneficiários, isto é, um impacto negativo em suas ofertas de trabalho decorrentes do benefício recebido. De maneira geral, os resultados encontrados apontam para a inexistência ou não significância do “efeito preguiça” (Oliveira & Soares 2013, Barbosa & Corseuil 2013, Foguel & Barros 2010).

Emerge, então, uma segunda preocupação referente aos impactos do PBF na composição da força de trabalho, em especial, na composição do mercado de trabalho em setores formal e informal. À luz dos debates acerca informalidade e desenvolvimento, essas questões ganham especial relevância, contudo no Brasil ainda carecem referências sobre o tema (Barbosa & Corseuil 2013).

Buscando prover novas evidências empíricas sobre a questão, o objetivo do presente trabalho é testar a relação entre o recebimento de benefícios e uma eventual escolha por uma ocupação informal, a partir de uma das fases de expansão do Bolsa Família, conhecida como ação Brasil Carinhoso. A ação Brasil Carinhoso, que passou a ser paga em junho de 2012, foi inicialmente destinada a todas as famílias com crianças de até seis anos de idade que, mesmo após o recebimento do benefício do PBF, continuavam abaixo da linha de extrema pobreza.

Para mensurar os efeitos da ação Brasil Carinhoso na escolha ocupacional, foi criado um grupo de tratamento a partir da PNAD 2012, constituído pelos beneficiários efetivos do programa ocupados na semana da pesquisa, e um grupo de controle a partir da PNAD 2011, semelhante ao primeiro, porém não beneficiário (dada a inexistência do programa nesse ano). A partir dos grupos, por meio do método de mínimos quadrados ordinários, foi testada a relação entre o novo benefício e uma eventual escolha ou preferência pela informalidade.

O principal resultado encontrado foi uma relação significativa e negativa entre o recebimento do benefício Brasil Carinhoso e uma escolha pela informalidade. Tal resultado poderia se sustentar, por exemplo, na hipótese de que o benefício aliviaria restrições de liquidez na busca por melhores empregos. Testes de robustez realizados, contudo, não confirmam a conclusão.

2 A ação Brasil Carinhoso

A despeito das melhoras promovidas pelo Bolsa Família nos níveis de renda e bem-estar das famílias beneficiárias, foi identificada uma persistência da

condição de extrema pobreza em alguns grupos, notadamente entre famílias com crianças de até seis anos de idade. Visando melhorar as condições de vida dessas famílias e romper com a pobreza extrema na primeira infância, foi anunciada, em 13 de maio de 2012, dia das mães, a criação do chamado Benefício para Superação da Extrema Pobreza na Primeira Infância no âmbito do Programa Brasil sem Miséria, ou simplesmente, Ação Brasil Carinhoso.

O Brasil Carinhoso foi anunciado, inicialmente, como um benefício variável que completaria a renda domiciliar per capita de famílias com crianças de até seis anos e que, mesmo após o recebimento do benefício, ainda permaneciam com renda domiciliar per capita igual ou inferior a R\$70,00 (linha de extrema pobreza naquele ano). O valor do benefício seria calculado como o hiato entre a renda domiciliar per capita da família e a linha de extrema pobreza.

A expectativa do Governo Federal era de que a ação Brasil Carinhoso retirasse ao menos 2 milhões de famílias da faixa de extrema pobreza. (Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome 2014). Adicionalmente, Osorio & Souza (2012) calcularam que o programa teria condições de reduzir a extrema pobreza infantil a 0,6%.

Regulamentado pelo Decreto nº 7.758 de 15 de julho de 2012, o benefício começou a ser pago automaticamente em junho de 2012, por meio do cartão do Bolsa Família, a todas as famílias que atendiam aos requisitos, sem necessidade de cadastramento. Em novembro desse mesmo ano, contudo, a faixa etária foi expandida também para famílias com crianças de 7 a 15, que passaram a receber o benefício em 10 de dezembro de 2012. Com isso, o Brasil Carinhoso vigorou, em seu formato original, por um curto espaço de tempo. No entanto, como os questionários da PNAD 2012 foram colhidos antes da expansão do benefício, fez-se possível verificar seus impactos iniciais.

3 Transferências Condicionadas de Renda e o Mercado de Trabalho

A literatura com relação aos impactos de transferências de renda no mercado de trabalho tem sido objeto tanto da economia do trabalho quanto do desenvolvimento econômico. O foco da economia do trabalho tem sido a estimação dos efeitos de transferências na composição da força de trabalho, número de horas trabalhadas e impactos nos ciclos econômicos. Por sua vez, a preocupação da literatura do desenvolvimento tem sido verificar se as transferências incentivam adultos a permanecerem fora da força de trabalho, gerando uma armadilha da pobreza, ou ainda a preferirem empregos informais (Ribas & Soares 2011).

Ao menos dois tipos de análise de impactos de programas de transferência condicionada de renda são recorrentes na literatura. De um lado, existe uma abordagem que trata de efeitos dos programas nas margens intensiva (número de horas de trabalho ofertadas) e extensiva (participação ou não no mercado de trabalho) (Saez 2002, Meyer 2002). Nesse tipo de análise, que pode também ser utilizada para estudos de transferências não condicionadas de renda, a identificação de em que margem há um efeito significativo tem sido considerada importante para aperfeiçoar o desenho dos programas.

De outro lado, alguns estudiosos têm utilizado uma abordagem de efeitos renda e substituição (Skoufias & Di Maro 2006, Alzua et al. 2010, Barbosa &

Corseuil 2013). Em termos teóricos, de acordo com um modelo estático em que um indivíduo escolhe entre trabalho e lazer, a transferência do PBF representaria um efeito renda em sua restrição orçamentária. Intuitivamente, o aumento da renda faria com que o indivíduo optasse por usufruir de uma maior quantidade de lazer, resultando em um impacto negativo em sua oferta de trabalho. No Brasil, o possível efeito de desincentivo ao trabalho por parte dos beneficiários ficou conhecido na literatura como “efeito preguiça” e tem sido provado inexistente ou não estatisticamente significativo por estudos empíricos. (Oliveira & Soares 2013, Foguel & Barros 2010).

Ribas & Soares (2011, pp. 2-3) argumentam que diversos outros possíveis efeitos diretos e indiretos de programas de renda podem recair sobre a oferta de trabalho das famílias. Primeiramente, se lazer é um bem normal, o aumento da renda pode provocar uma redução na quantidade ofertada de trabalho das famílias, conforme mencionado. Além disso, sendo o lazer um bem normal ou não, é possível que algumas famílias prefiram reduzir ganhos incertos (provenientes do trabalho), com o objetivo de auferir um maior ganho certo (proveniente das transferências). Em segundo lugar, é possível que adultos sejam incentivados a ocupar trabalhos informais, de modo a impedir a identificação de sua renda real pelo governo, permanecendo, assim, elegíveis ao benefício. Por outro lado, em terceiro lugar, na presença de restrições de crédito, a concessão do benefício pode ser vista como uma oportunidade para a realização de investimentos pelas famílias, impactando o trabalho positivamente. Em quarto lugar, a obrigatoriedade de as crianças frequentarem a escola permite que as mães possam ingressar no mercado de trabalho. Ademais, as condicionalidades podem provocar uma redução no orçamento doméstico na medida em que reduzem ou impedem o trabalho infantil. Com isso, é possível que seja necessário aumentar a oferta de trabalho dos adultos para compensar a perda. Por fim, transferências também podem afetar indiretamente o salário de equilíbrio das economias, tanto por provocarem um aumento na demanda por produtos quando por afetarem a oferta de trabalho.

Além dos efeitos mencionados, há uma linha de estudos que têm buscado compreender o papel das transferências nas restrições de liquidez e seguro dos beneficiários. Nesse caso, analisa-se a possibilidade de o choque provocado pelas transferências cumprir algum papel redutor nas restrições de seguro (uma vez que garantiria uma renda mínima às famílias, permitindo uma menor aversão ao risco) e de liquidez (já que poderia viabilizar empréstimos entre amigos e familiares, criando uma linha informal de crédito que facilitaria o financiamento de pequenos empreendimentos por parte dos beneficiários).¹

Outra questão que tem se tornado relevante na literatura relaciona-se aos impactos de transferências condicionadas de renda na composição da força de trabalho, em especial, na composição do mercado de trabalho em setores formal e informal. Em outras palavras, questiona-se a possibilidade de que indivíduos optem por permanecerem em postos informais de trabalho, de modo a continuarem elegíveis ao recebimento do benefício. Acerca dessa possibilidade e considerando-se os objetivos do presente artigo, apresentam-se, a partir de agora, em alguns estudos recentes que se ocuparam da relação Bolsa Família – mercado de trabalho.

¹Bianchi & Bobba (2013), Gertler (2012), Banerjee & Newman (1993).

Com relação ao tema, Marinho & Mendes (2013) analisaram, a partir da Pesquisa Nacional de Amostra Domiciliar (PNAD) 2006, os impactos do PBF sobre a oferta de trabalho formal e informal dos chefes de família no Brasil, bem como seus efeitos sobre as decisões dos indivíduos de entrarem ou não no mercado de trabalho. Os resultados encontrados apontam para um efeito marginal positivo do PBF para trabalhos informais ou desemprego, ao passo que o emprego formal é afetado negativamente. Ademais, o número de horas de trabalho ofertado pelos trabalhadores tende a ser menor conforme o aumento do benefício.

De maneira semelhante, Teixeira (2010) analisa o impacto do “choque de renda” decorrente do PBF na oferta de trabalho dos beneficiários, medido pela probabilidade de trabalho e pelo número de horas semanais trabalhadas por homens e mulheres. O estudo conclui que não existe impacto significativo, contudo, diferenças importantes são observadas na elasticidade de homens e mulheres ao choque de renda. De igual maneira, ao estimar o impacto de programas de transferência de renda na oferta de trabalho de homens e mulheres adultos, Foguel & Barros (2010) não encontram significância estatística para mulheres, ao passo que para homens existe um impacto, porém de baixa magnitude.

Barbosa & Corseuil (2013), por sua vez, também investigam o impacto do PBF na composição do mercado de trabalho brasileiro, desenvolvendo uma regressão com descontinuidade difusa a partir de uma amostra reduzida da PNAD. Aqui também resultados não apontam para efeitos significativos do PBF na escolha ocupacional dos chefes de família.

Em contraposição, o estudo de Ribas & Soares (2011) aponta para um resultado ligeiramente distinto dos mencionados previamente. Segundo os autores, os efeitos no mercado de trabalho podem diferir quando os programas passam de áreas rurais isoladas para grandes cidades, nas quais seus beneficiários são amplamente informados sobre as regras de elegibilidade. Após a realização de testes econométricos, os autores concluem que em áreas rurais o programa resulta em efeitos positivos na participação do chefe do domicílio na força de trabalho, ao passo que em áreas urbanas se nota uma redução de sua participação no setor formal. Dessa forma, não é possível rejeitar a hipótese de que o PBF causaria dependência para o caso de cidades grandes.

Frente à variedade de resultados encontrados, torna-se claro que ainda não existe uma resposta conclusiva para a relação entre PBF e uma eventual opção pela informalidade por parte dos beneficiários. Todavia, em sendo a informalidade um fenômeno com consequências danosas para a sociedade e para o desenvolvimento, faz-se necessário dedicar algumas linhas para a melhor compreensão do tema.

Com relação aos possíveis efeitos de transferências condicionadas de renda sobre a informalidade não é possível estabelecer a priori qual seria sua direção ou intensidade, uma vez que a literatura disponível abarca possibilidades tanto positivas quanto negativas.

Dentre os argumentos teóricos que explicariam um aumento da informalidade devido às transferências pode ser incluída, por exemplo, a questão de que a renda extra garantiria às famílias um mínimo necessário, de forma a permitir que as mães preferissem uma ocupação informal com maior flexibilidade e, portanto, maior facilidade na compatibilização do trabalho com afazeres domésticos e cuidados com os filhos. Tal argumentação está presente nos trabalhos de Marinho & Mendes (2013) e Teixeira (2010). Ademais,

pode-se argumentar também que as transferências representariam um alívio às restrições de liquidez e de fontes de financiamento que permitiram a alguns trabalhadores iniciar empreendimentos próprios, mesmo que inicialmente na informalidade, a exemplo das discussões de Bianchi & Bobba (2013) e Gertler (2012). Por fim, pode-se argumentar que, para garantir o recebimento dos benefícios, alguns trabalhadores poderiam preferir a ocupação de postos informais, que facilitariam a omissão de seus ganhos salariais reais.

Por outro lado, sobre possíveis efeitos negativos na informalidade, pode-se argumentar que transferências representariam uma redução nas restrições de liquidez na busca por emprego por parte dos indivíduos que, ao receberem o benefício, poderiam, por exemplo, ter acesso a novas fontes de anúncio de empregos formais, bem como estar mais bem preparados para um entrevista, seja estando aptos a comprar roupas adequadas, seja tendo condições de utilizar transportes mais eficientes para seu deslocamento. Do lado das restrições de seguro, pode-se esperar, também, que, estando minimamente assegurados pelo benefício, os chefes de domicílio poderiam se arriscar mais na busca por empregos formais, partindo-se do entendimento de que tais empregos seriam melhores ao fornecer maiores garantias ao trabalhador.

Nota-se que, partindo do mesmo argumento de restrição de seguros na busca por empregos, pode-se tanto argumentar por um aumento na busca de postos informais (com a transferência representando uma garantia de renda fixa para os beneficiários, que poderiam por razões diversas preferir postos informais) quanto por um aumento na busca por ocupações formais (uma vez que o seguro permitiria aos beneficiários abandonar parcialmente as horas destinadas ao trabalho informal para dedicar-se mais à busca por postos formais, considerados melhores).

Portanto, ressalte-se que impactos positivos e negativos sobre a informalidade poderiam ser os mais diversos e as possíveis explicações teóricas não se restringem a presente discussão. Assim é perfeitamente possível que cada um dos efeitos seja contemplado nas decisões ocupacionais dos beneficiários e, portanto, apenas empiricamente será possível verificar qual prevalece.

4 Metodologia

Para a consecução do presente artigo, foram utilizados dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2011 e 2012, divulgada anualmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os dados de ambas as pesquisas (arquivos “pessoas”) foram reunidos em uma única base de dados, a partir da qual, por meio da metodologia desenvolvida por Souza & Osorio (2011) foram identificados e mantidos apenas os chefes de família beneficiários do PBF e, potencialmente², beneficiários do Brasil Carinhoso. Passou-se, portanto, a trabalhar com uma base composta por informações de indivíduos distintos coletadas nos anos 2011 e 2012.

A partir dos dados, foram criadas duas subamostras (‘PBF’ e ‘Carinhoso’) compostas, respectivamente, por indivíduos beneficiários do PBF nos anos 2011 e 2012 e por indivíduos que se enquadram nos requisitos estabelecidos

²Potencialmente beneficiários porque beneficiários efetivos somente poderiam existir em 2012. Em 2011 o que se pôde identificar foram pessoas que se enquadrariam como beneficiárias do Brasil Carinhoso caso este já estivesse em vigor.

inicialmente para o recebimento do Brasil Carinhoso nesses anos³. Note-se que, como o benefício passou a ser pago no ano de 2012, os indivíduos da amostra Carinhoso entrevistados em 2011 constituem um grupo que efetivamente não recebeu a transferência (dada a impossibilidade temporal), mas que possui características muito semelhantes ao grupo de indivíduos que em 2012 efetivamente foi beneficiário. Têm-se, a partir da amostra Carinhoso, os grupos de controle (2011) e tratamento (2011) que permitiram testar a relação entre o novo benefício e a escolha ocupacional.

O método de mínimos quadrados ordinários foi utilizado para testar a hipótese de que, na amostra Carinhoso, haveria alguma diferença na quantidade de ocupações informais entre os chefes de família entre 2011 e 2012. Como o objetivo central relaciona-se à ocupação dos chefes de família, foram excluídos todos aqueles que não se encontravam ocupados no momento em que responderam às pesquisas, de forma que os resultados encontrados são condicionais ao fato de indivíduos estarem ocupados, nada podendo inferir acerca dos impactos na desocupação.

Definiu-se a proxy de informalidade a partir da categoria auto declarada como “conta própria” nos questionários das PNADs. Por sua vez, a variável independente de interesse na amostra restrita de beneficiários do Brasil Carinhoso foi “carinhoso”, definida como variável binária igual a zero para o ano 2011 e um para 2012. Como controle, foram utilizadas variáveis essencialmente demográficas, a saber: mulher, negro, rural, idade, tamanho da família, número de anos de estudo, renda familiar per capita, número de filhos que moram no domicílio, número de horas dedicadas ao trabalho doméstico e regiões geográficas. O modelo foi testado tanto para a amostra Carinhoso quanto para a amostra PBF a título de comparação. Embora análises do tipo antes e depois na avaliação de políticas públicas sejam passíveis de críticas por não ser possível identificar com segurança se mudanças ocorridas advém diretamente da política ou de outras causas, a comparação dos efeitos nas amostras PBF e Carinhoso contribui para validar o modelo escolhido, na medida em que, caso a mudança de ano seja significativa apenas na amostra Carinhoso e não na PBF, é razoável supor que a significância vincule-se ao início da política.

Finalmente foram realizados testes de robustez e verificada a existência de efeitos heterogêneos. No primeiro caso, a proxy “conta-própria” foi substituída por novas proxies de informalidade (não possuir previdência e não possuir carteira de trabalho assinada), bem como foram testado os efeitos de “carinhoso” sobre o número de horas de trabalho ofertadas. No segundo caso, foram verificados a existência de coeficientes significativos de “carinhoso” em interação com as variáveis “mulher”, “rural”, “negro” e com cada uma das variáveis dummies de regiões. Cumpre notar que, em todas as estimativas realizadas a partir da amostra, os dados foram ajustados pela categoria referente ao peso amostral (V4729).

³Lembrando que, em virtude do próprio desenho da ação Brasil Carinhoso, o grupo de beneficiários constitui-se em uma parcela dos beneficiários do Bolsa Família. Assim, a amostra Carinhoso é, também, uma subamostra de PBF.

5 Resultados

5.1 Análise de regressão

A seguir, testa-se a existência de impactos da ação Brasil Carinhoso em uma eventual escolha pela informalidade por parte dos chefes de domicílio de famílias beneficiárias. Para tanto, são utilizadas comparativamente as duas amostras apresentadas previamente, de forma que os resultados são condicionais a condição de ocupado.

Para testar a hipótese de efeitos do recebimento do benefício Brasil Carinhoso em uma eventual escolha ocupacional pela informalidade, utilizou-se o método de mínimos quadrados ordinários. Como *proxy* para informalidade utilizou-se a categoria ocupacional conta-própria. Embora existam alguns inconvenientes com tal definição, a suposição é razoável uma vez que no setor informal predominam trabalhadores conta-própria (Barbosa & Corseuil 2013). Por sua vez, a variável independente de interesse na amostra restrita de beneficiários do Brasil Carinhoso é “carinhoso”, definida como variável binária igual a zero para o ano 2011 e um para 2012. Finalmente, como controles, foram utilizadas variáveis essencialmente demográficas.

Os resultados mostram um coeficiente significativo e negativo para o benefício Brasil Carinhoso, indicando um impacto redutor, ainda que pequeno, da informalidade. Em outras palavras, ao iniciar o pagamento do benefício Brasil Carinhoso teria havido uma redução nas ocupações informais dos beneficiários. Uma das possíveis interpretações de tal resultado seria a redução nas restrições de liquidez na busca por empregos por parte dos indivíduos, que estariam em melhores condições de buscar ocupações formais. Assim, ao estarem minimamente assegurados pelo benefício, os chefes de domicílio poderiam se arriscar e deixar um pouco de lado a ocupação “conta-própria” para dedicar-se um pouco mais à busca por empregos formais.

O procedimento foi repetido para a amostra de beneficiários do Bolsa Família, com vistas a identificar alguma possível descontinuidade entre os anos, que ajude a explicar o resultado obtido na amostra menor. Sem perda de generalidade, a variável independente de interesse foi renomeada como *ano2012*, uma vez que careceria de sentido utilizar o recebimento ou não do benefício Brasil Carinhoso nessa amostra maior, não elegível ao benefício. Os resultados encontrados são apresentados na tabela 1.

Nesse caso, o ano deixa de ser significativo para explicar a opção pela categoria conta-própria, ao mesmo tempo em que algumas variáveis de controle, tais como sexo, raça e anos de estudo, ganham importância estatística. Com isso, é reforçado o argumento de que o benefício Brasil Carinhoso seria efetivamente significativo, e não um mero instrumento representativo da mudança de ano. Ademais, destaca-se que, mesmo com o aumento da amostra a capacidade explicativa do modelo para a amostra PBF torna-se ainda menor, conforme indica a redução do R^2 .

Com isso, os modelos estimados indicam que houve um impacto, ainda que pequeno, da ação Brasil Carinhoso na redução da informalidade na amostra Carinhoso. O mesmo não ocorre ao se analisar o grupo beneficiário do Bolsa Família como um todo, indicando ausência de descontinuidade entre os anos 2011 e 2012.

Tais resultados, contudo, devem ser vistos com cautela tanto pelos baixos coeficientes dos modelos, quanto pelo fato de captarem efeitos de curtíssimo

prazo, uma vez que na data da realização da PNAD 2012, o programa estava em vigor há poucos meses. Com isso, para validar os resultados obtidos, devem ser realizados ao menos alguns testes de robustez e heterogeneidade.

Tabela 1: Regressões lineares múltiplas – amostras Carinhoso e PBF

	Amostra Carinhoso	Amostra PBF
Carinhoso ou ano 2012*	-0,1662 (0,0488)	0,0073 (0,0068)
Constante	0,118 (0,1978)	0,1637 (0,0236)
Controles	Sim	Sim
N	366	17111
R ²	0,194	0,0865

Amostra Carinhoso: composta por chefes de famílias beneficiárias do Brasil Carinhoso em 2012 e famílias que atenderiam aos critérios de elegibilidade em 2011.

Amostra PBF: composta por chefes de famílias beneficiárias do PBF em 2011 e 2012.

Erro padrão entre parênteses

*Para a amostra carinhoso, a variável foi denominada carinhoso, ao passo que para a amostra PBF a variável foi denominada ano2012.

** Controles utilizados: mulher, negro, rural, idade, tamanho da família, anos de estudo, renda familiar per capita, filhos que moram no domicílio, horas de trabalho doméstico, e grandes regiões geográficas.

5.2 Efeitos heterogêneos

No tópico anterior, encontrou-se um efeito significativo para o benefício Brasil Carinhoso na amostra Carinhoso. Nesta seção, testa-se a existência de efeitos heterogêneos em algumas dessas variáveis quando há interação com a variável explicativa “carinhoso”.

Para tanto, são criados termos de interação para as variáveis “mulher”, “negro”, “rural”, bem como para todas as regiões, exceto Norte (região basal) e realizadas quatro regressões por mínimos quadrados ordinários. A tabela 2 fornece os coeficientes e erros padrões obtidos no experimento.

Tabela 2: Efeitos heterogêneos – amostra Carinhoso

	T1: interação mulher*carinhoso	T2: interação negro*carinhoso	T3: interação rural*carinhoso	T4: interação regiões*carinhoso
Carinhoso	-0,2021 (0,0600)	-0,2173 (0,1132)	-0,1712 (0,0824)	-0,1651 (0,1424)
Mulher	-0,0637 (0,1197)			
Mulher*carinhoso	0,1045 (0,1017)			
Negro		-0,1028 (0,0825)		
Negro*carinhoso		0,0631 (0,1262)		
Rural			-0,0362 (0,0667)	
Rural*carinhoso			0,0077 (0,1020)	
Centro-oeste				-0,8383 (0,5516)
Centro-oeste*carinhoso				0,8647 (0,7819)
Nordeste				-0,1228 (0,0879)
Nordeste*carinhoso				-0,0074 (0,1522)
Sudeste				0,2248 (0,1774)
Sudeste*carinhoso				0,0208 (0,2931)
Sul				0,0431 (0,1906)
Sul*carinhoso				-0,016 (0,3522)
Constante	0,1284 (0,1981)	0,1526 (0,2098)	0,1202 (0,2003)	0,1086 (0,2029)
N	366	366	366	366
R ²	0,1964	0,1946	0,1940	0,1970

Nota: Erro-padrão entre parênteses.

Como os coeficientes das variáveis de interação não são significativos, conclui-se que não existem efeitos heterogêneos entre os grupos por sexo, raça, ou região. Contudo, nota-se que, exceto pela inclusão da variável de interação *mulher * carinhoso* e *rural * carinhoso*, em todas as demais regressões, o coeficiente de “carinhoso” perde sua significância estatística. De certa forma, tal fato enfraquece o resultado encontrado anteriormente, reforçando a necessidade de que sejam realizados alguns testes de robustez.

5.3 Testes de robustez

Embora tenha sido encontrado um coeficiente significativo para o benefício Brasil Carinhoso na amostra específica na seção anterior, faz-se necessário realizar novos testes para validar a conclusão. Para tanto, nesta seção são realizados alguns testes para verificar quão robustas são as conclusões apresentadas previamente.

Como a variável dependente *conta-própria* foi utilizada como proxy de informalidade, é possível que essa escolha gere algum viés nos resultados, já que a variável poderia ser, por exemplo, uma maneira questionável de se captar o fenômeno informalidade. Para verificar a hipótese, são testadas duas novas *proxies* para informalidade: não ser contribuinte da previdência social e não ser empregado com carteira de trabalho assinada. Além disso, verificam-

se, também, possíveis impactos do programa Brasil Carinhoso no número de horas trabalhadas por semana (variável criada a partir do somatório de horas trabalhadas em todos os possíveis trabalhos remunerados dos indivíduos). Com isso, torna-se possível verificar se o efeito significativo permanece ou desaparece com a troca da variável explicada.

Com relação às novas *proxies* para informalidade, deve-se ter em conta que essas variáveis também sofrem limitações: embora seja intuitivo que trabalhadores contribuintes da previdência social e com carteira de trabalho assinada sejam trabalhadores formais, o contrário não é necessariamente verdadeiro, ou seja, não se pode concluir diretamente que não contribuintes da previdência e pessoas sem carteira assinada sejam necessariamente trabalhadores informais. Além disso, como discutido na seção de análise descritiva, existe entre os membros do grupo uma grande quantidade de não respostas nas questões relativas a carteira de trabalho, o que reduz o poder explicativo do modelo. A Tabela 3 apresenta os coeficientes obtidos para as novas regressões realizadas.

Tabela 3: Testes de robustez – amostra Carinhoso

	Horas trabalhadas	Ausência de carteira de trabalho assinada	Ausência de previdência social
Carinhoso	0,3863 (1,3861)	0,0029 (0,0042)	-0,0228 (0,0171)
Constante	38,4913 (5,6163)	1,0063 (0,0172)	1,0349 (0,0693)
Controles*	Sim	Sim	Não
N	366	366	366
R ²	0,1242	0,0148	0,0698

Amostra composta por chefes de famílias beneficiárias do Brasil Carinhoso em 2012 e famílias que atenderiam aos critérios de elegibilidade em 2011.

Erro padrão entre parênteses.

* Controles utilizados: mulher, negro, rural, idade, tamanho da família, anos de estudo, renda familiar per capita, filhos que moram no domicílio, horas de trabalho doméstico, e grandes regiões geográficas.

Os resultados encontrados mostram que não existe impacto significativo da ação Brasil Carinhoso nem na escolha pela informalidade nem no número de horas dedicadas a trabalho remunerado, o que provê subsídios para que se questione o resultado significativo da variável *carinhoso* encontrado previamente.

Com isso, não foram encontradas evidências suficientes para supor que exista algum impacto significativo do benefício Brasil Carinhoso na escolha ocupacional pela informalidade por parte das famílias beneficiárias, o que vem sendo corroborado, de certa forma, pelos estudos acerca de PBF e informalidade. Contudo, ao serem analisados os resultados aqui encontrados, deve-se ter em mente a infinidade de limitações impostas a este estudo, tanto decorrentes do breve período de vigência do benefício no ano 2012, como inerentes à técnica econométrica utilizada. O primeiro ponto refere-se essencialmente à dificuldade de se verificar os impactos de um novo benefício em um prazo tão curto: a realização da PNAD 2012 ocorreu pouco mais de um mês após o início do pagamento do Brasil Carinhoso. Já o segundo ponto refere-se às limitações das *proxies* de informalidade utilizadas para captar o mercado de trabalho informal, ao possível viés de variáveis omitidas presentes nos modelos, bem como a limitação da análise antes e depois, já discutida.

6 Conclusões

O presente artigo constitui contribuição à literatura que investiga a relação entre programas de transferência condicionada de renda e a escolha ocupacional de seus beneficiários. Mostrou-se que, embora muito tenha sido pesquisado acerca de um possível efeito preguiça e de impactos nas margens intensiva e extensiva, os estudos acerca dos impactos na composição da força de trabalho são relativamente recentes.

O principal resultado encontrado foi uma relação significativa e negativa entre o recebimento do benefício Brasil Carinhoso e uma eventual escolha pela ocupacional informal, sinalizando que o recebimento do benefício funcionaria como um desincentivo à informalidade. Como discutido, tal resultado poderia ser explicado, por exemplo, por meio da hipótese de redução nas restrições de liquidez na busca por empregos. No entanto, também foram apresentados algumas razões para questionar tal resultado, como o curto período de ação do programa à época da coleta de dados da PNAD 2012 e os resultados não significativos obtidos ao trocarmos a *proxy* utilizada para informalidade.

Com isso, o artigo finaliza com um indicativo de que poderia haver uma relação entre transferências de renda e a redução da informalidade. Contudo, como estudos que investigam a relação entre escolha ocupacional e transferências condicionadas de renda são relativamente recentes, fazem-se necessários novos estudos que avaliem tal relação. No caso do resultado aqui encontrado, por exemplo, há espaço para que sejam realizados testes por meio de outras técnicas ou ainda utilizando outras proxies para informalidade.

Agradecimentos

Agradeço ao Professor Dr. Christian Lehmann, que me apoiou na realização deste trabalho.

Referências Bibliográficas

- Alzua, M. L., Cruces, G. & Ripani, L. (2010), Welfare programs and labor supply in developing countries. experimental evidence from latin america.
- Banerjee, A. V. & Newman, A. F. (1993), 'Occupational choice and the process of development.', *Journal of Political Economy* **101**(2), 274–298.
- Barbosa, A. L. N. H. & Corseuil, C. H. L. (2013), Bolsa família, escolha ocupacional e informalidade no brasil., in T. Campelo & M. C. Neri, eds, 'Programa Bolsa Família: uma década de inclusão e cidadania', IPEA, Brasília, pp. 327–339.
- Bianchi, M. & Bobba, M. (2013), 'Liquidity, risk, and occupational choices', *The Review of Economic Studies* **80**(2), 491–511.
- Foguel, M. N. & Barros, R. P. (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).

Gertler, P. J.; Martinez, S. W. R.-C. M. (2012), 'Investing cash transfers to raise long-term living standards', *American Economic Journal: Applied Economics* 4(1), 164–192.

Marinho, E. & Mendes, S. (2013), 'The impact of government income transfers on the Brazilian job market', *Estudos econômicos* 43(1), 29–50.

Meyer, B. (2002), 'Labor supply at the extensive and intensive margins: The eitc, welfare, and hours worked', *American Economic Review* 92(2), 373–379.

Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome (2014), Bolsa família, Technical report, Brasil.

URL: <http://www.mds.gov.br/bolsafamilia>

Oliveira, L. F. B. & Soares, S. S. D. (2013), "efeito preguiça" em programas de transferência de renda?, in T. Campello & M. C. Neri, eds, 'Programa Bolsa Família: uma década de inclusão e cidadania', Ipea, Brasília.

Osorio, R. G. & Souza, P. H. G. F. (2012), 'O programa bolsa família depois do Brasil Carinhoso: uma análise do potencial de redução da pobreza extrema'. Nota Técnica nº 14.

Ribas, R. P. & Soares, F. V. (2011), 'Is the effect of conditional transfers on labor supply negligible everywhere?'

URL: http://www.iza.org/conference_files/worldb2011/ribas_r6802.pdf

Saez, E. (2002), 'Optimal income transfer programs: intensive versus extensive labor supply responses.', *The Quarterly Journal of Economics* .

Skoufias, E. & Di Maro, V. (2006), Conditional cash transfers, adult work incentives and poverty. World Bank Policy Research Working Paper 3973.

Souza, P. H. G. F. & Osorio, R. G.; Soares, S. S. D. (2011), 'Uma metodologia para simular o programa bolsa família'. Texto Para Discussão nº 1654.

Teixeira, C. G. (2010), A heterogeneity analysis of the bolsa família programme effect on men and women's work supply. IPC Working Paper, n. 61.

URL: <http://www.ipc-undp.org/pub/IPCWorkingPaper61.pdf>

Apêndice A Modelos estimados completos

Tabela A.1: Regressões completas com as diferentes proxies de informalidade – amostra Carinhoso

Variáveis independentes	Conta-própria	Horas trabalhadas	Ausência de carteira de trabalho assinada	Ausência de previdência social
Carinhoso	-0,166*** (0,049)	0,386 (1,386)	0,003 (0,004)	-0,023 (0,171)
Mulher	-0,021 (0,112)	-1,787 (3,188)	-0,009 (0,010)	-0,028 (0,039)
Negro	-0,076 (0,062)	-0,959 (1,76)	-0,002 (0,005)	-0,005 (0,022)
Rural	-0,033 (0,054)	0,611 (1,533)	0,003 (0,005)	0,006 (0,019)
Idade	0,000 (0,003)	-0,025 (0,080)	0,000 (0,000)	-0,002 (0,001)
Tamanho da família	0,022 (0,014)	-0,005 (0,409)	0,000 (0,001)	-0,013* (0,005)
Anos de estudo	0,012 (0,007)	-0,489* (0,215)	-0,001 (0,001)	0,000 (0,003)
Renda domiciliar per capita	0,009*** (0,002)	0,031 (0,481)	0,000 (0,000)	0,001 (0,001)
Filhos no domicílio	-0,03 (0,026)	-0,695 (0,736)	0,002 (0,002)	0,011 (0,009)
Horas de trabalho doméstico	-0,005* (0,002)	-0,207** (0,073)	0,000 (0,000)	0,000 (0,001)
Nordeste	-0,127 (0,073)	0,342 (2,087)	-0,002 (0,006)	0,032 (0,026)
Sudeste	0,234 (0,145)	-5,231 (4,112)	0,003 (0,013)	-0,042 (0,051)
Sul	0,039 (0,161)	9,876* (4,578)	0,001 (0,141)	0,032 (0,057)
Centro-Oeste	-0,4 (0,386)	7,185 (10,963)	0,004 (0,034)	0,062 (0,135)
Constante	0,118 (0,198)	38,491*** (5,616)	1,006*** (0,017)	1,035*** (0,069)
R ²	0,194	0,158	0,015	0,07

Nota: Amostra composta por chefes de famílias beneficiárias do Brasil Carinhoso em 2012 e famílias que atenderiam aos critérios de elegibilidade em 2011.

Erro-padrão entre parênteses

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

Tabela A.2: Regressões completas com variáveis de interação – amostra Carinhoso

	Interação mulher e carinhoso	Interação negro e carinhoso	Interação rural e carinhoso	Interação regiões e carinhoso
Carinhoso	-0,202*** (0,060)	-0,217 (0,113)	-0,171* (0,082)	-0,115 (0,111)
Mulher	-0,064 (0,120)	-0,026 (0,113)	-0,02 (0,113)	-0,094 (0,113)
Mulher*carinhoso	0,105 (0,102)			
Negro	-0,078 (0,062)	-0,103 (0,082)	-0,076 (0,062)	-0,055 (0,065)
Negro*carinhoso		0,063 (0,126)		
Rural	-0,031 (0,054)	-0,036 (0,054)	-0,036 (0,067)	-0,017 (0,055)
Rural*carinhoso			0,008 (0,102)	
Idade	0,000 (0,003)	0,000 (0,003)	0,000 (0,003)	0,000 (0,003)
Tamanho da família	0,022 (0,014)	0,022 (0,014)	0,022 (0,014)	0,023 (0,014)
Anos de estudo	0,012 (0,007)	0,012 (0,007)	0,012 (0,007)	0,010 (0,007)
Renda Domiciliar per capita	0,009*** (0,002)	0,009*** (0,002)	0,009*** (0,002)	0,009*** (0,002)
Filhos no domicílio	-0,029 (0,026)	-0,029 (0,026)	-0,030 (0,026)	-0,019 (0,026)
Horas de trabalho doméstico	-0,005* (0,002)	-0,005* (0,002)	-0,005* (0,002)	-0,003 (0,002)
Nordeste	-0,125 (0,073)	-0,127 (0,074)	-0,127 (0,074)	-0,080 (0,074)
Nordeste*carinhoso				-0,047 (0,125)
Sudeste	0,243 (0,145)	0,238 (0,145)	0,234 (0,145)	0,239 (0,198)
Sudeste*carinhoso				0,037 (0,314)
Sul	0,038 (0,161)	0,039 (0,161)	0,038 (0,162)	0,107 (0,196)
Sul*carinhoso				-0,171 (0,341)
Centro-Oeste	-0,426 (0,387)	-0,401 (0,387)	-0,402 (0,388)	-0,785 (0,461)
Centro-Oeste*carinhoso				0,759 (0,662)
Constante	0,128 (0,198)	0,153 (0,210)	0,120 (0,200)	0,021 (0,200)
R ²	0,196	0,195	0,194	0,173

Nota: Amostra composta por chefes de famílias beneficiárias do Brasil Carinhoso em 2012 e famílias que atenderiam aos critérios de elegibilidade em 2011.

Erro-padrão entre parênteses

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

BRAZILIAN'S STRUCTURAL CHANGE AND ECONOMIC PERFORMANCE: STRUCTURALIST COMMENTS ON MACROECONOMICS POLICIES

HENRIQUE MORRONE *

Resumo

Este estudo avalia o impacto das políticas macroeconômicas sobre o lado real da economia brasileira. Apresentamos um modelo estruturalista de crescimento com base em Rada (2007) para investigar o recente desempenho econômico do Brasil. A matriz de contabilidade social para o Brasil em 2006 serve de base para o modelo. Nós investigamos os efeitos de curto / médio prazo de quatro exercícios de simulação: um aumento no investimento autônomo (espíritos animais), um aumento nos salários formais, uma depreciação da taxa de câmbio, e um aumento do crescimento da produtividade do trabalho. Os resultados sugerem que a economia brasileira segue um regime de crescimento fracamente puxado pelos lucros. Nesse sentido, apenas políticas macroeconômicas que aumentam o investimento autônomo e a produtividade do trabalho podem estimular a economia.

Palavras-chave: Modelos estruturalistas; economias com excedente de trabalho; regimes alavancados por lucros/salários.

Abstract

This article evaluates the impact of macroeconomic policies on the real side of the Brazilian economy. We present a Structuralist model in growth terms based on Rada (2007) to investigate the recent economic performance of Brazil. The Social Accounting Matrix for Brazil in 2006 serves as a benchmark for our model. We investigate the short/medium term effects of four simulation exercises: a rise in autonomous investment (animal spirits), an increase in wages, a exchange rate depreciation, and a rise in labour productivity growth. The results suggest that the Brazilian economy is weakly profit-led. In this vein, only macroeconomic policies that increase autonomous investment and labour productivity can stimulate the economy.

Keywords: Structuralist models; Labour surplus economies; Wage/Profit-led regimes

JEL classification: O1, C1, D57

DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/1413-8050/ea155984>

* Professor Adjunto da Universidade Federal do Rio Grande do Sul - UFRGS)

1 Introduction

Structural transformation and economic growth are strongly related to economic development. Although economic growth and high productivity may be insufficient to create jobs and reduce poverty. To avoid jobless growth, labour transfer from low to high productivity sectors must take place. Creating better paid jobs in high productivity sectors is becoming pivotal to reach higher levels of economic development. A strong demand for sectors containing high productivity also remains essential. In this manner, underdevelopment is associated with a lack of dynamic structural transformation in the economy.

Because of the role of the informal sector as a reservoir of labour, it is important to evaluate the impact of macroeconomic policies on both the informal and formal sectors to assess the complexities of the process of economic expansion in Brazil. In this context, macroeconomic policies should improve the interrelationships between sectors, generating well paid jobs and economic growth.

This paper aims to present a Structuralist model to explore the effect of macroeconomic policies in Brazil after 2006. The Structuralist model presented here describes an open, developing economy with two sectors, two commodities, and three classes. We borrowed the model from Rada (2007, 2012). The two-sector Social Accounting Matrix (SAM) for Brazil in 2006 from Morrone (2015b) serves as our benchmark. This period was chosen as a benchmark for our simulations since it is the most recent SAM available in the literature that distinguishes between formal and informal activities¹. We applied this model in the short/medium term to compare the effects of four experiments: a rise in autonomous investment (animal spirits), an increase in wages, an exchange rate depreciation, and a surge in labour productivity growth. We attempt to shed light on the possible effects of these simulation exercises on key macroeconomic variables.

The rest of the paper is organized as follows. We assess the sectoral contribution to output growth in Section 2. In Section 3, the schematic Social Accounting Matrix (SAM), the structuralist model and the data are presented. Four experiments are analysed in Section 4: a rise in autonomous investment, an increase in formal wages, an exchange rate depreciation, and a surge in the productivity growth rate. The remainder two sections exhibit results and conclusions.

2 Sectoral Contribution to Economic Growth and Structural change during the 2000s in Brazil

Economic development has a profound relationship with structural transformation in relation to activities that contain static and dynamic scale economies. Manufacturing and high tech services' performance are crucial to promote sustainable growth. These sectors can boost labour productivity through spillover effects and learning by doing. (The latter is present as a term of the economic regularity known as the Kaldor-Verdoorn Law (KV)). In this context, agriculture has a major role as a provider of cheap food and inputs, acting to

¹Notice that the last input-output matrix available for Brazil is from 2005 and the last year with statistics about the value added of informal activities is from 2007. (For details, see Hallak (2012))

maintain external competitiveness and to fight poverty (Rada 2006). Moreover, agriculture's exports play an important role in countries like Brazil.

In this article, we assess the sectoral contribution to economic growth of three major sectors: agriculture and live stock, industry, and services. The decomposition results for output growth in Brazil are examined in two periods: 2000-2005 and 2006-2011. Following the Structuralist literature, sustainable economic growth relies on sectoral structural change that culminates in a positive labour productivity growth rate and a robust demand which in turn creates jobs in dynamic sectors.

Table 1 displays the sectoral value-added shares for the two periods. During 2000-2005, agriculture exhibited the lowest share of the output of the economy. Industry represented about per cent. The services showed the larger share of aggregate output. Each sector weight in the total value-added, highlights the sectoral contribution to the output generation.

Comparing the results of the first and second periods, Table 1 documents the rising of shares of services in total output. In contrast, the participation of agriculture and industry diminished. Kaldor (1975, 1968) and Chang (2011) stress that high tech services function as a complement to manufacturing, the former being unable to promote economic growth. According to structuralists, manufacturing is the engine of economic growth². The growth of services pose a question about the sustainability of the economic growth in Brazil.

Tabela 1: Average sectoral participation of total Brazilian value-added, (%).

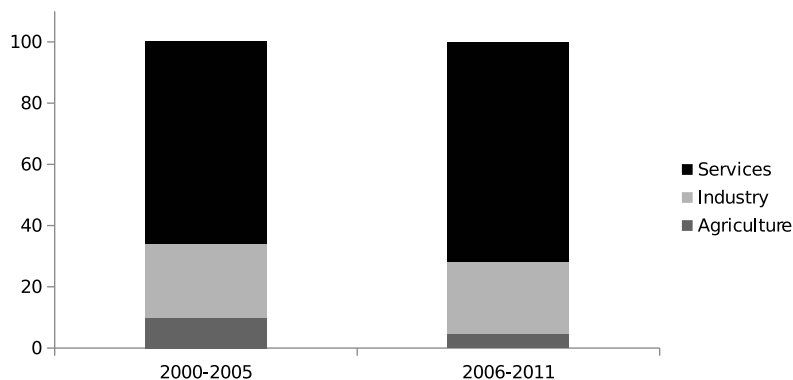
Sectors	Periods	
	2000-2005	2006-2011
Agriculture and live stock	6.16	5.16
Industry	27.22	27.09
Services	66.62	67.75

Source: author's estimations.

Now let us turn the focus toward the decomposition of the output growth. The aggregate output results from the sum of sectoral outputs, $X = \sum_{i=1}^n X_i$. Differentiating the output equation with respect to time shows that the output growth rate stems from the weighted average sum of the sectoral output growth rates, $\dot{X} = \sum_{i=1}^n \chi_i \dot{X}_i$. Figure 1 documents the results. They reveal that service activities raised their contribution to aggregate output growth. Conversely, agriculture and industry's contribution dropped substantially. Between 2000 and 2005, the industry's growth rate represented approximately 24.16 per cent of the whole output growth. In the second period, from 2006 to 2011, this share of growth diminished to 23.50 per cent; in other words, a drop of about 2.75 per cent. Compared to the first period (2000-2005), the decrease in agriculture was considerable; it fell from 9.81 per cent to 4.65 percent, a drop of 52 per cent. Conversely, services increased their share from 66.02 to 71.85 per cent, provoking a positive impact on the aggregate output growth. An in-depth sectoral analysis allows us to verify that the structural change towards

²The Kaldor-Verdoorn (KV) Law is vital in explaining the process of economic growth and the standing of manufacturing as the engine of growth. This sector is unique in being able to present static and dynamic scale economies. Dynamic economies of scale come from learning by doing and induced innovations during the productive process.

services (likely intensive labour services with small labour productivity) explained part of the economic growth in Brazil. Note that it was not high tech services that promoted economic expansion but labour intensive services, e.g., trade and commerce.



Source: author's estimations

Figura 1: Sectoral contribution to output growth in Brazil (%)

A reverse structural change is not compatible with the international evidence in countries that achieved sustainable growth (Ocampo (2009); Roncolato (2013)). Such cases are related to the South Asian experience after the 1950s, mainly that of South Korea. There, structural transformation occurred in favour of manufacturing and high tech services (Rada and Taylor, 2006). In summary, the results for Brazil reveal a diminishing importance of industry in explaining economic growth.

The analysis of the decomposition of growth therefore, shows that the structural change toward services provoked the rise of output. Despite the smaller importance of the industry in explaining economic growth, this sector is still central to boost economic activity via dynamic scale economies. Moreover, after analysing the data it seems that the growing contribution of the service sector to growth remains concentrated in low labour productivity activities (Rada (2006); and Ocampo (2009)). If this trend persists, an unsustainable economic performance may emerge, according to the structuralist literature.

3 The Structuralist Model and the Data

This section presents the mathematical model and the data. First let us begin presenting the model in level and growth terms. The antecedents of the model are Rada (2007, 2012) and Morrone (2015a). Next we exhibit the data. We used the Social Accounting Matrix from Morrone (2015b) as our main data source. Morrone (2015b) attempted to overcome the lack of statistics about informal and formal sectors by employing techniques developed by Rada (2010) and data from Hallak (2012).

3.1 The Structuralist Model

The model presented here is standard. It represents a surplus labour economy with two sectors, two commodities, and three economic classes - a capitalist, a formal worker, and an informal worker respectively. To build the model, we took into account the structural features of the Brazilian economy. We borrowed the model from Rada (2007).

The two main activities in the analysis are the informal sector (n) and the formal sector (t). The informal sector (n) produces a nontradable (N) good while the latter manufactures a tradable (T) good. They are imperfect substitutes. Private income is distributed among capitalists in the formal sector, workers in the formal sector, and workers in the informal sector. Capitalists consume the formal good and save. Workers consume a constant share of their income in the consumption of both goods. The formal sector makes a commodity that can be consumed, invested, or exported. By this token, the foreign sector supplies intermediate goods to the modern sector. Table 2 exhibits the schematic Social Accounting Matrix (SAM), and its data source for a two-sector economy.

Employment, Output, Investment and Net Exports determination for the Model in Level Terms

Let's start the analysis by delving into the specifics concerning the functioning of labour markets. Here we assume full employment, that is, workers can always find a job in the informal sector. In other words, the informal sector works as a reservoir of labour, expanding during recessions and shrinking during economic recoveries. The equation formalizes the labour market behaviour.

$$l_n = l - l_t \quad (1)$$

Where l_t and l_n stands for the number of employed workers in the formal and informal sectors respectively.

The labour compensation in the informal sector is $w_n = \epsilon_n z_n$; hence, this implies an unclear distinction between capital and labour income. The transfer of workers from the informal sector (a low labour productivity sector) to the formal sector (a high labour productivity sector) boosts labour productivity in the whole economy (Rada 2007, Morrone 2015a). Having a higher capital-labour ratio, the formal sector can increase the productivity of each additional worker.

The informal sector is supply-constrained, meaning that prices will adjust to achieve equilibrium in the short/medium term. Labour productivity is equal to the informal sector value-added divided by the informal sector labour (l_n). We can rewrite the equation as:

$$y_n = \epsilon_n l_n \quad (2)$$

Aggregate supply (x_n) is presented below:

$$c_{wn}^n l_n + c_{wt}^n l_t = x_n \quad (3)$$

where c_{wn}^n and c_{wt}^n stand respectively for the consumption of the informal good by workers in the informal and formal sectors.

Tabela 2: A social accounting matrix for a two-sector economy.

SAM for Brazil	Costs			Use of income				Exports (F)	Accumulation (G)	Totals (H)
	Formal (A)	Informal (B)	Formal households (C)	Business (D)	Informal households (E)					
(1) Formal	Intermediate inputs		Formal HH consumption of formal goods (TRU)			Informal HH consumption of formal goods (TRU)	Foreign demand (TRU)	Capital accumulation of formal goods (TRU)		Formal sector output
(2) Informal	(I-O Matrix/TRU)		Formal HH consumption of informal goods (TRU)			Informal HH consumption of informal goods (TRU)				Informal sector output
(3) Formal Labor	Wages (TRU)			Dividends and interest paid to formal labor (CEI)						Formal HH income
(4) Formal Business	Profits (TRU)									Business income
(5) Informal Labor		Wages and profits (TRU)		Dividends and interest paid to informal labor (CEI)						Informal HH income
(6) Government	Taxes on production (TRU)		Direct and indirect tax paid by formal HH (TRU/CEI)	Corporate tax (CEI)			Indirect tax (TRU)	Indirect tax (TRU)		Govern. income
(7) Imports	Imported inputs (TRU)		Imports (final goods) (TRU)	Business net transfers of income to the rest of the world (CEI)						Payments to the rest of the world
(8) Savings			Formal HH saving (CEI)	Business saving (CEI)	Informal HH saving (CEI)	Foreign saving (CEI)		Total capital accumulation		

In contrast, the formal sector operates with excess capacity. It functions as a quantity-clearing or demand-constrained sector. Hence output changes to accommodate disturbances in other variables. Capital stock is present in the modern sector only. In Keynesian fashion, the investment, i_t , responds to animal spirits (or autonomous investment, z_0), profits and accelerator. It is a function that includes the output of the formal sector (x_t), profits (Π), and the accelerator (z_2) as explicative variables.

$$i_t = z_0 + z_1\Pi + z_2x_t \tag{4}$$

Following analogous procedures for the formal sector, we can write the sectoral balance equation for this sector as:

$$c_\pi + c_{wt}^t l_t + c_{wn}^n l_n + k_t + i_t = x_t \tag{5}$$

where c_π is the capitalist consumption of formal goods and k_t is tradable good exports.

We assume that both workers consume the nontradable good. We employ the Linear Expenditure System (LES) to add the consumer choice into the analysis. Note that workers consume a minimum amount, θ , defined as the floor-level consumption of the informal good. A positive θ^3 indicates an income-inelastic informal good demand and an income-elastic formal sector's good demand. The remaining income is separated between the two goods, in this case, $(1 - \alpha)$ and $(1 - \beta)$. For more details, see Morrone (2015a).

Furthermore, exports (k_t) and imports (m_t) are endogenous, responding to price and output changes only. The two equations are shown as:

$$k_t = \chi^0(\rho)^\chi x_f \tag{6}$$

$$m_t = \phi^0(\rho)^{-\phi} x_t \tag{7}$$

where ρ , $\rho = \frac{eP^*}{P_t}$, is the real exchange rate, x_f is the foreign demand for the modern sector goods, p_t is the price of the modern sector, p^* is the foreign price, and e is the nominal exchange rate. The parameters ϕ and χ stand for exports and imports' trade elasticities.

Lastly, the investment-saving balance $s = i_t$ (closure of the model) follows the Keynesian tradition; that is, demand triggers output. In other words, the output level rises in response to a change in aggregate demand for the formal sector. (For more details about the model and for information on price determination, see Morrone (2015a)).

How the Model in Growth Terms Works for the Formal Sector

This section presents the model in growth terms. A set of equations can display the model's behavior in the short term. As mentioned earlier, the model works with full underemployment, since all workers can find jobs in the informal sector. The growth rate of employment is endogenous, being the difference between the output growth rate and the labour productivity growth rate. The latter stems from the Kaldor-Verdoorn Law (KV).

³See Taylor (1976, p. 219-222) for more details.

Starting with $x \equiv l\epsilon$, where x is output, l stands for labour, and ϵ is the average labour productivity, we can calculate labour growth rate as: $\hat{l} = \hat{x} - \hat{\epsilon}$. Here, following the Kaldor-Verdoorn relationship (Kaldor, 1968), the growth rate of the aggregate labour productivity ($\hat{\epsilon}$) depends on the autonomous productivity (ϵ) and on output growth (\hat{x}) as follows:

$$\hat{\epsilon} = \epsilon + \gamma_0 \hat{x} \quad (8)$$

The term on the right, γ_0 , reacts to industrial policy, human capital, and trade openness (Rada 2012). Replacing relation 8 (the KV Law) in the labour growth equation we have as a result:

$$\hat{l} = (1 - \gamma_0)\hat{x} - \epsilon \quad (9)$$

The equation 9 means that employment grows if demand grows faster than autonomous labour productivity and KV coefficient, γ_0 .

Turning now to output growth, we can examine which variables drive it. As before, demand triggers output growth in the short term. The model's closure follows Keynesian lines. Equation 10 exhibits the macroeconomic balance between saving and investment. The total saving is the sum of saving out of profits and foreign saving,

$$s\pi x + e\left(\frac{p^*}{p_t}\right)fx - k - i = 0 \quad (10)$$

where π , and f ($f = \frac{m}{x_t}$) stand respectively for the profit-share and the share of imports in supply.

Starting with the saving-investment balance equation (10) and abstracting from intermediate goods this equation can be solved to x as follows.

$$x = \frac{k + i}{s\pi + e\left(\frac{p^*}{p_t}\right)f} \quad (11)$$

Total differentiation of the equation in respect to exports (k_t), investment (i_t), saving rate (s) and real exchange rate, $e_r = e\left(\frac{p^*}{p_t}\right)$, produces the equation for output growth:

$$\hat{x} = \frac{i}{i+k}\hat{i} + \frac{k}{i+k}\hat{k} + \frac{s\pi}{s\pi + e_r f}\sigma(\hat{w} - \hat{\epsilon}) - \frac{e_r f}{s\pi + e_r f}\hat{e}_r \quad (12)$$

or,

$$\hat{x} = \mu_1 \hat{i} + (1 - \mu_1)\hat{k} + \mu_2 \sigma(\hat{w} - \hat{\epsilon}) - (1 - \mu_2)\hat{e}_r \quad (13)$$

where:

$$\frac{i}{i+k} = \mu_1, \text{ and } \mu_2 = \frac{s\pi}{s\pi + e_r f};$$

\hat{w} = growth rate of the wages in the formal sector;

$\hat{\epsilon}$ = growth rate of the labour productivity in the formal sector.

The saving's growth rate, \hat{s} , responds negatively to a higher wage share, $\hat{s} = -\sigma\hat{\psi}$, where $\hat{\psi} = \hat{w} - \hat{\epsilon}$ stands for the wage share's growth rate in the formal sector and σ is the elasticity of saving with respect to the wage share. Investment and exports react to demand and wages (or profits) as follows:

$$\hat{i} = \hat{i}_0 + \phi_x \hat{x} - \phi_\psi \hat{\psi} \quad (14)$$

$$\hat{k} = \hat{k}_0 + \theta_x \hat{x} - \phi_\psi \hat{\psi} + \theta_e \hat{e}_r \tag{15}$$

where \hat{i}_0 is the autonomous investment and \hat{k}_0 is the autonomous growth rate of exports, also called the incoming (or trend) growth rate of investment and the incoming growth rate of exports respectively. Additionally, employing the equations 14 and 15, and adding further algebraic manipulation, we can rewrite the equation for output growth as:

$$\hat{x} = \chi_1 \hat{i}_0 + \chi_2 (\hat{w} - \hat{e}) + \chi_3 \hat{e}_r + \chi_4 \hat{k}_0 \tag{16}$$

where:

$$\begin{aligned} \chi_1 &= \frac{\mu_1}{1 - \mu_1 \phi_x + (1 - \mu_1) \theta_x} \\ \chi_2 &= \frac{(1 - \mu_1) \theta_\psi + \mu_1 \phi_\psi - \mu_2 \sigma}{1 - \mu_1 \phi_x + (1 - \mu_1) \theta_x} \\ \chi_3 &= \frac{(1 - \mu_1) \theta_e - (1 - \mu_2)}{1 - \mu_1 \phi_x + (1 - \mu_1) \theta_x} \\ \chi_4 &= \frac{1 - \mu_1}{1 - \mu_1 \phi_x + (1 - \mu_1) \theta_x} \end{aligned}$$

A precondition for model economic meaning is that χ_1 and χ_4 must be positive. This requirement is met when the accelerator (ϕ_x) is closer to one (For details, see Rada (2007)). The remaining two coefficients χ_2 and χ_3 measure the impact of changes in income distribution and capture the effect of exchange rate depreciation on exports. A χ_2 lower than one makes the economy wage-led, a situation where higher wages provoke a surge in domestic demand that compensates the very small negative impact on exports and on investment. Conversely, $\chi_2 > 1$ indicates a growth regime led by profits. In this case, higher profits stem investment triggering economic activity. Employing equations (8), (9), and (16) we can rearrange them to show the key macroeconomic variables:

$$\hat{x} = \frac{1}{1 - \gamma_0 \chi_2} [\chi_2 (\epsilon - \hat{w}) + \chi_1 \hat{i}_0 + \chi_3 \hat{e}_r + \chi_4 \hat{k}_0] \tag{17}$$

$$\hat{x} = \frac{1}{1 - \gamma_0 \chi_2} [\epsilon + \gamma_0 (\chi_1 \hat{i}_0 + \chi_3 \hat{e}_r - \chi_2 \hat{w} + \chi_4 \hat{k}_0)] \tag{18}$$

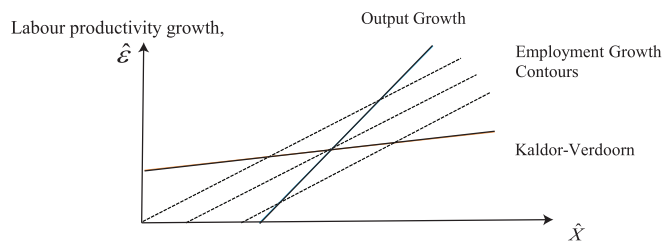
$$\hat{I} = \frac{1}{1 - \gamma_0 \chi_2} [(1 - \gamma_0) (\chi_1 \hat{i}_0 + \chi_3 \hat{e}_r - \chi_2 \hat{w} + \chi_4 \hat{k}_0) - (1 - \chi_2) \epsilon] \tag{19}$$

Having set these equations, we are able to analyse how the key variables (output, labour productivity, and formal employment) react to exogenous shocks. A higher autonomous productivity ϵ , ceteris paribus, raises average labour productivity setting a chain impact on output and employment. The results can stimulate output and employment growth or not. Once χ_2 is negative (the wage-led regime case), output and employment drop. On the contrary, output and employment grow if $\chi_2 > 1$ (the profit-led case). Finally, an intermediary case occurs when the economy is weakly profit-led ($0 < \chi_2 < 1$).

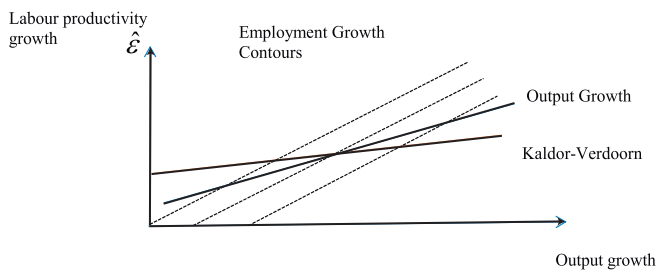
In this case only employment growth deteriorates. Visually, these regimes can be presented in Figure 2 (a), and (b), borrowed from Rada (2012).

Rada (2007, 2012) sets up an interesting model that explores the determination of output, employment and labour productivity in the formal sector in two scenarios: a strongly profit-led economy and a weakly profit-led regime. In Figure 2, the intersection between the Kaldor-Verdoorn relation and output curves indicates labour growth. In this figure, effective demand is weakly profit-led. For instance labour growth is zero on the employment growth contours (lines containing a 45 degree slope). When equilibrium moves to the northwest region, employment creation diminishes, leading to a phenomenon usually known as jobless growth. From the analysis of the figure, an increase in the labour productivity growth rate does not substantially increase output growth.

In contrast, we have the case for a strong profit-led regime in Figure 2 (b). Here the output growth schedule's slope is shallow. In this scenario, a rise in the labour productivity growth rate (an upward shift of the KV schedule) stimulates employment growth considerably. Last but not least, a wage-led regime will present a negative sloped output growth schedule. (For more details, see Rada (2007) or Ocampo (2009)).



(a): Output, productivity, and employment equilibrium determination when output schedule has a slope higher than 45 degree.



(b): Output, productivity, and employment equilibrium when output schedule presents a slope lower than 45 degree.

Source: author's estimations

Figure 2: Output, labour productivity and employment for the formal sector

3.2 The Social Accounting Matrix and Calibration

Our Social Accounting Matrix (SAM) comes from Morrone (2015b). To construct the SAM, Morrone (2015b) used data from the System of National Accounts (SNA-IBGE, 2011). Following Rada (2010), he applied the shares of output from informal and formal sectors as weights to estimate the size of the two sectors. Those statistics about informal value added come from Hallak (2012). Thereafter, he aggregated all the informal sector transactions into a unique informal sector. A similar procedure was adopted to aggregate the set of formal activities into the formal sector. (For more details, see Morrone (2015a)). In this study, the informal sector was defined as a subdivision of the household sector in the System of National Accounts - SNA, characterized by a particular way of organizing the production and an unclear division between labour and capital. This sector includes businesses not officially registered. Informal labour has two main component parts: autonomous labour and employees without legal contracts. For simplicity, he assumed that the informal sector uses informal labour only.

The SAM includes two sectors and two households. The formal sector incorporates high productivity agriculture, industry and services. The Brazilian SAM for 2006 attempts to measure informality and its relation to the formal sector. The analyses of the SAM and its components reveal the importance of the informal sector and the relative degree of structural interdependence within the Brazilian economy. Table 3 illustrates important statistics for the two sectors.

At a glance, Table 3 shows a substantial difference in labour productivity between the two sectors. Formal sector workers are on average 8.4 times more productive than workers in the informal sector. Rada (2010) estimated that formal workers are 9.1 times more productive than informal workers in India for 1999. In this vein, the creation of jobs in the formal sector and further increases in productivity are important requirements for sustainable economic growth.

However, to achieve sustainable growth, improvements in the labour productivity of informal sector workers are required (Lewis 1954). The increase in productivity in the informal sector releases labour that can migrate towards the formal sector. The transfer of workers from the informal sector to the formal sector leads to a rise in average labour productivity in the whole economy (de Vries et al., 2012). This is a precondition for many developing economies that pursue a robust and sustainable growth.

Tabela 3: Summary indicators for Brazil for year 2006.

Economic Indicators	
Relative labour productivity (formal/informal)	8.39
Relative wage (formal/informal)	4.38
Informal employment (% of total)	57.59
Capitalist's savings rate	38.12
Saving rate formal HH (%)	9.45
Saving rate informal HH (%)	3.82
Current account balance/GDP (%)	-0.97

Source: Morrone (2015b)

Table 3 reveals a strong inequality between the two sectors. Labour remuneration in the formal sector is on average about four times higher than in the informal sector. Rada (2010) found that the relative wage (formal/ informal) was 5.5 for India during the late 1990s. When we consider that labour remuneration in the informal sector includes both capital and labour remunerations, this difference should be even greater.

In addition, there are also significant differences in terms of employment indicators. The informal sector employs 53.70 million people, while the formal sector absorbs only 39.54 million. This illustrates the informal sector's role as a creator of jobs and its capability to absorb surplus labour.

As we turn now to the main parameters and exogenous variables of the model, it is vital to underscore their importance. They serve as key variables to feed our model. Table A.1 in the appendix, displays the incoming (trend) growth rates of macroeconomic variables and parameters of the model. Most of the parameters come from national accounting, literature, or chosen ad hoc. In this sense, a major data source is the SAM for 2006 from Morrone (2015b).

The share of investment $\mu_1 = \frac{i}{i+k}$ is 0.54 in Brazil, and the share of savings to total savings is 24 per cent in the country for 2006. The profit-share comes from the national accounting data, being equal to 39 per cent. The domestic savings- total savings share (μ_2) is 38%. Savings from capitalists, formal and informal workers are 38, 9.4, and 3.8 per cent respectively.

We chose ad hoc plausible values for the remaining exogenous variables and parameters. The accelerator, ϕ_x , is equal to one in agreement with the international empirical evidence (See Naastepad, 2006). A higher wage share has a negative effect on investment and exports (both elasticities are equal to -0.20). The external demand reacts to an exchange rate depreciation with an elasticity of one. Lastly, according to Thirlwall (1983), the Kaldor-Verdoorn coefficient (γ_0) is 0.3.

These parameter values help to solve the remaining variables. Other parameters and exogenous variables such as χ_1 , χ_2 , χ_3 , and χ_4 come from macroeconomic data. In this way, $\chi_2 = 0.02$ indicates that the economy is weakly profit-led. As before, a positive and lower than one indicates a weakly profit-led economy. In other words, changes in the wage-share have an impact on output through χ_2 . The remaining parameters and growth rates of exogenous variables are in the appendix (Table 5).

4 Comparative Statics' Results for the Formal Sector

This section discusses the simulation results of four experiments: a surge of autonomous investment growth rate from 1.5 to 2%, a rise of wages growth rate trend from 1.5 to 3%, a exchange rate depreciation changing from -0.8 to 1%, and an increase in the productivity growth rate (autonomous productivity) from 0.15 to 1%. Table 4 shows the results.

The first row in the table 4 describes the base run results of the model that reproduces the average annual growth rates of formal output, productivity, and employment in Brazil from 2000-2008. The remaining rows display simulation results. Let us begin with the first scenario in row two when a rise in autonomous investment emerges. The results show that the statistics improve all over the board. The key macroeconomic variables (output, productivity, and employment) rise substantially after the investment shock. The

growth of the three macro variables implies that structural change obviously takes place in favour of formal activities.

What does the model predict for the economy when formal wages growth rate increases? In this scenario, both output, labour productivity and employment growth rates present a moderate decrease. It occurs because the economy is weakly profit-led. This outcome might seem inaccurate since the Brazilian economy growth recently was attached to income redistribution. We argue that income transfers answer at least part of the growth in Brazil. In this vein, a positive international scenario, income transfers, and changes in the personal distribution of income triggered growth, overcoming the mild negative impacts of wage growth on output. Carvalho (2016) show that shifts in personal distribution of income can boost demand even if the economy is profit-led. Using econometrics, Araújo (2012) found that Brazil was strongly profit-led from 2001 to 2009.

Furthermore, our result is consistent with the Classical-marxian approach where the profit rate triggers growth in investment and accumulation rates. For instance, Marquetti (2009) employing a Classical-marxian model based on the Cambridge equation, found that Finland and Ireland were driven by profits between 1960 and 2004. Other studies, such as Von Arnim and Rada (2011), obtained similar results using alternative methods for the study of other countries.

So what is the effect of an exchange rate depreciation? The model's outcome suggests that output, productivity, and employment growth rate diminish considerably. The positive impact on exports is insufficient to offset the higher costs of imported inputs. By the same token, price inelastic capital goods imports can create a contractionary outcome as a response to an exchange rate depreciation (Krugman 1978). Storm (1997) and Razmi (2007) present a recent discussion about possible contractionary effects of exchange rate depreciation. Because χ_3 is negative, exchange rate depreciation hurts economic performance. Since Brazil is dependent on capital goods imports, this result is not surprising. Similar results were found in India by Rada (2012) and in Cuesta (1990).

Although Serrano (2012) state that Brazil follows a wage-led regime, our estimates indicate that it was not the increase in wages that promoted economic expansion. Our results suggest that the appreciation of the exchange rate was the key in fostering economic activity in the short/medium term, not wages. A more appreciated rate allows the country to import more capital goods, potentially reducing costs and improving labour productivity. Moreover, Morrone (2016) found empirical evidence that an appreciated exchange rate stimulated the growth of the Brazilian manufacturing productivity in the period 2004-2013. Frenkel (2006) argue that an exchange rate appreciation might increase the level of economic activity in the short/medium term, although not in the long term.

The last row of the table shows that a surge in autonomous labour productivity (ϵ) leads to economic expansion (as a result of a successful industrial policy or a higher human capital growth rate). In the weakly profit-led economy of Brazil, a higher autonomous productivity stimulates output and productivity through the KV Law. Figure 2 (a) illustrates this result. A rise in productivity causes an upward shift on the KV schedule, leading to higher output and productivity growth rates. In contrast, the new equilibrium rests on a higher employment growth contour, diminishing employment growth

substantially.

Tabela 4: Comparative static's results for the formal sector in Brazil, (%)

		Growth (%)		
		Output	Productivity*	Employment
Base run		3.34	1.15	2.19
Investment growth	1.5 – 2%	3.83	1.30	2.53
Wage growth	1.5 – 3%	3.31	1.14	2.17
Exchange depreciation	1%**	2.83	1.00	1.83
Productivity growth	0.15 – 1%	3.36	2.01	1.35

Source: author's calculations.

* Productivity stands for average labour productivity for the formal sector only.

** A rise in exchange rate depreciation from –0.8 to 1%

5 Conclusion

This paper has introduced a model to evaluate the effects of macroeconomic policies on the economy. Specifically, we investigate the short/medium term results of four exercises: a rise in autonomous investment, a surge in formal wages growth rate, an exchange depreciation, and an increase in the growth of autonomous labour productivity.

The results show that the Brazilian economy is weakly profit-led. In this context, a redistributive policy towards labour and exchange rate depreciation does not foster economic growth. On the other hand, policies that provoke a surge in autonomous investment (e.g., via industrial policy), and in labour productivity (e.g. higher human capital) positively affect the economy, boosting output and employment. Our findings underscore the importance of these macroeconomic policies to engender economic expansion.

Referências Bibliográficas

Araújo, L.; Gala, P. (2012), 'Regimes de crescimento econômico no Brasil: Evidências empíricas e implicações de política', *Estudos Avançados USP* 26(75), 41–56.

Carvalho, L.; Rezai, A. (2016), 'Personal income inequality and aggregate demand', *Cambridge Journal of Economics* 40(2), 491–505.

Chang, H. J. (2011), 'Manufacturing: statements, opening statements and manufacturing: statements, rebuttal statements', *The Economist*. Acesso em 20 de mar 2014.

Cuesta, J. L. L. (1990), *Is-fm macroeconomics: General equilibrium linkages of the food market in colombia*, in L. Taylor, ed., 'Social Relevant Policy Analysis: Structuralist Computable General Equilibrium Models for the Developing World', Vol. 1, The MIT Press.

Frenkel, R.; Taylor, L. (2006), 'Real exchange rate, monetary policy and employment', Working Papers n. 19, United Nations, Department of Economics and Social Affairs.

- Hallak, J.; Namir, K. K. L. (2012), 'Setor e emprego informal no brasil: Análise dos resultados da nova série do sistema de contas nacionais - 2000/07', *Economia e Sociedade* 21(1), 93–113.
- Kaldor, N. (1968), 'Productivity and growth in manufacturing industry: a reply', *Economica* 35(140), 385–391.
- Kaldor, N. (1975), 'Economic growth and the verdoorn law. a comment on mr. rowthorn's article', *Economic Journal* 85, 891–896.
- Krugman, P.; Taylor, L. (1978), 'Contractionary effects of devaluation', *Journal of International Economics* 8(3), 445–456.
- Lewis, W. A. (1954), 'Economic development with unlimited supplies of labour', *Manchester School* 28, 139–191.
- Marquetti, A. A.; Koshiyama, D. A. D. (2009), 'O aumento da lucratividade expande a acumulação de capital? uma análise de causalidade de granger para países da ocde', *Revista de Economia Contemporânea (REC)* 13(3), 367–390.
- Morrone, H. (2015a), 'Assessing the impact of distributive policies on the brazilian economy using an scge model', *Economic Systems Research* 27, 1–18.
- Morrone, H. (2015b), 'Formal and informal sectors in a social accounting matrix for brazil', *Revista Análise Econômica UFRGS* 64(33), 27–49.
- Morrone, H. (2016), 'O aumento da demanda estimula a produtividade? uma análise de causalidade de granger para a manufatura brasileira', *Ensaio FEE* 36(4), 979–1004.
- Ocampo, A. C.; Rada, C. T. L. (2009), *Growth and policy in developing countries: A structuralist approach*, Columbia University Press, New York.
- Rada, C. (2007), 'Stagnation or transformation of a dual economy through endogenous productivity growth', *Cambridge Journal of Economics* 31, 711–740.
- Rada, C. (2010), 'Formal and informal sectors in china and india', *Economic Systems Research* 22(2), 129–153.
- Rada, C. (2012), 'Structural transformation in china and india: A note on macroeconomic policies', *Structural Change and Economic Dynamics* 23(3), 264–275.
- Rada, C.; Taylor, L. (2006), 'Developing and transition economies in the late 20th century: Diverging growth rates, economic structures, and sources of demand', Working Papers 34, United Nations, Department of Economics and Social Affairs.
- Razmi, A. M. (2007), 'The contractionary short-run effects of nominal devaluation in developing countries: Some neglected nuances', *International Review of Applied Economics* 21(5), 83–109.

Roncolato, L.; Kucera, D. (2013), 'Structural drivers of productivity and employment growth: a decomposition analysis for 81 countries', *Cambridge Journal of Economics* 38(2), 399–424.

Serrano, F.; Summa, R. (2012), 'Macroeconomic policy, growth and income distribution in the Brazilian economy in the 2000s', *Revista Investigación Econômica* 71(282), 55–92.

Storm, S. (1997), 'Domestic constraints on export-led growth', *Journal of Development Economics* 52(1), 83–120.

Taylor, L.; Bacha, E. L. (1976), 'The unequalizing spiral: A first growth model for belindia', *The Quarterly Journal of Economics* 90(2), 197–218.

Thirlwall, A. (1983), 'A plain man's guide to kaldor's growth laws?', *Journal of Post Keynesian Economics* 5(3), 345–358.

Apêndice A Source of data and parameters

Table 1: Data for output from the System of National Accounts of the Brazilian Institute of Geografy and Statistics (1994–2011). Table of Resources and Uses." Federal Government.

<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/contasnacionais>

Table 3: Data source on formal and informal activities was estimated by Morrone (2015b).

Table 4: Data source came from Morrone (2015b) and author's estimations.

Table 5: Data came from the Social Accounting Matrix for formal and informal activities estimated by Morrone (2015b). Moreover, data from the Institute of Geografy and Statistics (1994–2011), and "Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada" (2009) 'Macroeconomic and Social Statistics' (<http://www.ipeadata.gov.br/>) was also employed.

Tabela A.1: Economic parameters and exogenous growth rates.

Economic parameters and exogenous growth rates	
(a) Major parameters	
π	0.39
μ_1	0.54
μ_2	0.38
γ_0	0.30
χ_1	0.97
χ_2	0.02
χ_3	-0.28
χ_4	0.83
(b) Growth rate of exogenous variables (%)	
\hat{w}	1.58
\hat{e}_r	-0.8
\hat{i}_0	0.15
$\bar{\epsilon}$	1.50
\hat{k}_0	2.00

Source: Morrone (2015b) and author's estimations.

POBREZA INFANTIL NO BRASIL: APLICAÇÃO DA METODOLOGIA ALKIRE-FOSTER DE MENSURAÇÃO DE POBREZA MULTIDIMENSIONAL

MARCELO SETTE MOSANER *

Resumo

O presente estudo propõe exercício de medição inédita da incidência e intensidade da pobreza infantil no Brasil a partir dos dados da PNDS 2006, utilizando a metodologia elaborada por Alkire & Foster (2009, 2011) para mensuração de pobreza multidimensional e sua especificação para pobreza infantil proposta por Alkire & Roche (2012). Conclui-se que, apesar da dificuldade de obtenção de dados primários e da arbitrariedade intrínseca à escolha de dimensões em medidas multidimensionais, os benefícios da metodologia adotada superam essas adversidades em função de sua formulação robusta e intuitiva. Medidas de incidência e intensidade da pobreza são apresentadas para os estratos rural e urbano das cinco macrorregiões do Brasil, esboçando os diferentes perfis de pobreza no Sudeste urbano e Nordeste rural.

Palavras-chave: Pobreza infantil, mensuração da pobreza multidimensional, Alkire-Foster, PNDS, DHS.

Abstract

This article proposes novel insights on the measurement of early childhood poverty incidence and intensity in Brazil, applying Alkire & Foster (2009, 2011) methodology for multidimensional poverty measurement. Brazil National Demographic Women and Child Health Survey (PNDS) 2006 was used. Since PNDS is connected with worldwide Demographic Health Survey (DHS), the specification proposed by Alkire & Roche (2012) with Bangladesh DHS (BDHS) was used to select dimensions. Despite of data and choice constraints, the benefits of Alkire Foster methodology overcome those adversities due to its robust and intuitive formulation. Measures of intensity of poverty as well as its incidence are calculated for urban and rural strata from Brazil's five macro region, drafting on rural northeast and urban southeast contrasting poverty profiles.

Keywords: Child poverty, multidimensional poverty measurement, Alkire-Foster, PNDS, DHS.

JEL classification: I32

DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/1413-8050/ea156652>

* Pontifícia Universidade Católica de São Paulo. E-mail: marcelo7m@gmail.com

Siglas e Abreviações

AC	Abordagem das Capacidades, tradução de Capability Approach
AF	Método Alkire-Foster
BDHS	Bangladesh Demographic Health Survery
DHS	Demographic Health Survery
FGT	Índice Foster Greer Thorbecke
IPM/PNUD	Índice de Pobreza Multidimensional / Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento
OMD	Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (MDG - Millenium Development Goals)
PNSD	Pesquisa Nacional da Saúde da Criança e da Mulher
USAID	United States Agency for International Development

1 Introdução

Este artigo propõe um exercício de mensuração da intensidade e abrangência da pobreza multidimensional em crianças de zero a cinco anos nas cinco macrorregiões do Brasil urbano e rural, com base nos dados da Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde da Criança e da Mulher (PNDS) de 2006, realizada pelo CEBRAP e Ministério da Saúde. A metodologia utilizada foi a de nota de corte dupla proposta por Alkire & Foster (2009, 2011) a partir da adaptação da aplicação feita por Alkire & Roche (2012) para mensuração da pobreza infantil em Bangladesh, usando dados do BDHS (Bangladesh Demographic Health Survey). Tanto a PNDS brasileira como a BDHS são ligadas ao projeto Measure DHS (Demographic Health Survey), investigação global apoiada pela Agência dos Estados Unidos para o Desenvolvimento Internacional (USAID) para construção de indicadores na área de população, saúde e nutrição de mulheres e crianças em países em desenvolvimento.

Os objetivos principais deste artigo são (1) contribuir com a pesquisa e debate sobre mensuração da pobreza multidimensional, buscando uma melhor compreensão de suas vantagens e limitações; (2) introduzir o debate sobre mensuração da pobreza multidimensional infantil no Brasil e (3) avaliar a adequação do método escolhido para atingir esses objetivos¹.

O artigo é dividido em cinco partes além desta introdução: (1) revisão da literatura; (2) apresentação da metodologia utilizada, condições de aplicação e resultados esperados; (3) apresentação da PNDS e adaptação de indicadores ao contexto brasileiro; (4) apresentação de resultados e (5) críticas da aplicação do modelo, restrição de dados e comentários finais.

2 Revisão sobre mensuração da pobreza multidimensional e pobreza infantil

Na década de setenta precipita-se uma crítica dirigida à estreiteza da medição indireta (renda) como principal métrica de desenvolvimento humano. Nesse sentido, diversos economistas elaboraram propostas de “medidas diretas” do desenvolvimento, buscando soluções alternativas à renda como proxy universal para todas as dimensões da vida humana². Amartya Sen aponta para o reducionismo da análise econômica no contexto da economia do bem-estar (*Welfare*) e da Teoria da Escolha Social, apontando para dificuldades de mensuração indireta oriundas da heterogeneidade humana, como a questão das diferentes taxas de conversão de recursos e oportunidades (*capabilities*) em realizações (*functionings*). Nesse sentido, Sen esboça um arcabouço para análise de arranjos sociais baseado em ordenamentos parciais e incompletos, cujo critério primário de avaliação é a evolução do leque de oportunidades efetiva-

¹Inicialmente pensou-se em realizar uma análise comparativa entre os níveis de pobreza captados pelas três edições da PNDS, realizada em 1986, 1996 e 2006. Contudo, devido às alterações significativas na metodologia entre cada edição, este artigo se limita a levantar estimativas do nível de incidência e intensidade da pobreza multidimensional em crianças de zero a cinco anos nas cinco regiões do Brasil rural e urbano, decompondo por dimensões e grupos no ano de 2006. Espera-se que seja possível tecer comparações intertemporais entre as diversas edições da PNDS numa futura contribuição.

²Dentre estes economistas podem citar os trabalhos de James Tobin, William Nordhaus, Lars Orsberg e Andrew Sharpe.

mente disponíveis ao indivíduo - *Capability Approach (CA)*. (Sen 1985, 1992, 1999).

Sen (1985) propôs uma forma de medir o desenvolvimento humano por meio de uma matriz a_{ij} de i vetores de capacidades e funcionamentos em j vetores de dimensões para mensurar a evolução das liberdades reais dos indivíduos. Uma segunda contribuição do autor foi a concepção de que medidas de pobreza e desigualdade devem conter primeiro uma fase de identificação da população "pobre" seguida por uma segunda fase de agregação, por subgrupos ou dimensões. Ao passo que as maiores críticas à CA apontam para as dificuldades de operacionalização desse marco conceitual³, foi justamente na área da mensuração da pobreza multidimensional que emergiram as possibilidades mais relevantes de operacionalização deste marco normativo inicialmente elaborado por Sen, fruto também do desenvolvimento recente de técnicas de mensuração derivadas de medidas unidimensionais (Atkinson 2003, Bourguignon & Chakravarty 2003, Tsui 2001). Dentre essas abordagens destaca-se a metodologia desenvolvida por Alkire & Foster (2011, 2009) que propõe um conjunto de medidas intuitivas e axiomáticas de contagem de dimensões (Atkinson 2003) e derivadas do índice FGT (Foster Greer Thorbecke), que capturam não apenas a taxa de incidência (H = headcount) como também a intensidade média da pobreza (A = average deprivation) originando a medida M_0 , que é a taxa de incidência de pobreza ajustada à sua intensidade⁴. Suas principais vantagens são a capacidade de decomposição entre unidade de análise (família ou indivíduo), dimensões e regiões, seu caráter intuitivo e de fácil compreensão (M_0 é obtido pela simples multiplicação de H e A), e o respeito a axiomas centrais à medição da pobreza e desigualdade.

Diversos autores nas áreas de ciências sociais e ciências médicas têm apontado para as vantagens cognitivas e comportamentais relacionadas às intervenções sociais na infância, especificamente apontado para a relação viciosa e prejudicial de privações na primeira infância ao desenvolvimento de capacidades ao longo da juventude e vida adulta⁵. Neste estudo, focaremos nos métodos disponíveis na literatura para identificar essas privações, realizando uma aplicação de AF a partir dos dados da PNDS.

Segundo Alkire & Foster (2011), embora o enfoque multidimensional tenha aplicação ainda restrita na literatura sobre desenvolvimento econômico, este tem sido o enfoque predominante na literatura recente sobre pobreza infantil, estimulado por convenções e cúpulas internacionais⁶. A especificação proposta pelos autores utiliza a metodologia AF para mensurar não apenas a incidência da pobreza infantil (H) – como já fora realizado no estudo da UNICEF (2007) – mas também sua intensidade (A), apresentando ao menos duas vantagens: (1) possibilita o estudo do impacto da incidência simultânea de privações em múltiplas dimensões do desenvolvimento infantil, provendo maior subsídio para políticas públicas e (2) respeita axiomas relevantes que garantem que mudanças de status nas crianças abaixo da linha de pobreza multidimensional k sejam captadas.

³Flávio Comim (2008, p. 160) cita os principais críticos à capacidade de operacionalização da AC.

⁴Para notação matemática e prova dos axiomas consultar Alkire & Foster (2009).

⁵Para mais informações, ver Shonkoff & Phillips (2000), dentre outros.

⁶Alkire & Roche (2012) citam a Convenção dos Direitos da Criança (1989), Cúpula Mundial para Crianças (1990) e a declaração "Um mundo para as Crianças" (2002).

Tabela 1: Metodologia Alkire-Foster aplicada aos dados da PNDS

Etapa	Descrição	Comentários/critério adotado
1	Escolha da unidade de análise.	Crianças de até cinco anos de idade
2	Escolha das dimensões de avaliação	Acesso à água, Saneamento Básico, Acesso à Habitação, Acesso à Informação, Saúde e Nutrição
3	Escolha de variáveis para cada dimensão	16 variáveis da PNDS, avaliando 6 dimensões (detalhadas na Tabela 2)
4	Definição de notas de cortes dimensionais	Definidas de acordo com literatura identificando os mínimos padrões aceitáveis em cada dimensão (detalhes na Tabela 2)
5	Atribuição de pesos relativos	Foram atribuídos pesos iguais às seis dimensões.
6	Construção da matriz censurada	A matriz a_{ij} construída com variáveis em i dimensões é censurada para preservar a informação referente à parcela identificada como "pobre" em cada dimensão, de acordo com a nota de corte atribuída na etapa 4.
7	Definição da nota de corte multidimensional (k)	Contagem do número de dimensões em que a criança mostrou privações. Nesse caso, $0 \leq k \leq 6$
8	Aplicação de k	Aplicação da nota de corte arbitrada. Resultados são mostrados para cada valor do intervalo $1 \leq k \leq 6$ no Gráfico I.
9	Cálculo da incidência da pobreza ou "headcount" (H)	A incidência da pobreza H é a proporção do número de crianças identificadas como "pobres" pela nota de corte k , pelo total da mostra (n).
10	Cálculo da Intensidade média da pobreza (A)	Divisão da carga total de privações sofridas nas 14 variáveis pelo número total de crianças "pobres".
11	Cálculo da incidência ajustada à intensidade da pobreza (M_0)	Multiplicação entre H (%) e A (%).
12	Decomposição por subgrupos	Resultados foram decompostos regionalmente em dez estratos, medindo H, A , e M_0 nas cinco macrorregiões do IBGE para o Brasil urbano e rural. A decomposição foi realizada também por dimensão, comparando o Nordeste Rural com o Sudeste Urbano. Por fim, foi possível cruzar dados sobre benefícios do governo para a população com mais intensidade da pobreza ($k \geq 3$).

Fonte: Alkire & Foster (2009, 2011). Elaboração do autor.

Nesse contexto, a pobreza em crianças foi foco de estudo de Alkire & Roche (2012), que com base em dados do BDHS (Bangladesh Demographic Health Survey) analisou a evolução na pobreza sofrida por crianças com menos de cinco anos de idade nas cinco províncias de Bangladesh entre os anos de 1997 e 2007, em quatro rodadas da pesquisa. A BDHS é apoiada pelo USAID, que também apoia a PNDS no Brasil, compartilhando parcialmente o questionário e estrutura da pesquisa. A base de dados utilizada neste estudo foi exclusivamente a PNDS 2006 (Brasil (2006)), realizada pelo CEBRAP sob os auspícios do Ministério da Saúde, que contou com informações sobre aproximadamente cinco mil crianças nos estratos urbano e rural nas cinco regiões do Brasil.

A proposta do presente estudo é mostrar as possibilidades de aplicação de AF para mensuração e análise da pobreza infantil no Brasil usando dados da PNDS 2006 – a mais recente disponível – avaliando criticamente a viabilidade dessa aplicação em função da metodologia e da base de dados disponível.

3 Metodologia Alkire-Foster para mensuração da pobreza multidimensional

Alkire & Foster (2009) e Alkire & Foster (2011) propõem uma adaptação do índice FGT à abordagem multidimensional, possibilitando mensurar incidência e intensidade da pobreza, unindo a abordagem da união e intersecção proposta por Atkinson (2003) à literatura recente de contagem aplicada à pobreza multidimensional (Tsui 2001, Bourguignon & Chakravarty 2003, dentre outros).

A metodologia foi desenvolvida no contexto de operacionalização da Abordagem das Capacidades (AC), originalmente desenvolvida por Sen, que avalia o desenvolvimento humano em termo da evolução das capacidades (capabilities) e funcionamentos (functionings, ou realizações) efetivamente disponíveis no leque de opção de “seres” e “fazeres” de cada indivíduo. Sen propõe a construção de i vetores de capacidades e j dimensões compondo a matriz a_{ij} de realizações (Sen 1985, 1992, 1999).

A função de identificação $\rho: R_+^d \times R_+^d \rightarrow 0,1$ mapeia as realizações do indivíduo i no vetor $d_{yi} \in R_+^d$ e no vetor de notas de corte z em para cada variável de modo que $\rho(y_i; z) = 1$ se o indivíduo i for pobre e $\rho(y_i; z) = 0$ caso contrário. A aplicação da função de identificação ρ para cada vetor de realizações individuais gera o conjunto $Z \subseteq 1, \dots, n$ de pessoas “pobres” em y para dado z . A etapa de agregação associa ρ com a matriz y e o vetor de notas de corte z com um nível de pobreza multidimensional $M(y; z)$. A filtragem binária de privações 0,1 é especialmente útil para uma série de propriedades axiomáticas como o foco na pobreza e o foco em privações. A metodologia é composta de 12 passos que são detalhados em Alkire & Foster (2009, 2011), Alkire & Roche (2012) e outros e sintetizados no Quadro 1.

A primeira parte da aplicação (passos um a quatro) compreende a escolha da unidade de análise (domicílio, indivíduo ou subgrupos, nesse caso, crianças de até cinco anos), a escolha das dimensões de avaliação (no caso, as seis dimensões usadas no estudo de Alkire e Roche foram replicadas, adaptando ao caso brasileiro, conforme o Quadro 2), a escolha de variáveis em cada dimensão e as notas de cortes relativas a esses indicadores. Por exemplo, três variáveis da PNDS relativas aos índices altura-idade, altura-peso e peso-idade

(respectivamente (XF_310INDI, XF_320INI e XF_330INDI)⁷ foram definidas como indicador da dimensão nutricional. A nota de corte dimensional adotada é estabelecida como crianças cujo score é menor do que dois desvios-padrão da série para qualquer uma das três variáveis, de acordo com a recomendação da OMS.

No quinto passo determina-se a ponderação das dimensões. Existe um longo debate acerca da metodologia para escolha de pesos em estudos multidimensionais (Decanq & Lugo 2008), e adotamos neste estudo o critério de pesos iguais para as dimensões, seguindo o pressuposto original dos autores da metodologia, de que na falta de evidências substantivas de taxas de substituição entre dimensões e devido ao seu caráter não-hierárquico e incomensurável não há justificativa para pesos diferentes (Alkire & Santos 2013). Uma análise mais apurada poderá prover no futuro pesos diferentes que reflitam trade-offs dentre investimentos públicos entre dimensões. O sexto passo prevê a supressão das observações de indivíduos acima da nota de corte dimensional, para tratamento apenas dos que estão abaixo da linha de pobreza (“censor matrix”). Tal tratamento é essencial para cumprir com o axioma de foco na pobreza. Nos sétimo e oitavo passos a nota de corte multidimensional k é definida e aplicada. Normalmente adota-se a nota média, nesse caso $k = 3$. Esse parâmetro é flexível e recomenda-se na prática estudar o impacto dos vários valores de k sobre a distribuição de pobreza de uma população (Gráfico 1). Os passos subsequentes tratam do cálculo de H (incidência), A (intensidade) e M_0 (incidência da pobreza ajustada à intensidade). A medida “ H ” (Headcount) é análoga à medida utilizada na abordagem unidimensional e conta a proporção de indivíduos considerados pobres em função da população total analisada. A intensidade média da pobreza (A) é obtida pela divisão da carga total de privações que cada criança está exposta individualmente pelo número total de crianças consideradas “pobres” de acordo com cada nota de corte k estipulada. Segue-se (passo onze) o cálculo de M_0 pela simples multiplicação entre H e A , provendo uma medida de incidência ajustada à intensidade da pobreza e (passo doze) exercícios de decomposição por subgrupos, de acordo com o objetivo do estudo.

Para fins ilustrativos, consta no Apêndice a decomposição de $H(n)$, $H(\%)$, A e M_0 para os 10 estratos da PNDS, compostos pelas cinco macrorregiões do Brasil segundo o IBGE, segmentados em meio urbano e rural. Por meio do cruzamento de dados com outro questionário usado pela PNDS foi possível relacionar também a quantidade de domicílios considerados “pobres” ($k \leq 3$) que recebem benefícios do governo, como Bolsa Família, Bolsa Escola, Leite (em pó, caixinha ou saquinho), Cesta Básica, Cartão Alimentação e Auxílio Gás nos estratos urbanos, rurais e no total. Outra análise realizada foi a comparação entre quais dimensões mais afetam a pobreza multidimensional em cada estrato, fazendo comparação ilustrativa entre o caso do Nordeste Rural e o Sudeste Urbano.

A metodologia AF respeita uma série de axiomas centrais à literatura de pobreza e desigualdade, assim como suas adaptações para o enfoque multidimensional. Em síntese, esses axiomas asseguram certas propriedades relevantes à sua aplicação, como invariância à replicação, o que equivale a afirmar

⁷ Sempre que possível mantivemos o nome original das variáveis na base de dados primários da PNDS para fins facilitar verificação dos resultados e estudos futuros. Nos casos em que foi necessário construir variáveis a partir da agregação das questões originais adotou-se a nomenclatura “XX” ao final do nome da variável, como em M493JL_XX e D027XX.

que a pobreza é avaliada relativamente ao tamanho da população, garantindo que comparações corretas podem ser feitas entre populações de diferentes tamanhos e a simetria que permite que a simples troca de posição entre duas pessoas não altere a medida de pobreza (Alkire & Foster 2009). Outro conjunto de axiomas respeitados por AF certificam que a medida reflita apenas alterações na população “pobre” sem ruídos gerados por outras alterações na população não identificada na zona de pobreza, assim como é capaz de identificar movimentações abaixo da “linha da pobreza” (*Poverty Focus*) captando movimentações de saída da área de pobreza justificadas por melhorias em uma ou mais dimensões (*Deprivation Focus*). O caráter monotônico de uma medida de pobreza tem o sentido de assegurar o nível de pobreza decresça (ou ao menos se mantenha estável) no caso de haver uma melhora na situação de indivíduos em uma determinada dimensão.

4 Adaptação de variáveis selecionadas da PNDS para mensuração da pobreza infantil no Brasil em 2006: uma adaptação de AF

A PNDS é uma pesquisa direcionada à saúde da mulher com ênfase na saúde sexual, gestação e saúde da criança. Sua utilização se deve – em parte – ao exercício de replicar à especificação de Alkire & Roche (2012) por conta do vínculo do banco de dados com a estrutura DHS, assim buscando compatibilizar a medida com a literatura internacional sobre dimensões do desenvolvimento – e em parte – e devido à insuficiência de outras bases de dados com amplitude nacional que contenham dados desagregados por criança e domicílio nas dimensões selecionadas.

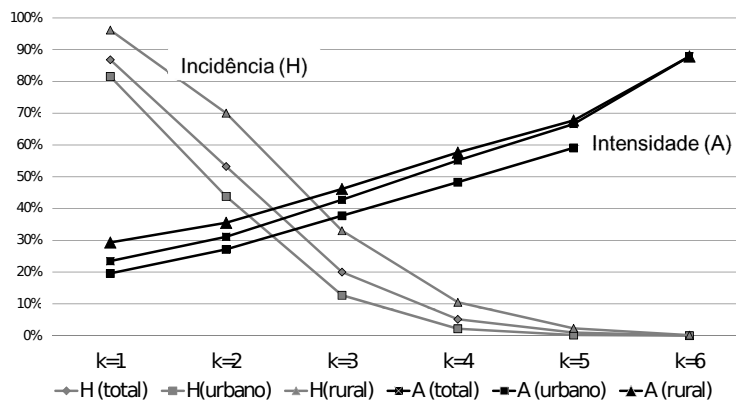
Essa opção pela PNDS reflete também o objetivo de debater os problemas de adaptação de pesquisas setoriais a exercícios de mensuração da pobreza multidimensional. Devido ao enfoque recente desse tipo de análise, são poucos os censos e pesquisas domiciliares cujos questionários possam ser utilizados para esse fim. Contudo, ao combinarmos os dados dos questionários sobre o domicílio e sobre a saúde da mulher e da criança constantes da base de dados da PNDS, ainda assim foi possível reproduzir minimamente um estudo sobre pobreza multidimensional no Brasil, produzindo indicadores sintéticos sobre intensidade e abrangência da pobreza nas seis dimensões originalmente propostas por Alkire & Roche (2012). Os dados sobre acesso à água, saneamento básico, acesso à habitação decente e acesso à informação foram extraídos da base de dados do domicílio, ao passo que os dados sobre nutrição e saúde da criança foram extraídos da base de dados sobre os filhos. As informações foram agregadas a partir da identificação dos domicílios presente no questionário dos filhos, o que possibilitou a análise de dados de 4.816 crianças.

Diversas simplificações tiveram de ser feitas para a realização deste estudo: originalmente a dimensão saúde é avaliada pela vacinação até os dois anos de idade, sendo considerada em situação de privação a criança que não tiver recebido ao menos oito vacinas relacionadas pela OMS, incluindo poliomielite e BCG ou que, mesmo tendo recebido essas vacinas, não tenham recebido tratamento para diarreia ou doenças respiratórias agudas. A base de dados do PNDS 2006 não inclui dados sobre vacinação, por isso a dimensão saúde teve de ser reduzida apenas ao tratamento da diarreia para as crianças que tiveram a doença (cerca de 20% da mostra). As crianças que não receberam nenhum

tratamento dentre todos os perguntados foram identificadas com privações na dimensão saúde, e conseqüentemente em estado de pobreza nessa dimensão. Nos casos em que o respondente declarou que a criança teve diarreia, mas não respondeu acerca do tratamento, também foi considerado que a criança não recebeu nenhum tratamento. Em suma, o exercício de aplicação de Alkire-Foster na PNDS envolveu a adaptação das seis dimensões originalmente escolhidas para a realidade brasileira, limitando a análise aos dados disponíveis na PNDS, conforme o Quadro 2, que relaciona as variáveis originais aplicadas na BDHS e as variáveis selecionadas da PNDS brasileira, contextualizando os motivos de suas escolhas.

5 Resultados

O resultado do estudo é uma base dinâmica contendo dados de 4.816 crianças com capacidade de decomposição por idade, estrato, dimensão, intensidade (A) e incidência (H) da pobreza, assim como a incidência ajustada à intensidade (M_0). O formato flexível de AF permite decomposição de dados de acordo com o propósito específico do estudo, respeitando o princípio de incompletude e ordenamentos parciais defendidos por Sen. Nesta seção são apresentados alguns dados obtidos neste estudo de modo a ilustrar a metodologia. O Gráfico 1 prevê uma ilustração dos percentuais de H , A e M_0 quando a nota de corte multidimensional k varia de um a seis dimensões.



Fonte: Elaboração do autor, com dados da PNDS 2006

Figura 1: Incidência e Intensidade da pobreza para notas de corte k de uma a seis dimensões

A Tabela 3 ajuda a compreender a função de M_0 ao indicar o índice de incidência da pobreza ajustado à intensidade, ou seja, pessoas que sofrem de privações simultâneas em mais dimensões, tem maior intensidade da pobreza (A), que é a média ponderada de privações computadas individualmente em

Tabela 2: Adaptação de critérios e notas de corte para as seis dimensões consideradas pelo estudo de Alkire e Roche (2011).

Dimensão	Critério BDHS	Indicadores (PNDS 2006)	Nota de corte
Acesso à água	Acesso à fonte segura de água potável. (DHS)	* D020_AGUA : Se a água para beber é filtrada, fervida ou tratada.	Água usada para beber não é filtrada, fervida ou tratada.
Saneamento Básico ^o	Uso de banheiros insalubres (latrina a céu aberto, vala aberta, etc.) e acesso à rede de esgotos.	D017_AGUA : Se há acesso adequado à água canalizada. ** D021_BANH : Se há banheiros no domicílio; D022_ESCO : Se o domicílio é ligado a rede de esgotos, mesmo por fossa séptica.	Domicílio não possui acesso adequado à água canalizada OU não possui banheiros no município OU não é ligado a rede de esgotos nem possui fossa séptica ligada à rede.
Acesso à Habitação	Crianças vivendo em casas sem detalhado e em casas com chão de terra batida e outros materiais considerados insalubres.	D023B_ELET: Se há eletricidade no domicílio; **** D027XX: Se há menos de três pessoas dormindo por dormitório, conforme critério da UNHABITAT; D028_MATE, D029MATE: Qualidade da cobertura das paredes; *** D030_MATE : Qualidade do piso. O piso não pode ser de terra batida ou madeira emparelhada.	Se não houver eletricidade no município OU três ou mais pessoas por dormitório (na média domiciliar) OU qualidade dos materiais insuficiente.
Acesso à Informação	Crianças (acima de 3 anos) sem acesso à rádio ou televisão.	D024_ACES: Acesso à internet no domicílio; D025A2 (Rádio) e D025B (Televisão). Se o domicílio tem acesso à algum dos três meios de comunicação.	Criança maior de 3 anos não possui acesso ou à rádio, ou a televisão ou a internet.
Saúde	Criança não foi imunizada (leque de 8 vacinas) até os 2 anos ou não recebeu tratamento para diarreia e doenças respiratórias agudas.	Não constam informações sobre vacinação no PNDS, nem sobre o tratamento para doenças respiratórias agudas, então foram usados os dados para tratamento de diarreia para as crianças que tiveram a doença.(M493JL_XX).	Criança não recebeu nenhum tipo de tratamento no caso de diarreia.
Nutrição	Crianças mais de dois desvios padrão abaixo da norma da OMS para desnutrição nos índices altura-idade, altura-peso e idade-peso.	Índice de desnutrição altura-idade (XF310_INDI), peso-idade (XF_320_INDI) e peso-altura (XF_330_INDI).	Criança é considerada desnutrida em ao menos um dos três índices.

Fonte: Elaboração do autor. Dados originais obtidos em: Brasil (2006); Alkire & Santos (2013); IETS (2004).

* A questão D019_AGUA relaciona a origem da água para beber (rede geral, poço, cacimba, rios, cisterna, etc.) mas não é possível fazer uma avaliação consistente da qualidade da água e nem distância de acesso às fontes pelos dados da PNDS 2006.

** Considera-se adequado o abastecimento através de rede geral com canalização interna ou através de poço ou nascente com canalização interna. (IETS 2004)

*** Segundo as notas explicativas da PNAD, consideram-se duráveis os domicílios em que a cobertura é feita de telha, laje de concreto, madeira aparelhada ou zinco, e as paredes são de alvenaria ou madeira aparelhada.

**** Optou-se por manter o indicador de eletricidade devido à permanência de áreas rurais nos quais a eletricidade não foi universalizada. Na mostra estudada, 4.20% dos domicílios ainda não tinha acesso à eletricidade. A quantia de domicílios sem eletricidade e sem privações nos outros indicadores da dimensão habitação representaram apenas 0.01% da mostra.

cada criança, dividida pelo número total de crianças consideradas “pobres” em múltiplas dimensões da vida. Como $M_0 = HA$, M_0 é sensível às alterações de status individual entre as dimensões. A segunda nota de corte k , que é calculada intuitivamente por meio da contagem do número de dimensões em que a criança foi identificada como pobre, pode ser usada como parâmetro de seleção de população para enfocar estudos ou políticas focadas em determinados serviços ou populações-alvo.

Tabela 3: Número de crianças identificadas como “pobres”, taxa de incidência e intensidade e M_0 para seis notas de corte multidimensionais.

	$k = 1$	$k = 2$	$k = 3$	$k = 4$	$k = 5$	$k = 6$
Crianças identificadas	4182	2565	964	249	46	3
H (incidência)	86,84%	53,26%	20,02%	5,17%	0,96%	0,06%
A (intensidade)	23,47%	31,11%	42,74%	55,13%	66,60%	87,88%
M_0 (incidência ajustada à intensidade)	20,38%	16,5%	8,55%	2,85%	0,64%	0,05%

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da PNDS 2006.

No caso da PNDS, podemos ver que embora cerca de 87% da população sofra de privações em ao menos uma dimensão, a intensidade da pobreza nesse estrato é a menor dentre os seis estratos na Tabela 3, cerca de 23%, enquanto o pequeno grupo de três crianças que sofrem de privações em todas as seis dimensões analisadas tem a maior taxa de intensidade da pobreza, com quase 88%. O fato de M_0 ser calculado pela simples multiplicação de H e A carrega uma rationale de compensar políticas públicas que privilegiem a população mais excluída, que sofre simultaneamente um maior número de privações. Uma vez que essa medida passa a ser usada por diversos países (como o México e a Colômbia, por exemplo) é possível que haja uma focalização em torno dos mais pobres dentre os pobres, o que parece ser uma boa alternativa complementar aos programas de transferência de renda condicionados, uma vez que esses programas tendem a privilegiar a população imediatamente próxima à linha de pobreza monetária, por vezes desprezando movimentações entre dimensões e abaixo da linha de pobreza.

Nesse sentido, foi possível também traçar um perfil do grupo com maiores taxas de intensidade da pobreza que é o grupo formado por crianças que sofrem de privações em três ou mais dimensões ($k \leq 3$). O grupo que sofre de privações em três dimensões é interessante porque, apesar de ser o terceiro grupo em termos de índice de pobreza ajustado (M_0), com cerca de 8,55% no total, é um grupo cuja intensidade da pobreza é relativamente alta, principalmente no meio rural (46,17%). Como resultado do estudo foi possível também identificar quais dimensões mais contribuem para a pobreza no meio urbano: quando a nota de corte k é ajustada ao valor médio $k = 3$, 98,47% das crianças encontram-se em situação de pobreza na dimensão saneamento básico, 95,15% na dimensão habitação e 56,63% na dimensão saúde, seguidos com grande distância pelas dimensões acesso à informação, com cerca de 32%, nutrição, com cerca de 19,6% e acesso à água com quase 17%.

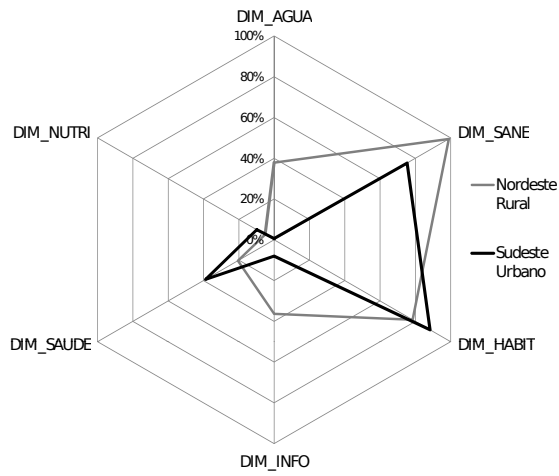
O estudo aponta ainda para as relações vinculantes que dificultam a superação da pobreza (*poverty trap*), também conhecidas na literatura como "*corrosive disadvantages*", indicando vínculos causais entre privações nas várias dimensões. Ainda no meio urbano, dentre as 67 crianças da mostra que são simultaneamente privadas de condições mínimas em quatro ou mais dimensões ($k \leq$

4), 98,5% apresentam privações tanto na dimensão saneamento básico como em habitação, e quase três quartos delas sofrem também de pobreza privações na dimensão saúde, seguido do acesso à informação (cerca de 65%) e nutrição (cerca de 45%). Nenhuma das crianças identificadas na faixa de pobreza em mais de quatro privações simultâneas apresentou as notas de corte mínimas para as dimensões saneamento básico, saúde e nutrição. Já no meio rural, 182 crianças (3,77% da mostra), sofrem privações simultaneamente em três dimensões, quase a totalidade (mais de 99%) destas vive em situação de privação em saneamento básico e habitação, seguido de acesso à comunicação (85%) e acesso à água para beber (65%), caracterizando um perfil de pobreza diferente do verificado nos estratos urbanos. Após a realização de testes de sensibilidade da nota de corte k , é possível estabelecer outras análises uma vez que k seja fixada. Para este estudo, como em muitos outros, definiu-se $k = 3$, estabelecendo um parâmetro relacional médio para determinação da faixa de pobreza multidimensional⁸, decompondo os resultados por idade, e entre os 10 estratos da pesquisa (cinco regiões do IBGE – rural e urbano). A conclusão direta é a possibilidade de ordenamento dos 10 estratos em função da incidência, intensidade e da incidência ajustada à intensidade da pobreza (M_0), conforme o Gráfico 2. Como pode-se constatar na maioria dos casos, a intensidade da pobreza (A), medida pelo número médio de privações sofridas simultaneamente pela mesma criança, é superior à taxa de incidência em si (percentual de crianças identificadas em situação de pobreza), de modo que M_0 oferece uma perspectiva ponderada da pobreza ao combinar intensidade e incidência.

Mas em que grau essa medida se relaciona com a renda per capita familiar aferida pela mesma pesquisa? A linha da renda domiciliar per capita evidencia que embora a situação não se altere para as regiões mais prósperas - uma vez que quanto maior a renda per capita menores as medidas H , A e M_0 para as regiões Sudeste, Centro-Oeste e Sul urbanos - um novo ordenamento surge entre os mais pobres e dentre os estratos intermediários, provendo novas lentes para compreensão da pobreza sob uma ótica multidimensional. Como esperado, os três estratos de maior renda per capita são os de menor intensidade da pobreza, porém, o mesmo não ocorre com os estratos mais privados da população. Embora o Norte Rural apresente renda familiar per capita média cerca de 15% superior ao Nordeste Rural (R\$121,17 contra R\$103,21), seu nível de pobreza ajustado à intensidade M_0 é de 30,76% enquanto o do Nordeste Rural situa-se no patamar de 18,28%. O mesmo ocorre entre outras regiões, sendo que a correlação linear entre renda familiar per capita e M_0 é de -0.741 , indicando que a renda explica apenas uma parte da pobreza multidimensional.

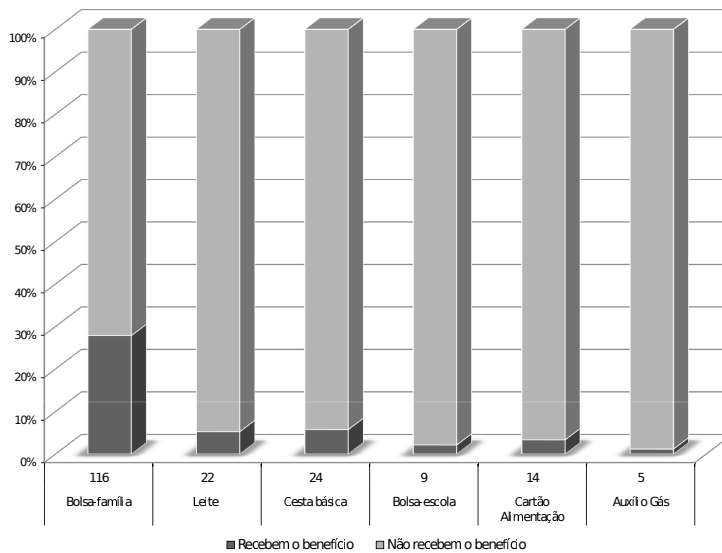
Outro resultado foi o cruzamento dos estratos mais pobres ($k \leq 3$) (cerca de 20% da mostra), com os benefícios distribuídos pelo governo a esses domicílios. O Gráfico 3 mostra tal distribuição, evidenciando que no ano de realização da pesquisa o Bolsa-Família era distribuído apenas para 46,4% dos domicílios no meio rural e para 36,4% no meio urbano, indicando possivelmente uma estratégia para direcionamento de benefícios de transferência de renda e outros auxílios.

⁸A escolha de k é em última instância, sempre arbitrária, mas diferentes notas de corte k podem ser aplicados para testes de robustez. Alkire & Santos (2013) confirmam que as relações de dominância de primeira ordem são mantidas mesmo com diferentes valores de k . Nesse sentido, k pode ser customizado às necessidades do estudo ou de policymakers.



Fonte: Elaboração do autor, com dados da PNDS 2006

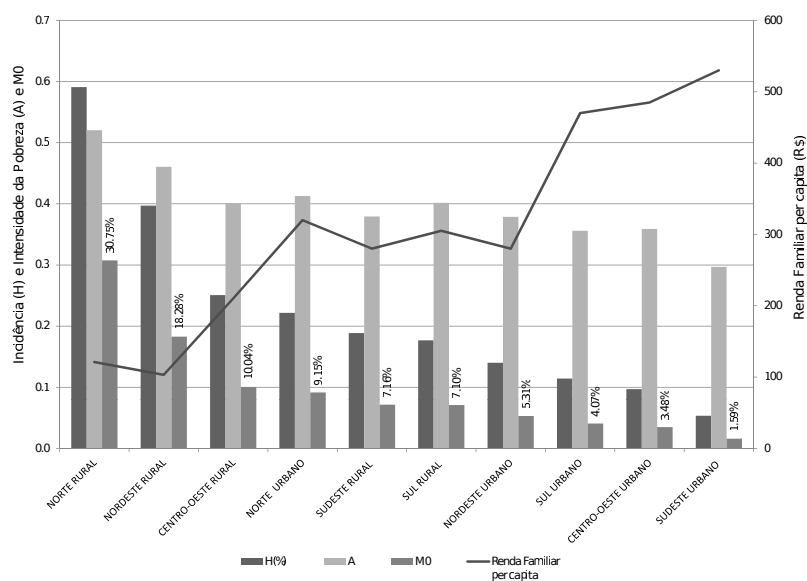
Figura 2: Incidência e Intensidade da pobreza e Renda domiciliar per capita (PNDS 2006)



Fonte: Elaboração do autor, com dados da PNDS 2006

Figura 3: Total de domicílios identificados na faixa de pobreza multidimensional ($k \geq 3$) que recebem benefícios do governo.

Outro grupo de resultados é atingido se usarmos o potencial de comparação de diferentes perfis de pobreza em diferentes regiões, mostrando quais dimensões mais impactam o nível global de pobreza em determinada região. O Gráfico 4 (radar) exemplifica a propriedade de decomposição por dimensões, ilustrando que embora a área de privações do Nordeste Rural seja muito maior do que a do Sudeste Urbano, o último apresenta um maior nível de privações na dimensão Habitação, devido ao adensamento populacional, medida pelo número de pessoas por dormitório: na população avaliada, cerca de 80% das crianças do estrato SU (Sudeste Urbano) dormem em quartos com três ou mais pessoas, ao passo que esse número é de cerca de 50% para o Norte Rural. Os dados completos obtidos para H , A e M_0 nos 10 estratos estudados constam no Apêndice.



Fonte: Elaboração do autor, com dados da PNDS 2006

Figura 4: Diferentes perfis de pobreza: Nordeste Rural e Sudeste Urbano

6 Considerações Finais

A medida elaborada por Alkire & Foster (2009, 2011) pode ser decomposta por grupo e região, apresentando a possibilidade de cálculo da intensidade da pobreza entendida como a proporção de privações sofridas simultaneamente pela mesma criança.

Por meio da aplicação da metodologia foi possível aprofundar o conhecimento acerca de quais dimensões mais impactam cada estrato analisado, compreendendo as diferenças entre nível de intensidade e de incidência da pobreza multidimensional. A ferramenta é particularmente útil para fins de focalização de políticas públicas para os mais destituídos, na medida em que indica claramente quais famílias ainda não estavam sendo atendidas e em quantas dimensões cada criança sofre de privações simultâneas. Outro ponto

forte é a possibilidade de enriquecer o debate acerca dos vínculos de causalidade da pobreza multidimensional, de modo a incentivar políticas públicas integradas no combate a privações nas várias dimensões da vida.

O presente exercício apresentou certo valor heurístico na medida em que evidenciou as dificuldades da mensuração da pobreza multidimensional em virtude da baixa disponibilidade de bases de dados com metodologia de coleta estável, informações de qualidade e periodicidade inferior a cinco anos, como ressaltado em outras aplicações de índices multidimensionais⁹. A dificuldade de obtenção de dados sobre o desenvolvimento na primeira infância restringe o escopo da pesquisa e seus resultados, como no caso da dimensão saúde, que neste estudo teve de ser restrita apenas ao tratamento da diarreia infantil, uma vez que a vacinação infantil não consta do questionário PNDS 2006.

O caráter arbitrário da escolha de dimensões, variáveis e pesos relativos também é um ponto de atenção na aplicação da metodologia. A robustez da nota de corte multidimensional k é comumente testada, atingindo níveis satisfatórios de dominância de primeira ordem, de modo a assegurar transformações monotônicas na função de agregação¹⁰. Outros métodos são apontados para parametrizar a escolha de dimensões em índices multidimensionais, de modo a reduzir o nível de arbitrariedade (Nussbaum 2000, Alkire 2002, Nussbaum 2013). Desse modo, optamos neste estudo pela escolha de indicadores referenciados pela literatura e convenções internacionais, conforme o estudo de Alkire & Roche (2012). Independentemente da arbitrariedade residual de medidas de pobreza, estas devem ser avaliadas pela qualidade e utilidade das informações captadas, determinando sua aplicação como ferramentas sociais de combate à pobreza, vulnerabilidade e exclusão social. Na medida em que a metodologia aplicada provê uma visão integrada do estado de privações sofridas simultaneamente na mesma criança, e enseja a criação de um mecanismo ao mesmo tempo robusto e inteligível para identificar a intensidade e a abrangência da pobreza entre subgrupos e dimensões, os benefícios apresentados pela metodologia superam em muito o caráter arbitrário das decisões metodológicas e o problema de captação de dados sociais com comparabilidade estatística. Outra contribuição natural desse tipo de exercício é justamente apontar dimensões importantes que deveriam ser incluídas na edição das próximas pesquisas em âmbito doméstico e internacional.

Agradecimentos

Agradeço pelas inúmeras contribuições do Prof. Dr. Joaquim Carlos Racy (PUC-SP) pelos valiosos comentários e apreciação crítica realizada durante o semestre acadêmico, ao Prof. Dr. Wolney Lisboa Conde do Laboratório de Avaliação Nutricional de Populações da Faculdade de Saúde Pública da USP, Eline Emanoeli (PUC-SP) pelo apoio com o software Stata 12.0 e ao Prof. Dr. Fábio Waltenberg e à Profa. Dra. Danielle Carusi Machado da Universidade

⁹Os autores do Índice de Pobreza Multidimensional (IPM/PNUD) chamam a atenção para a necessidade de coleta de dados válidos e normalizados para [ao menos] um número restrito de dimensões relevantes aos ODMs (Objetivos de Desenvolvimento do Milênio), dentro da mesma pesquisa estruturada em lapso de tempo inferior à cinco anos, e de preferência com a unidade de análise centrada no indivíduo, para efeito de melhor compreensão de disparidades e abuso de poder dentro do domicílio. (Alkire & Santos 2013).

¹⁰A robustez de k pode ser testada pelas estatísticas Spearman e Kendall Tau-b, como no caso do o IMP/PNUD.

Federal Fluminense pelas críticas construtivas. Todos os erros e omissões são de responsabilidade exclusiva do autor.

Referências Bibliográficas

Alkire, S. (2002), 'Dimensions of human development', *World Development* 30(2), 180–205.

URL: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0305750X01001097>

Alkire, S. & Foster, J. (2009), Counting and multidimensional poverty. Oxford Poverty & Human Development Initiative OPHI Working Paper n.32.

URL: <http://www.ophi.org.uk/working-paper-number-32>

Alkire, S. & Foster, J. (2011), Understandings and misunderstandings of multidimensional poverty measurement. Oxford Poverty & Human Development Initiative OPHI Working Paper n. 43.

URL: <http://www.ophi.org.uk/working-paper-number-43/>

Alkire, S. & Roche, J. (2012), Beyond headcount: Measures that reflect the breadth and components of child poverty. OPHI Working Paper n. 45.

Alkire, S. & Santos, M. (2013), Measuring acute poverty in the developing world: Robustness and scope of the multidimensional poverty index. Oxford Poverty & Human Development Initiative Working Paper n.59.

URL: <http://www.ophi.org.uk/working-paper-number-59/>

Atkinson, A. (2003), 'Multidimensional deprivation: contrasting social welfare and . counting approaches', *Journal of Economic Inequality* 1(1), 51–65.

Bourguignon, F. & Chakravarty, S. (2003), 'The measurement of multidimensional poverty', *Journal of Economic Inequality* 1(1), 25–49.

Brasil (2006), 'Pnds. base de dados da pnds 2006'.

Comim, F. (2008), Measuring capabilities, in F. Comim, M. Qizilbash & S. Alkire, eds, 'The Capability Approach: Concepts, Measures and Applications', Cambridge University Press.

Decanq, K. & Lugo, A. (2008), 'Setting weights in multidimensional indices of well-being', *Working Paper -OPHI018* .

IETS (2004), 'Nota explicativa indicadores pnad 1992 – 2013.', *Instituto de Estudos do Trabalho e Sociedade* .

Nussbaum, M. (2000), *Woman and Human Development: The Capabilities Approach*, Cambridge University Press, Cambridge.

Nussbaum, M. (2013), *Creating Capabilities: The Human Development Approach*, Harvard University Press, Cambridge.

Sen, A. (1985), *Commodities and Capabilities*, Elsevier, Amsterdam.

Sen, A. (1992), *Inequality Re-examined*, Clarendon Press, Oxford.

Sen, A. (1999), *Development as Freedom*, AnchorBooks, New York.

Shonkoff, J. & Phillips, P. (2000), *From Neurons to Neighborhoods: The Science of Early Childhood Development*, National Academies Press, Washington, DC.

Tsui, K. (2001), 'Multidimensional poverty indices', *Social Choice and Welfare* 1(19), 69–93.

Apêndice A Cálculo do índice multidimensional de pobreza infantil para dez estratos da PNDS (2006)

ESTRATO 1 - NORTE URBANO

	k=1	k=2	k=3	k=4	k=5	k=6
H(n)	579	378	137	26	1	0
N	618	618	618	618	618	618
H(%)	93,69%	61,17%	22,17%	4,21%	0,16%	-
Σ A	141,36	118,45	56,55	13,82	0,73	-
A	24,42%	31,34%	41,27%	53,15%	72,73%	-
M0	22,87%	19,17%	9,15%	2,24%	0,12%	-

ESTRATO 3 - NORDESTE URBANO

	k=1	k=2	k=3	k=4	k=5	k=6
H(n)	544	297	96	23	4	0
N	685	685	685	685	685	685
H(%)	79,42%	43,36%	14,01%	3,36%	0,58%	-
Σ A	110,00	83,36	36,36	10,64	2,18	-
A	20,22%	28,07%	37,88%	46,25%	54,55%	-
M0	16,06%	12,17%	5,31%	1,55%	0,32%	-

ESTRATO 5 - SUDESTE URBANO

	k=1	k=2	k=3	k=4	k=5	k=6
H(n)	387	162	30	4	0	0
N	561	561	561	561	561	561
H(%)	68,98%	28,88%	5,35%	0,71%	-	-
Σ A	55,73	34,27	8,91	1,45	-	-
A	14,40%	21,16%	29,70%	36,36%	-	-
M0	9,93%	6,11%	1,59%	0,26%	-	-

ESTRATO 7 - SUL URBANO

	k=1	k=2	k=3	k=4	k=5	k=6
H(n)	532	280	70	8	0	0
N	612	612	612	612	612	612
H(%)	86,93%	45,75%	11,44%	1,31%	-	-
Σ A	100,82	72,09	24,91	3,64	-	-
A	18,95%	25,75%	35,58%	45,45%	-	-
M0	16,47%	11,78%	4,07%	0,59%	-	-

ESTRATO 9 - CENTRO-OESTE URBANO

	k=1	k=2	k=3	k=4	k=5	k=6
H(n)	474	235	59	6	1	0
N	608	608	608	608	608	608
H(%)	77,96%	38,65%	9,70%	0,99%	0,16%	-
Σ A	84,91	58,82	21,18	2,82	0,64	-
A	17,91%	25,03%	35,90%	46,97%	63,64%	-
M0	13,97%	9,67%	3,48%	0,46%	0,10%	-

Cálculo de H, A e M0 para k=3

	NORTE URBANO	NORTE RURAL	NORDESTE URBANO	NORDESTE RURAL	SUDESTE URBANO	SUDESTE RURAL	SUL URBANO	SUL RURAL	CENTRO-OESTE URBANO	CENTRO-OESTE RURAL
N	618	423	685	272	561	371	612	311	608	355
H(%)	22,17%	59,10%	14,01%	39,71%	5,35%	18,87%	11,44%	17,68%	9,70%	25,07%
Σ A	56,55	130,09	36,36	49,73	8,91	26,55	24,91	22,09	21,18	35,64
A	41,27%	52,04%	37,88%	46,04%	29,70%	37,92%	35,58%	40,17%	35,90%	40,04%
M0	9,15%	30,75%	5,31%	18,28%	1,59%	7,16%	4,07%	7,10%	3,48%	10,04%

ESTRATO 2 - NORTE RURAL

	k=1	k=2	k=3
H(n)	423	375	250
N	423	423	423
H(%)	100,00%	88,65%	59,10%
Σ A	176,00	168,82	130,09
A	41,61%	45,02%	52,04%
M0	41,61%	39,91%	30,75%

ESTRATO 4 - NORDESTE RURAL

	k=1	k=2	k=3
H(n)	256	190	108
N	272	272	272
H(%)	94,12%	69,85%	39,71%
Σ A	77,64	69,73	49,73
A	30,33%	36,70%	46,04%
M0	28,54%	25,64%	18,28%

ESTRATO 6 - SUDESTE RURAL

	k=1	k=2	k=3
H(n)	343	231	70
N	371	371	371
H(%)	92,45%	62,26%	18,87%
Σ A	75,64	63,00	26,55
A	22,05%	27,27%	37,92%
M0	20,39%	16,98%	7,16%

ESTRATO 8 - SUL RURAL

	k=1	k=2	k=3
H(n)	307	203	55
N	311	311	311
H(%)	98,71%	65,27%	17,68%
Σ A	78,91	63,82	22,09
A	25,70%	31,44%	40,17%
M0	25,37%	20,52%	7,10%

ESTRATO 10 - CENTRO-OESTE RURAL

	k=1	k=2	k=3
H(n)	337	214	89
N	355	355	355
H(%)	94,93%	60,28%	25,07%
Σ A	80,64	65,64	35,64
A	23,93%	30,67%	40,04%
M0	22,71%	18,49%	10,04%

Informações aos autores

Objetivo e escopo

A ECONOMIA APLICADA é uma publicação trimestral do Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, com uma linha editorial voltada exclusivamente para artigos científicos em economia aplicada. Tem por foco a publicação de trabalhos de análise econômica aplicada a problemas específicos, tanto de interesse do setor público como privado, e que contenham, particularmente, estudos quantitativos, cujos resultados possam aproximar a teoria da realidade. A interação entre trabalho empírico e teoria, análise e política econômica é, portanto, um importante diferencial da revista. A revista ECONOMIA APLICADA coloca-se como um espaço aberto para toda a comunidade acadêmica, nacional e internacional.

Política editorial

Os artigos submetidos são avaliados inicialmente pelos Editores quanto a sua adequação à linha editorial da Revista. Uma vez aceita a submissão, o artigo é encaminhado para avaliação por pareceristas designados pelos Editores, no sistema double-blind.

Apresentação de Artigos

Os artigos submetidos para avaliação devem obedecer às seguintes normas:

1. Apresentar ineditismos no país e no exterior
2. Na primeira página devem constar o título do artigo, nome dos autores com endereço para contato e afiliação institucional, resumo com até 100 palavras em português e inglês, palavras chave, em português e inglês e classificação JEL.
3. Na versão para “avaliação”, basta um arquivo no formato pdf com todas as equações, tabelas e figuras no corpo do texto, e referências no final.
4. Caso o artigo venha a ser aceito para publicação, a equipe da revista contatará os editores para as atividades de editoração. Nessa ocasião serão requeridos os seguintes arquivos:
 - Arquivo fonte no formato L^AT_EX.
 - Arquivo de referências bibliográficas no padrão Bib_TE_X.
 - Arquivo com as figuras em formato TIFF ou EPS.
 - Planilha eletrônica com todas as tabelas.

Responsabilidade e Direitos Autorais

Os autores que submeterem ou tiverem o artigo aceito para publicação na Revista ECONOMIA APLICADA declaram:

- Ter participado da concepção do artigo para tornarem públicas suas responsabilidades pelos seus conteúdos, que não omitiram quaisquer ligações ou acordos de financiamento entre autores e companhias que possam ter interesse na publicação deste artigo.
- Que o manuscrito é inédito e que o artigo, em parte ou na íntegra, ou qualquer outro artigo com conteúdo substancialmente similar, de sua autoria, não foi enviado à outra revista e não o será enquanto sua publicação estiver sendo considerada pela revista ECONOMIA APLICADA, que seja no formato impresso ou no eletrônico, exceto o descrito em anexo.
- Que a revista ECONOMIA APLICADA passa a ter os direitos autorais para a veiculação dos artigos, tanto em formato impresso como eletrônico a eles referentes, os quais se tornarão propriedade exclusiva da ECONOMIA APLICADA. É permitida a reprodução total ou parcial dos artigos desta revista, desde que seja explicitamente citada a fonte completa.

ISSN 1413-8050

Editor

Reynaldo Fernandes

Associate Editors

Luiz Guilherme Scorzafave	Sergio Naruhiko Sakurai
Angelo Costa Gurgel	Eliezer Martins Diniz
Rodrigo De Losso	Irineu E. de Carvalho Filho
Cláudio Ribeiro de Lucinda	Walter Belluzzo Junior

Editorial Board

Affonso Celso Pastore USP	Antônio Barros de Castro UFRJ
Cássio F. Camargo Rolim UFPR	Cláudio Monteiro Considera UFF
Clélio Campolina Diniz CEDEPLAR	Denisard C. de Oliveira Alves USP
Eleutério F. S. Prado USP	Fábio Augusto Reis Gomes USP
Fernando de Holanda Barbosa FGV-UFF	Francisco Anuatti Neto USP/RP
Geoffrey J. D. Hewings University of Illinois	Geraldo Sant'ana de Camargo Barros ESALQ/USP
Gustavo Maia Gomes IPEA	José Marcelino da Costa NAEA/PA
José A. Scheinkman Princeton University	Marcelo Portugal UFRGS
Maria José Willumsen Florida International University	Márcio Gomes Pinto Garcia PUC/ RJ
Mário Luiz Possas UFRJ	Paulo César Coutinho UnB
Paulo Nogueira Batista Júnior FGV/SP	Pierre Perron Boston University
Pedro Cesar Dutra Fonseca UFRGS	Ricardo R. Araújo Lima UnB
Robert E. Evenson Yale University	Roberto Smith UFCE
Rodolfo Hoffmann ESALQ/USP	Rogério Studart UFRJ
Russell E. Smith Washburn University	Sérgio Werlang FGV/RJ
Tomás Málaga FGV/SP	Victor Bulmer-Thomas University of London
Werner Baer University of Illinois	Wilson Suzigan Unicamp