



ECONOMIA APLICADA

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 24 – nº 3

Julho – Setembro 2020

ARTIGOS

Regime de metas de inflação do Brasil: A influência das expectativas inflacionárias

Ermeson Henrique Silva dos Reis, Reynaldo Rubem Ferreira Junior,
Ariane Danielle Baraúna da Silva

Impacts of loan-to-value ceilings in the Brazilian mortgage loans

Nadiejda Sá, Ana Carolina Zoghbi, Rafael Terra

Efeito das operações de *hedge* e especulação sobre a volatilidade dos preços de *commodities* agrícolas nos EUA

Valéria Faria dos Santos, Leandro Maciel, Rosangela Ballini

Os ensinos público e privado no Brasil e a incidência de sobre-educação no mercado de trabalho

Maurício Reis

Efficacy of vocational education: A longitudinal analysis

Ronaldo de Albuquerque e Arraes, Francisca Zilania Mariano

ECONOMIA FEA-RP/USP



ECONOMIA APLICADA

Vol. 24 – nº 3 Julho – Setembro 2020

PAPERS

Brazil's inflation targeting regime: The influence of inflationary expectations

Ermeson Henrique Silva dos Reis, Reynaldo Rubem Ferreira Junior,
Ariane Danielle Baraúna da Silva

Impacts of loan-to-value ceilings in the Brazilian mortgage loans

Nadiejda Sá, Ana Carolina Zoghbi, Rafael Terra

Effect of hedge and speculation operations on the volatility of agricultural commodity prices in the USA

Valéria Faria dos Santos, Leandro Maciel, Rosangela Ballini

Public and private education in Brazil and the incidence of over-education in the labor market

Mauricio Reis

Efficacy of vocational education: A longitudinal analysis

Ronaldo de Albuquerque e Arraes, Francisca Zilania Mariano

ISSN 1980-5330



9 771980 533000

APOIO:



ECONOMIA APLICADA

Vol. 24 – nº 3

Julho – Setembro 2020

Editor

Eliezer Martins Diniz

Editores Associados

Edson Zambon Monte

Fernando Antonio de Barros Júnior

Reynaldo Fernandes

Eliezer Martins Diniz

Lízia de Figueirêdo

Sergio Naruhiko Sakurai

Conselho Editorial

Affonso Celso Pastore

USP

Cássio F. Camargo Rolim

UFPR

Clélio Campolina Diniz

CEDEPLAR

Eleutério F. S. Prado

USP

Francisco Anuatti Neto

USP/RP

Geraldo Sant'ana de Camargo Barros

ESALQ/USP

José Marcelino da Costa

NAEA/PA

Marcelo Portugal

UFRGS

Márcio Gomes Pinto Garcia

PUC/RJ

Paulo César Coutinho

UnB

Pierre Perron

Boston University

Ricardo R. Araújo Lima

UnB

Roberto Smith

UFCE

Rogério Studart

UFRJ

Sérgio Werlang

FGV/RJ

Victor Bulmer-Thomas

University of London

Antônio Barros de Castro

UFRJ

Cláudio Monteiro Considera

UFF

Denisard C. de Oliveira Alves

USP

Fernando de Holanda Barbosa

FGV-UFF

Geoffrey J. D. Hewings

University of Illinois

Gustavo Maia Gomes

IPEA

José A. Scheinkman

Princeton University

Maria José Willumsen

Florida International University

Mário Luiz Possas

UFRJ

Paulo Nogueira Batista Júnior

FGV/SP

Pedro Cesar Dutra Fonseca

UFRGS

Robert E. Evenson

Yale University

Rodolfo Hoffmann

ESALQ/USP

Russell E. Smith

Washburn University

Tomás Málaga

FGV/SP

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

Capa: Christof Gunkel

Revisões linguísticas (Português e Inglês): Iulo Feliciano Afonso (Solution Translations Eireli — Epp)

Diagramação: Caio Henrique Montoro de Lucca

Endereço

Revista Economia Aplicada, Departamento de Economia, FEA-RP/USP

Avenida dos Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, SP.

CEP 14040-905

Telefone: (0xx16) 3315-0407

E-mail: revecap@usp.br

Site: <http://www.usp.br/revecap>

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 1980-5330

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. 24 – nº 3

Julho – Setembro 2020

ARTIGOS

- 299 **Regime de metas de inflação do Brasil: A influência das expectativas inflacionárias**
Ermeson Henrique Silva dos Reis , Reynaldo Rubem Ferreira Junior ,
Ariane Danielle Baraúna da Silva
- 319 **Impacts of loan-to-value ceilings in the Brazilian mortgage loans**
Nadiejda Sá , Ana Carolina Zoghbi , Rafael Terra
- 343 **Efeito das operações de *hedge* e especulação sobre a volatilidade dos preços de *commodities* agrícolas nos EUA**
, Valéria Faria dos Santos , Leandro Maciel , Rosangela Ballini
- 367 **Os ensinos público e privado no Brasil e a incidência de sobre-
educação no mercado de trabalho**
Mauricio Reis
- 393 **Efficacy of vocational education: A longitudinal analysis**
Ronaldo de Albuquerque e Arraes , Francisca Zilania Mariano

REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO DO BRASIL: A INFLUÊNCIA DAS EXPECTATIVAS INFLACIONÁRIAS

ERMESON HENRIQUE SILVA DOS REIS ^{*}
REYNALDO RUBEM FERREIRA JUNIOR [†]
ARIANE DANIELLE BARAÚNA DA SILVA [‡]

Resumo

O presente trabalho tem por objetivo identificar a influência das flutuações nas expectativas de inflação sobre o Regime de Metas de inflação (RMI), em especial sobre o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) no Brasil. Destarte, foi possível observar que a expectativa de inflação impacta de maneira positiva a inflação brasileira desde o primeiro mês. No mais, a formação da expectativa futura de inflação é influenciada por um conjunto de variáveis que impactam a inflação de maneiras diferentes tanto em magnitude quando em tempo de duração.

Palavras-chave: regime de metas, expectativa de inflação, inflação.

Abstract

The objective of this study is to identify the influence of fluctuations in inflation expectations on the inflation targeting regime (ITR), in particular on the Extended Consumer Price Index (IPCA). This way, it was possible to observe that inflation expectations have a positive impact on Brazilian inflation since the first month. Beyond this, the formation of the future expectation of inflation is therefore influenced by a set of variables that impact inflation in different ways, both in magnitude and in duration.

Keywords: inflation targeting, inflation expectations, inflation.

JEL classification: C81, I21, I28.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea148363>

^{*} Universidade Federal de Alagoas. E-mail: ermesonhenrique@hotmail.com

[†] Universidade Federal de Alagoas. E-mail: rrfj@uol.com.br

[‡] Universidade Federal de Alagoas. E-mail: ariane.danielle.barauna@gmail.com

1 Introdução

Na década de 1960 e início de 1970, houve uma clara divisão entre os neokeynesianos e a escola monetarista, que não se deteve apenas à disputa se a “curva IS” ou “Curva LM” era mais ou menos elástica, ou se as políticas monetárias ou as políticas fiscais são mais potentes para a gerência da demanda agregada, que foi apresentada em livros didáticos de graduação, mas se ateve a todo o funcionamento da economia. Já no final dos anos de 1970 e nos anos de 1980 surge a corrente “Novo-Clássica” com a crítica de Lucas. Posteriormente, contrapondo-se criticamente ao pressuposto de Market-clean, ou a não consideração da presença de rigidez de preços e salários no curto prazo, surge a escola dos novos-keynesianos no debate macroeconômico Woodford (2009).

Nesse contexto, torna-se clara a dificuldade de convergência entre as correntes de pensamento econômico no que tange à possibilidade de uma apresentação conjunta de respostas aos problemas econômicos. Contudo, apesar de algumas divergências entre os novos-clássicos, novos-keynesianos e a abordagem dos ciclos reais dos negócios, houve grandes esforços no sentido da construção de um núcleo duro de teorias econômicas capaz de possibilitar maior convergência entre estas escolas, que foi denominado de “novo consenso macroeconômico”.

Esse novo consenso sustenta a importância de menor discricionariedade nas ações do Banco Central por meio de um Regime de Metas de Inflação (RMI), no qual o Banco Central teria a missão de coordenar as expectativas dos agentes econômicos em relação à taxa de inflação, usando como instrumento a taxa de juros básica. No mais, existe uma visão difundida, principalmente no Brasil, de que as expectativas de inflação funcionam como um dos mecanismos de transmissão da política monetária. No entanto, identificar e mensurar especificamente o canal das expectativas não tem sido uma tarefa fácil, uma vez que este contamina os demais, como os canais de ativos, crédito, câmbio.

Conforme Bevilaqua et al. (2008), dentro do Regime de metas de inflação as expectativas de inflação têm desempenhado um papel importante no processo de formulação de políticas. Pesquisas regulares sobre como o mercado percebe a inflação fazem parte dos relatórios do Banco Central sendo compilados em um resumo das previsões macroeconômicas no qual são publicadas semanalmente. Para fortalecer incentivos à comunicação precisa de previsões, o Banco Central (BC) publica regularmente classificações dos melhores analistas de curto e médio prazo de várias variáveis. O sistema de pesquisa foi considerado exemplar e foi imitado por outros bancos centrais. De forma geral, as expectativas do mercado quanto à inflação são insumos importantes nos modelos de previsão do BC. Nesse sentido, por meio desses relatórios, tem-se percebido que as expectativas influenciam o comportamento da própria inflação, das metas de inflação, da taxa de câmbio, da evolução dos preços das commodities, da atividade econômica e da orientação da política monetária.

Nesse viés, e com base nos diversos relatórios de inflação, disponibilizado pelo Banco Central do Brasil trimestralmente, a Tabela 1 apresenta a inflação brasileira decomposta em seis componentes: i) variação cambial; ii) inércia associada à parcela da inflação que excedeu a meta; iii) diferença entre expectativas de inflação dos agentes e meta (Exp); iv) choque de oferta (C.oferta); v) inflação de preços livres (IPCA (livres)), excluídos os efeitos dos quatro itens anteriores; e vi) inflação de preços administrados ou monitorados (Pm), retirando-se os efeitos do item “ii”.

Tabela 1: Decomposição da Inflação Brasileira de 2001 a 2016

	IPCA	PM	Câmbio	Exp	Inercia	C.oferta
2001	31,17	22,08	37,66	-	9,09	-
2002	18,4	15,2	46,4	13,6	7,2	-
2003	11,53	18,28	-11,83	18,28	63,44	13,3
2004	57,89	38,16	-3,95	5,26	3,95	46,3
2005	59,65	57,89	-36,84	5,26	14,04	-15,5
2006	56,0	50,8	-17,6	-4,2	14,9	5,7
2007	112,9	21,6	-25,1	-9,7	0,3	47,5
2008	63,9	17,8	10,7	3,7	3,9	25,8
2009	80,5	27,3	-5,6	-2,2	0,0	-5,7
2010	49,9	18,5	-3,8	3,6	-1,6	3,3
2011	43,8	25,2	-34,4	7,8	12,0	14,5
2012	49,7	13,5	10,2	8,3	5,8	12,5
2013	64,3	2,5	5,9	10,7	13,4	3,2
2014	49	16,2	-0,5	10,8	10,9	13,6
2015	27,8	39,5	14,7	6,8	3,1	8,1
2016	41,7	10,2	-2,6	10,9	29,2	10,6

Fonte: Elaborado pelo Autor.

De acordo com a Tabela 1, é perceptível inicialmente que as expectativas inflacionárias têm um peso relativamente baixo na inflação brasileira, inclusive tendo em certos anos até peso menor que os choques de oferta, visto que é uma variável em que o Banco Central apenas tenta controlar os efeitos secundários. Por sua vez, observa-se que a inércia inflacionária contribui de maneira substancial, comparando-a com as expectativas, o que leva ao questionamento sobre até que ponto os agentes formam suas expectativas com base na hipótese das expectativas racionais (hipótese básica do regime de metas) e não com base nas expectativas adaptativas. Por isso, a taxa de câmbio, assim como os preços monitorados, representa uma parte significativa da inflação brasileira.

Por sua vez, observa-se que a inércia inflacionária contribui de maneira substancial, comparando-a com as expectativas, o que leva ao questionamento sobre até que ponto os agentes formam suas expectativas com base na hipótese das expectativas racionais (hipótese básica do regime de metas) e não com base nas expectativas adaptativas. Por isso, a taxa de câmbio, assim como os preços monitorados, representa uma parte significativa da inflação brasileira.

Assim, o presente trabalho tem por objetivo identificar a influência das flutuações nas expectativas de inflação sobre o Regime de Metas de Inflação (RMI), em especial sobre do Índice de Preços ao Consumidor - Amplo (IPCA) – itens livres no Brasil, durante o período de janeiro de 2001 a setembro de 2017. Para tanto, foram estimadas a curva de Phillips, do lado da oferta, a curva IS, do lado da demanda, assim como a função de reação do Banco Central, que incorpora a regra de política monetária. A estimação foi realizada por meio dos Vetores Autorregressivos Estruturais (SVAR),

O trabalho está dividido em cinco seções além desta introdução. Inicialmente, será apresentado o referencial teórico do trabalho dividido em dois subtópicos: o primeiro subtópico estabelecendo a estrutura do novo consenso e o segundo subtópico apresentando os canais de transmissão da política monetária e os seus efeitos sobre a atividade econômica. Na sequência, serão expostos os fundamentos metodológicos, as análises de resultados e algumas

conclusões, respectivamente.

2 Novo Consenso Macroeconômico

Apesar das divergências entre as principais escolas do mainstream macroeconômico, há evidências de esforços no sentido da construção de um núcleo duro de teorias econômicas capazes de possibilitar maiores convergências entre essas escolas, que tem início na década de 1990. Esse Novo Consenso Macroeconômico (NCM) tem por princípio que a prioridade da política monetária é a estabilidade de preços utilizando como instrumento a taxa de juros. É válido lembrar que um dos aspectos mais importantes desse novo consenso é a maior aproximação entre a academia e os formuladores da política monetária (policymaker). Nessa perspectiva, os Bancos Centrais devem gerir a política monetária tendo como principal mandato a estabilidade de preços.

Em resumo, o novo consenso fundamenta-se em um modelo estrutural baseado em três equações: a) uma curva de demanda agregada; b) uma curva de oferta agregada; e c) uma regra de política monetária. De acordo com esse modelo, o principal instrumento que o Banco Central detém é a taxa de juros para correção do excesso (ou insuficiência) de demanda e convergência das expectativas de inflação em direção à meta. A estrutura aqui apontada está baseada na versão apresentada por Clarida et al. (1999) por captar a essência no novo consenso. Trata-se, em linhas gerais, de um modelo dinâmico de equilíbrio geral com rigidez temporária de preços nominais, estruturado no modelo novo keynesiano de expectativas racionais. A diferença existente entre o modelo IS-LM é que as equações agregadas comportamentais evoluem a partir da otimização das firmas e dos indivíduos (houve uma tentativa de microfundamentar o modelo), além disso, o modelo tem por base que o comportamento da economia depende das expectativas em relação ao curso futuro da política monetária (as expectativas são endógenas ao modelo diferente do modelo IS-LM).

A equação (1) representa o hiato do produto, sendo que o hiato é dado pelo distúrbio entre produto corrente y_t em relação ao produto potencial z_t , que é o produto onde não há rigidez de preços, isto é, o produto de longo prazo onde a economia se encontra ao nível da taxa natural de desemprego. Tanto o produto do período t quanto o produto potencial são componentes estocásticos com distribuição de probabilidade conhecida.

$$x_t = y_t - z_t \quad (1)$$

Com essa definição em mente, é possível apresentar a curva de IS e a curva de Phillips, como se segue:

$$x_t = \theta_1 E_t x_{t+1} - \theta_2 [i_t - E_t \pi_{t+1}] + g_t \quad (2)$$

$$\pi_t = \beta_1 x_t + \beta_2 E_t \pi_{t+1} + u_t \quad (3)$$

Aqui, i_t é a taxa de juros nominal no período, a taxa de inflação no período π_t é a expectativa de inflação para o período $E_t \pi_{t+1}$ e, por fim, é a expectativa do hiato do produto no período $E_t x_{t+1}$. Tem-se ainda que g_t e u_t são os termos de erros que atendem respectivamente. Os erros são variáveis identicamente distribuídos com média zero e variância constante.

Na equação (1), que representa a curva de IS, é possível observar que a curva sofre a influência do produto esperado e da taxa real de juros, diferentemente da curva IS tradicional, de maneira que, se a taxa de juros nominal estiver acima da expectativa de inflação futura, isso indica que a taxa real de juros é positiva. Com isso, haverá uma diminuição do hiato do produto, uma vez que ocorre intertemporalmente a substituição de consumo presente por futuro, dada pela elasticidade captada por θ . Outro fator importante é que o produto corrente sofre a influência positiva do hiato do produto futuro, já que, quando se espera um crescimento do produto, no futuro haverá um crescimento do consumo e no produto corrente. Por fim, o termo de erro representa um choque de demanda capaz de deslocar a curva de IS, como é o caso de um aumento dos gastos do governo.

Com relação à curva de Phillips (3), essa é derivada a partir do processo de determinação de preços das firmas individuais. Diferentemente da curva tradicional, a inflação depende tanto da expectativa quanto das condições econômicas correntes e futuras, como também da expectativa de inflação futura. Isso indica que a inflação sofre interferência de como a economia vai se comportar no futuro e também como os polycymakers estão operando.

A terceira função que fundamenta o novo consenso macroeconômico é uma regra de taxa de juros, que pode ser uma trajetória futura exógena de taxas de juros nominais ou reais, ou uma regra de reação do tipo Taylor (com pesos para os desvios da inflação esperada em relação à meta), ou ainda uma regra de reação ótima, calculada determinística ou estocasticamente Bogdanski et al. (2000).

Essa representação de política monetária é derivada a partir da curva de reação do Banco Central ou regra de Taylor.

$$i_t = \alpha + \gamma_\pi(E_t\pi_{t+1} - \bar{\pi}) + \gamma_x x_t \quad (4)$$

Aqui, i_t trata-se da taxa de juros nominal, $\bar{\pi}$ é a meta de inflação seguida pelo Banco Central e, como visto, representa o hiato do produto. Observa-se que, quando a expectativa de inflação está acima da meta, o Banco Central reagirá elevando a taxa nominal de juros, para que posteriormente o hiato do produto caia (equação (4)), fazendo com que a inflação volte para o centro da meta. Todavia, quanto à curva de Reação, o Banco Central também estabelece uma relação com o nível de produto, sendo que se o mesmo estiver acima do potencial, então, a autoridade monetária reage, de modo a elevar a taxa de juros para conter possíveis pressões inflacionárias. O contrário também é válido, quando a inflação está abaixo da meta e o produto abaixo do potencial, o Banco Central reduz a taxa de juros.

Arestis & Sawyer (2008) trazem que os elementos-chave do modelo de metas de inflação podem ser resumidos da seguinte forma: (i) um quadro de política monetária em que o anúncio público de metas de inflação, ou intervalos-alvo, é realizado com o reconhecimento explícito de que a estabilidade de preços é o objetivo primordial da política monetária; (ii) a taxa de juros é tida como o principal instrumento da política macroeconômica; (iii) a existência de um Banco Central “independente” é essencial para a boa atuação da política monetária; (iv) a política monetária apenas diz respeito à taxa de inflação e seus possíveis efeitos.

3 Regime de Metas de Inflação do Brasil

O sistema ou regime de metas para a inflação (RMI), conceitualmente, “é um regime monetário no qual o Banco Central se compromete a atuar de forma a garantir que a inflação efetiva esteja em linha com uma meta pré-estabelecida, anunciada publicamente” (BCB - DIPEC, 2010, p.7). O RMI é instituído oficialmente no Decreto Presidencial nº 3.088, de 21 de junho de 1999, em que a taxa de juros (SELIC) se constitui na variável-operacional para alcançar determinada meta de inflação. Em 30 de junho de 1999, o Conselho Monetário Nacional (CMN) edita a Resolução nº 2.615, obtendo a definição do índice de preços de referência e das metas para a inflação de 1999 e para o ano subsequente. Houve, com o passar do tempo, algumas mudanças na estrutura do regime de metas no Brasil, principalmente nas curvas de oferta e demanda. A principal inovação está no aprimoramento de cenários de política econômica, relacionando de maneira direta o swap pré-DI com a trajetória da taxa Selic. Além disso, buscou-se incorporar impactos de choques de oferta na Curva de Phillips, condicionada à percepção da importância dessa variável na inflação brasileira. A estrutura das equações expostas aqui está baseada no relatório do Banco Central do Brasil (BACEN) (2014), que serve de base para esse trabalho. Com isso, tem-se:

$$\pi_t^L = \sum_{i>0} a_{1,i} E_t \pi_{t+i} + \sum_{j>0} a_{2,j} \pi_{t-j} + \sum_{k>0} a_{3,k} cbr_{t-k} + \sum_{l>0} a_{4,l} h_{t-j} + \sum_{m>0} \sum_{n>0} a_{5,m}^n Z_{t-m}^{\pi,n} + \epsilon_t \quad (5)$$

O π_t^L trata-se da inflação de preços livres do IPCA, $E_t \pi_{t+i}$ é a expectativa corrente acerca da inflação i trimestres à frente, π é a inflação plena medida pela variação do IPCA, cbr_t é a inflação externa medida pela variação do índice Commodity Research Bureau (CRB) expresso em moeda nacional, h_t trata-se de uma medida do hiato do produto, $Z_t^{\pi,n}$, a variável de controle n , ϵ_t é um termo de erro. As variáveis de controle são proxies para choques de oferta, por exemplo, flutuações no preço internacional do petróleo (em reais) e o descasamento entre preços no atacado e no varejo.

A curva IS demonstra a dinâmica do hiato do produto como função das suas defasagens, da taxa real de juros, de variáveis fiscais, externas e do mercado de crédito. Assim:

$$h_t = \beta_0 + \sum_{i>0} \beta_{1,i} h_{t-i} + \sum_{j>0} \beta_{2,j} r_{t-j} + \sum_{k>0} \beta_{3,k} \Delta sup_{t-k} + \sum_{l>0} \beta_{4,l} (\Delta h_{t-j}^* + \Delta \bar{y}_{t-l}^* + \Delta \bar{y}_{t-l}) + W_t + u_t \quad (6)$$

Nesta, r_t é a taxa de juros medida pela taxa de juros nominal swap pré-DI de 360 dias deflacionada pela expectativa de inflação relativa ao período de vigência do contrato de swap; Δsup_t é a variação do superávit primário estrutural, $\bar{y}_t^*$ é a taxa de crescimento do produto mundial; Δh_t^* é a variação do hiato do produto mundial; $\Delta \bar{y}_t^*$ é o crescimento do produto potencial mundial; $\Delta \bar{y}_t$ é o crescimento do produto potencial doméstico; $W_t = \sum_{p>0} \beta_{5,n}^p Z_{t-n}^{h,p}$

é variável de controle, na qual pode-se incluir, entre outras, variáveis indicadoras de condições financeiras, de grau de confiança dos agentes, de grau de incerteza e de condições de crédito.

No que diz respeito à função de reação do Bacen para a condução da política monetária, ela é bastante similar à curva de Taylor apresentada por Bogdanski et al. (2000), uma vez que não é apresentado em nenhum relatório que a regra passou por qualquer tipo de modificação. Ademais, nos relatórios de setembro de 2010 e julho de 2011, é apresentada a regra de Taylor como constituída pela taxa de juros doméstica (Selic) em função do hiato do produto e do desvio da inflação em relação a sua meta.

3.1 Estimações da Curva de Phillips, IS e da Regra de Taylor no Brasil

As estimações das curvas referentes ao RMI fazem parte da discussão atual da macroeconomia. Muitos trabalhos buscaram estimar as curvas de oferta e demanda, assim como a função de reação do Banco Central com modelos cada vez mais sofisticados. No Brasil, da mesma forma como tem acontecido no mundo, vários trabalhos acadêmicos procuraram realizar estimações, por meio das premissas estabelecidas do Novo Consenso Macroeconômico, e aqui serão listados alguns desses trabalhos em relação às curvas do RMI.

Com relação às estimações da Curva de Phillips feitas no Brasil por Minella et al. (2002), que tem por objetivo avaliar a política monetária do Banco Central, observou-se que a inflação tem funcionado como um importante indicador de expectativas futuras de inflação e que o Banco Central tem reagido de maneira forte em relação às expectativas de inflação. Pode-se ressaltar também outro ponto importante no trabalho, que é a passagem da taxa de câmbio para os preços “administrados ou monitorados”, sendo duas vezes maior do que para os preços de “mercado”. Optando por uma estimação um pouco diferente, Areosa (2004) estima a Curva de Phillips Neokeynesiana padrão (CPNK) e a Curva Híbrida de Gali e Gertler (1999) com base no método generalizado dos momentos (MGM).

Os resultados podem ser resumidos da seguinte forma: (i) o Brasil apresentou uma maior rigidez nominal do que os Estados Unidos e Europa; (ii) com relação à economia aberta com indexação, uma desvalorização do câmbio nominal acrescido da inflação externa interfere na inflação ao consumidor; (iii) o impacto direto das variáveis relacionadas à abertura econômica é pequeno, sendo o somatório de seus coeficientes próximo a zero; e (iv) por fim, o impacto indireto é significativo, o que altera de maneira consistente os pesos associados à inflação defasada e à expectativa da inflação futura.

Tentando entender melhor o impacto do câmbio na inflação, Correa & Minella (2005) estimam uma curva de Phillips com limiar (threshold) para o repasse cambial na tentativa de identificar a presença de mecanismos não lineares de repasse cambial na inflação no Brasil. Os resultados indicam que o repasse de curto prazo é menor quando a economia está em depressão, quando a taxa de câmbio se deprecia acima de certo valor e quando a volatilidade da taxa de câmbio é menor.

Nessa linha, Carneiro et al. (2002) realizaram estimativas da curva de Phillips para avaliar a não linearidade do repasse cambial para inflação. Nesse processo, foram estimadas uma Curva de Phillips Backward-Looking com coeficiente de repasse constante e uma Curva de Phillips Backward-Looking com um coeficiente de repasse não linear, em função da taxa de câmbio real e da

taxa de desemprego dessazonalizada. Essa especificação é realizada pelo Modelo não linear. Os resultados demonstram a existência de diferentes mecanismos não lineares de repasse da variação cambial entre os diferentes grupos de produtos e serviços que compõem a cesta do IPCA. Logo, a relação entre a inflação e o câmbio não pode ser apresentada apenas pela especificação linear.

Em uma análise com dados mensais, Schettini et al. (2012) estimam uma curva de Phillips por meio do modelo Vetorial Autorregressivo (VAR). Entre os resultados econométricos, observa-se: a) o impacto de um choque cambial na inflação é de aproximadamente 0,04 pontos percentual (p.p.) b) um choque médio na taxa de desemprego demora em média 18 meses para desaparecer; c) a resposta da inflação é de 0,049 p.p. a choques nas expectativas de inflação e d) choques na série de inflação não afetam a taxa de desemprego, ou seja, inflação maior não afeta a taxa de desemprego.

Já Carrara (2016), por meio de uma estimação com o VAR e o VEC, expõe que na curva de Phillips a expectativa de inflação impacta de maneira direta e rápida inflação. Além disso, os choques de oferta relacionados ao impacto do CRB, os choques de câmbio e os choques de produtividade têm impacto significativo, embora não seja um impacto imediato. Por fim, o hiato do produto não se mostrou relevante para explicar as flutuações da inflação.

Em relação à estimação da curva IS no Brasil, a quantidade de trabalho não é tão abrangente quando comparado à curva de Phillips. Mesmo assim, surgiram alguns trabalhos que ajudarão no entendimento da pesquisa, entre eles, Freitas et al. (2001) estimam uma curva IS pós-plano real na busca de determinar os mecanismos da política monetária. O método utilizado na estimação foi o OLS. Os resultados da curva IS foram que os coeficientes da taxa de juros e do hiato do produto são muito significativos e com o sinal esperado, e que, em relação à taxa de juros, a expectativa da demanda agregada se reduz a 0,39%.

Em conformidade com o trabalho acima, Bonomo & Brito (2002) buscaram identificar as políticas monetárias ótimas dentro das dinâmicas de curto prazo da economia brasileira. Essa modelagem foi realizada por meio de uma estimação que simula um modelo macroeconômico aberto sobre a premissa das expectativas racionais. Os autores chegaram à conclusão de que a taxa de juros tem efeito significativo sobre o hiato do produto, assim como Andrade & Divino (2001). Contudo, a taxa de câmbio não se mostra significativa, além de o coeficiente ter o sinal inverso ao esperado.

Entretanto, Santos & Holland (2008) estimaram uma curva IS para a economia brasileira pelo modelo VAR utilizando algumas variações nos modelos em relação à taxa de juros ex-ante ou ex-post. Em suma, os resultados podem ser resumidos da seguinte forma: a) as mudanças na taxa real de câmbio não representam um papel significativo na demanda agregada doméstica, os termos de troca mostram-se estatisticamente significantes, b) e o impacto do crescimento econômico global foi maior sobre a economia brasileira do que em relação a outras economias.

Em contraponto aos autores acima, Carrara (2016) propõe uma estimação da curva IS a partir do VEC, utilizando uma curva baseada no modelo de médio porte utilizado pelo Banco Central. Os resultados do trabalho mostram que a taxa de juros é o principal mecanismo que interfere no hiato do produto, o que traz evidência para o fato de que a taxa de juros pode ser um instrumento eficaz de política monetária. Pode-se destacar ainda que a taxa

de câmbio e as expectativas de inflação contribuem para determinar as flutuações da demanda, algo condizente com a teoria.

Em relação à curva de reação do Banco Central, vários trabalhos foram produzidos a partir da adoção do RMI. Nesse contexto, Minella et al. (2002) estimam funções de reação para o Banco Central do Brasil (BACEN) do tipo forward-looking. De maneira geral, os autores observam que o BACEN responde fortemente aos desvios entre a expectativa de inflação e a meta. Nesse contexto, Souza Júnior & Caetano (2014) estimaram a Regra de Taylor com o objetivo de avaliar a relevância das decisões de política monetária para o caso de uma função de produção tipo Cobb Douglas, que é mais complexa que o uso do filtro HP. Para o processo de estimação, utilizou-se o Método Generalizado dos Momentos – Generalized Method of Moments (GMM). Os resultados revelaram que a função de produção Cobb-Douglas pode ser uma ferramenta interessante para a estimação da curva de Taylor e que o BCB tem optado por uma política mais lenta em relação às mudanças da economia.

Soares & Barbosa (2006), por sua vez, estimaram uma curva de Taylor no Brasil a partir da implementação do sistema de metas de inflação em junho de 1999. O ponto diferencial desse trabalho é que se utilizou muito a taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo em relação à meta de inflação variável no tempo. De acordo com os resultados, existe uma evidência empírica de que a política monetária segue a regra de Taylor desde que se inclua a taxa de câmbio real corrente e defasada. Sendo que, de maneira geral, observou-se uma boa robustez no modelo no qual os coeficientes se comportaram da maneira esperada.

Em uma estimação bastante clássica, Dezordi et al. (2009) realizam uma estimação do regime de metas de inflação com base em uma curva de Taylor expondo a relação entre a taxa de juros e o hiato do produto e a inflação, a estimação é realizada por meio do VAR. Os resultados apontaram que, no caso da economia brasileira, é possível observar que a mesma pode ser orientada pela regra de Taylor. Além disso, na função de reação do Banco Central, um choque de 1% na inflação leva o Banco Central a aumentar a taxa Selic em 1,9%, já em relação ao hiato do produto, a taxa de juros deve elevar-se em 0,98% no acumulado. Em geral, os resultados revelaram que o Banco Central é mais preocupado com a inflação do que com o crescimento da economia.

Por fim, destaca-se o trabalho de Mendonça et al. (2005), que, por meio do VAR, estimam uma regra de Taylor com as seguintes variáveis: i) Taxa de juros nominais ii) Taxa de juros real iii) Hiato do produto iv) Inflação v) Risco País. Observou-se que a taxa de juros no Brasil não tem sido utilizada de maneira correta e que os sucessivos descumprimentos das metas de inflação dificultam a redução da taxa de juros pelo Banco Central, sem comprometer as expectativas dos agentes econômicos com o descontrole da inflação. Assim, a taxa de juros pode não ser um bom instrumento de combate à inflação, podendo levar a resultados inversos ao esperado. Um ponto importante a se destacar é que, embora a taxa de juros não responda à inflação e ao hiato do produto, a mesma responde aos choques do índice de risco país.

O presente trabalho possui como ponto diferencial, frente a todos os expostos aqui, a tentativa de identificar o papel que as expectativas têm no regime de metas, algo pouco evidenciado até então. Nas estimações das curvas estabelecidas aqui, será sempre exposta a possibilidade de identificar como a expectativa reage a possíveis distúrbios dos componentes tanto da curva de oferta como da curva de demanda.

O intuito dessa análise é demonstrar não só a relação entre expectativas e inflação, mas identificar as variáveis que mais afetam a expectativa gerando efeitos mais contundentes sobre a inflação, tais como: câmbio, gastos governamentais, índice de commodities, etc. conforme é demonstrado nos resultados. Dessa forma, a política monetária de controle das expectativas de inflação pode ter algumas limitações, uma vez que as mudanças na expectativa de inflação podem estar, em parte, relacionadas a fatores que estão fora do campo de atuação do BC.

4 Metodologia

4.1 Modelo Empírico

Levando-se em consideração a discussão teórica a respeito do papel que as expectativas têm na inflação brasileira, apresentam-se a seguir as equações de Phillips, curva IS e a função de reação do BACEN.

$$\pi_t = \alpha\pi_{t-j} + \beta pm_{t-j} + \gamma exp_{t+j} + \delta e_{t-j} + \phi h_{t-j} + \phi icbr_{t-j} + \epsilon_{1,t} \quad (7)$$

$$h_t = \theta h_{t-j} + \mu r_{t-j} + \xi e_{t-j} + \eta fsp_{t-j} + \lambda exp_{t+j} + \epsilon_{2,t} \quad (8)$$

$$i_t = \sigma i_{t-j} + \phi D_{t-j}^1 + \rho h_{t-j} + \epsilon_{3,t} \quad (9)$$

A descrição das variáveis está na Tabela 2 abaixo, assim, existem algumas divergências dessa expressão com a Curva de Phillips tradicional do Banco Central. Inicialmente, optou-se por analisar a inflação de preços livres e administrados de maneira separada, para identificar os possíveis efeitos de propagação entre as variáveis. Em segundo lugar, atribui-se à Curva de Phillips uma proxy que representa o choque de oferta (icbr), o qual contempla a parte da inflação que não responde diretamente à política monetária. Assim buscou-se analisar até que ponto a inflação brasileira é derivada de fatores ligado à demanda e pelo canal das expectativas. Por fim, o o hiato do produto é calculado conforme o filtro Hodrick–Prescott.

Tabela 2: Descrição das Variáveis Utilizadas no Modelo

Descrição das Variáveis	
π	Taxa de Inflação de Preços Livres
pm	Preços Monitorados
exp	Expectativa de Inflação
e	Taxa de Câmbio
h	Hiato do Produto
cbr	Índice de Commodities do Brasil
r	Taxa Referencial - swaps - DI pré-fixada - 360 dias
$nfsp$	Necessidade de Financiamento para Superávit Primário
i	Taxa Selic Efetiva
D	Desvio das Expectativas em Torno da Meta

Fonte: Elaborada pelo Autor.

¹No cálculo do desvio da expectativa de inflação em torno da meta, optou-se por realizar o método proposto por Minella et al. (2002)

É importante salientar que na curva de IS introduzimos a variável expectativa na busca de demonstrar qual o grau de perturbação da demanda da economia (perturbação pela qual o Banco Central busca conter), dados os choques de expectativa. Com isso, identificar-se-á o quanto o hiato do produto se modifica em relação às flutuações das expectativas dos agentes em relação à inflação. Essa percepção é importante, já que o Banco Central busca controlar as perturbações de demanda via controle de expectativas do mercado em relação à inflação futura.

Para a estimação da Curva de Phillips e da Regra de Taylor, serão utilizados dados mensais que vão de janeiro de 2001 setembro de 2017. Para a curva IS, foram utilizados dados mensais que vão de janeiro de 2002 a setembro de 2017.

5 Estimativa e identificação

5.1 Modelo

A estrutura do Modelo SVAR tem a seguinte estrutura geral:

$$y_t' A_0 = \sum_{l=1}^v A_l + c + \epsilon_t' \quad (10)$$

onde y_t é um vetor $n \times 1$ de variáveis endógenas, ϵ_t é um vetor $n \times 1$ de choques estruturais, A é uma matriz $n \times n$ de parâmetros estruturais para $0 \leq l \leq v$ e com A_0 invertível. c é um vetor $1 \times n$ de parâmetros, v é o número de defasagem e T é o tamanho da amostra. O vetor ϵ_t depende das informações passadas e das condições iniciais $y_0, \dots, y_{1-v}$, é gaussiano com zero médio e matriz de covariância I_n (a matriz de identidade $n \times n$). O SVAR descrito na equação (10) pode ser escrito como

$$y_t' A_0 = x_t' A_+ + \epsilon_t' \quad (11)$$

onde $A_+ = \{A_1' \dots A_v' \ c'\}$ e $x_t' = \{y_{t-1}' \dots y_{t-v}' 1\}$ para $1 \leq t \leq T$. A dimensão de A_+ é $m \times n$ onde $m = nv + 1$. A_0 and A_+ são os parâmetros estruturais. A forma reduzida dos vetores autorregressivos (VAR) implica a seguinte equação:

$$y_t' = x_t' B_+ + u_t' \quad (12)$$

onde $B = A_+ A_0^{-1}$, $u_t' = \epsilon_t' A_0^{-1}$ e $E[u_t u_t'] = \Sigma = (A_0 A_0')^{-1}$.

É sabido que, uma vez que os parâmetros estruturais não são identificados, para recuperar os choques estruturais, precisamos impor algumas restrições de identificação. Como vemos a seguir, todos os nossos esquemas de identificação restringem apenas na identificação do choques de expectativas. Como identificamos apenas um choque, o SVAR é parcialmente identificado. Além disso, impomos menos que $n - 1$ restrições a zero. Assim, como mostra Rubio-Ramirez et al. (2010), o SVAR é definido identificado independentemente do número de restrições de sinal impostas.

5.2 Identificação

A Tabela 3 apresenta os resultados da aplicação do teste Dickey-Fuller aumentado (ADF), o Phillips-Perron (PP). Em relação às variáveis da curva de

Phillips, observa-se que a inflação de preços livres (IPCA (livres)), a inflação de preços monitorados (PM), o hiato do produto (hiato) e as expectativas inflacionárias (exp) são séries estacionárias em nível ou $I(0)$, em todos os testes. Já o IC-br e o câmbio apresentam uma raiz unitária, logo, não são estacionárias ou $I(1)$.

No mais, as variáveis NFSP, juros DI da curva IS, também não são estacionárias em nível, apenas na sua primeira diferença ou $I(1)$. Com relação às variáveis apenas pertencentes à curva de reação do Banco Central, observa-se também que tanto a Selic quanto o desvio das expectativas em torno da meta não são estacionárias em nível.

Tabela 3: Testes de Estacionariedade ADL e PP

	ADL	PP
	P-valor	P-valor
IPCA (livres)	0,000	0,000
Pm	0,000	0,000
Câmbio	0,944	0,835
Exp	0,000	0,000
Hiato	0,000	0,000
IC-br	0,324	0,097
Juros-DI	0,836	0,612
NFSP	0,000	0,000
Selic	0,925	0,587
Desvio	0,840	0,242

Fonte: Elaborada pelo Autor.

Na curva de Phillip, foram colocadas as seguintes restrições: *(i)* as expectativas sofrem influência em relação à inflação de preços livres e administrados como também do câmbio e do desvio do produto em relação ao potencial; *(ii)* e a segunda restrição impõe que essa relação é positiva, uma vez que, quando há uma expansão das variáveis da curva de Philips, o consumidor reage aumentando suas expectativas de inflação futura. Tendo por base que esses efeitos decorrentes de a um excesso de demanda. Já na Curva IS, as expectativas também têm uma relação positiva com o hiato do produto, câmbio e taxa de juros nominal. No caso da necessidade de financiamento, impomos que o efeito é zero.

A identificação da regra de política monetária é motivada pelas regras do tipo Taylor amplamente usadas nos modelos DSGE, dentro da literatura SVAR, no qual assumem que a autoridade monetária reage às mudanças na atividade econômica e nos preços. Logo assumimos que: *(i)* taxa Selic é o instrumento de política monetária e só reage de maneira contemporânea ao produto e aos desvios das expectativas em relação à média; *(ii)* a reação da taxa Selic à atividade econômica e ao desvio das expectativas em relação à meta de inflação é positiva. É importante salientar que quando os bancos centrais definem a taxa básica de juros, eles não têm dados sobre produtos e preços disponíveis para o mês atual. No entanto, os bancos centrais têm acesso a uma enorme quantidade de indicadores em tempo real (relatórios semanais de emprego, pesquisas de negócios, dados do mercado financeiro) para aprender sobre o estado atual das atividades e preços reais.

Por fim, como os dados são mensais, utilizou-se o número de defasagem igual a 12 meses conforme é amplamente utilizado na literatura.

6 Resultados

6.1 Curva de Phillips

Nessa subseção, serão apresentadas as funções impulso resposta, como parte fundamental do trabalho. Assim, a figura 1, apresenta as respostas das variáveis da curva de Phillips a impulsos de expectativas. O objetivo aqui é demonstrar o impacto da expectativa e das demais variáveis sobre a inflação de preços livres.

É interessante ressaltar que a diferença obtida aqui neste trabalho em relação às demais estimações expostas acima parece estar apenas na magnitude da interferência da expectativa sobre a inflação. A estimação demonstrada na figura 1 apresenta uma resposta do IPCA (livres) menor do que a que foi apresentada nos demais trabalhos, essa diferença de resultado pode estar condicionada às peculiaridades da função estimada. Uma dessas diferenças utilizadas neste trabalho é no desmembramento do IPCA (amplo) em preços livres (IPCA (livres)) e preços monitorados (PM), com isso um choque de expectativa é direcionado apenas para a inflação de preços livres, em vez do índice cheio.

Logo, percebe-se que a inflação brasileira é, em parte, influenciada pelos choques de expectativa da própria inflação e que a construção de uma curva de Phillips forward-looking pode ser coerente para a economia brasileira. Um resultado similar foi encontrado no trabalho de Schettini et al. (2012). Com isso, pode-se afirmar que quando o Banco Central consegue interferir na expectativa inflacionária, essa interferência é repassada para a inflação, constituindo, assim, uma das formas pelo qual o Banco Central consegue interferir na inflação.

Colaborando com essa assertiva, Vicente & Graminho (2015) demonstram que a expectativa de inflação é o principal componente da inflação implícita. Logo, é possível ter informações valiosas sobre a inflação futura analisando a diferença entre as taxas de juros nominal e real.

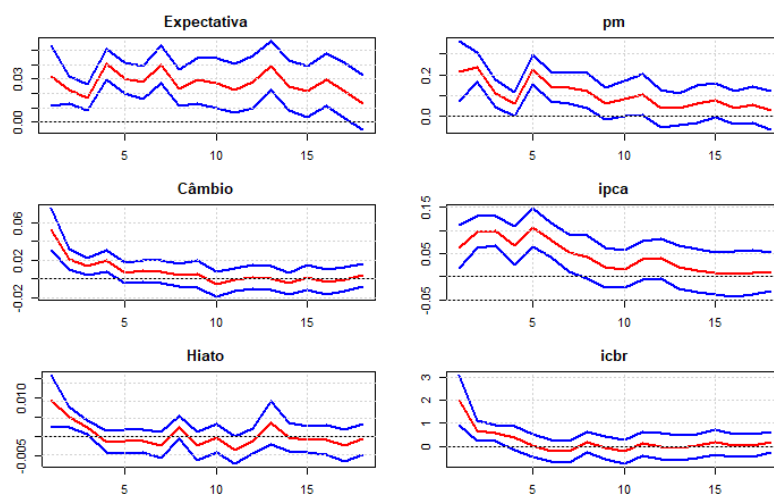
Outro autor que encontrou um resultado parecido foi Carrara (2016), em que a resposta do IPCA a um choque de expectativa é de quase um para um. Assim, um choque de expectativa é quase totalmente repassado para a inflação, evidenciando o argumento de Carroll (2003) para quem a expectativa de inflação e a taxa de desemprego corroboram para a explicação das mudanças inflacionárias.

Além desses autores, Correa & Minella (2005) demonstram, em uma estimação diferente da que foi proposta nesse trabalho, que a expectativa de inflação tem uma influência maior do que a própria inércia, ou seja, a expectativa de inflação tem maior influência sobre a inflação do que a inflação passada.

No mais, é importante destacar que as expectativas inflacionárias também influenciam outras variáveis da curva de Phillips. Perceba que um choque de expectativas gera um efeito de desvalorização cambial significativo até o 4 mês. Com isso, o fato de o câmbio ser influenciado pela expectativa revela a importância desse choque no canal de transmissão do câmbio, sendo que além da pressão direta que o câmbio sofre sobre a inflação de preços via pass-through, existe também o efeito do câmbio sobre a inflação preços por meio das expectativas. Observe que as expectativas também geram pressão para o

aumento dos preços monitorados e para o índice de commodities do Brasil, gerando também efeitos indiretos na inflação tanto via choque de oferta quando no reajuste das tarifas dos preços monitorados.

Figura 1: Respostas das Variáveis da Curva de Phillips à Choques de Expectativas



Fonte: Elaborado pelo Autor.

Existe um elemento importante a ser ressaltado aqui, no qual tem sido pouco explorado pelos demais trabalhos que buscaram estimar a curva de Phillips. Com base nessa modelagem, que buscou se aproximar da metodologia de decomposição da inflação pelo BACEN, ficou evidente que embora o impulso na expectativa de inflação gere mudanças na inflação de preços livres, esta sofre influência significativa de fatores ligados à oferta da economia, o que pode gerar um ambiente de certa indexação. Esse resultado pode demonstrar que a capacidade de atuação do BACEN de conter os efeitos inflacionários pode ter limitações, uma vez que a atuação do Banco Central via canal das expectativas, assim como os demais, busca conter primariamente a inflação de demanda.

Após essa estimação, é importante entender que o impacto das expectativas na inflação não é fácil de ser percebido, uma vez que a expectativa inflacionária está diretamente interrelacionada com todas as variáveis do sistema. Assim, na tentativa de determinar quais os fatores que levam a mudanças na expectativa de inflação, fato pouco explorado pelos trabalhos que buscaram estimar a curva de Phillips.

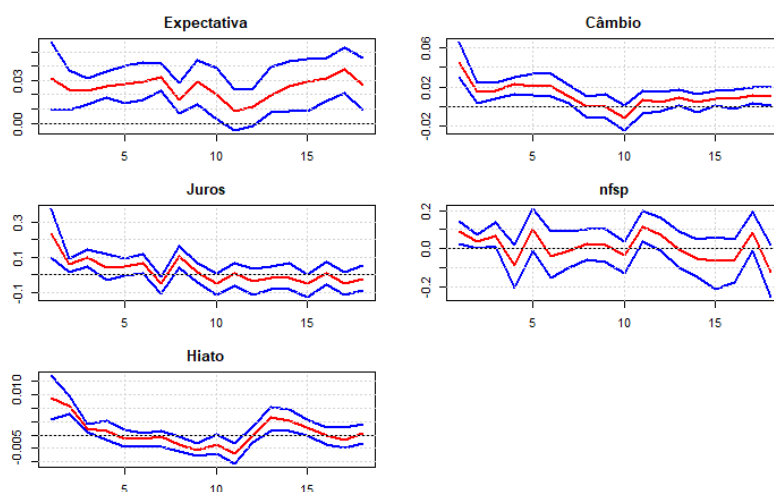
6.2 Curva IS

Já as respostas da demanda agregada aos choques de expectativas é apresentado nesta seção conforme a figura 2. Verifica-se, inicialmente, que um aumento das expectativas de inflação faz como que o hiato do produto tenha uma tendência de crescimento no primeiro mês e logo após uma queda que se estende até o 3º mês no qual o resultado passa a não ser significativo. Entretanto, esse aumento é pequeno tanto em magnitude quanto em tempo de duração, resultando na possibilidade de que o efeito de propagação de um

choque de expectativa não gere efeitos contundentes na inflação via mudança na demanda agregada.

Assim, sabendo que o hiato do produto interfere na inflação e como a expectativa de inflação não tem um efeito expressivo sobre a demanda agregada, a possibilidade de o Banco Central intervir na economia via canal das expectativas fica limitada, uma vez que, quando o Banco Central sinaliza uma mudança na taxa de juros futura, esse anúncio não levará a mudanças gradativas na demanda e, por sua vez, na inflação.

Figura 2: Respostas das Variáveis da Curva de IS à Choques de Expectativas



Fonte: Elaborado pelo Autor.

Já a figura 2 mostra os aspectos que interferem na expectativa pelo lado da demanda, que podem, assim, influenciar a inflação pelo canal das expectativas ou pelos outros canais, dadas as suas inter-relações. O objetivo é determinar as fontes que geram aumento da expectativa inflacionária, uma vez que esse aumento levará em um segundo momento a perturbações da inflação.

A resposta da taxa de juros DI na expectativa também é exposto na figura 2. Um choque na expectativa de inflação faz com que a taxa de juros aumente e tenha, posteriormente, uma tendência de queda, embora passasse por um período inicial de instabilidade. Esse fato está condicionado à percepção dos agentes de que a inflação futura cairá devido à política monetária restritiva.

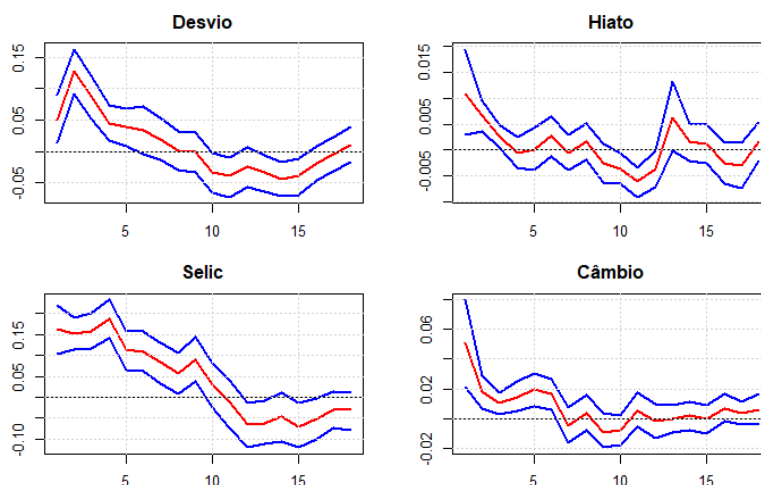
O resultado reforça a premissa de que a taxa de juros reduz a expectativa de inflação futura pelo canal clássico da taxa de juros, essa redução da expectativa de inflação faz com que a taxa real de juros suba, reduzindo o hiato do produto, o qual pode se traduzir em uma queda da inflação. Já um choque cambial, a curva IS apresenta resultados próximos ao da curva de Phillips, embora com uma magnitude maior. No caso de um aumento nos gastos do governo, a expectativa de inflação não gera um efeito significativo sobre a necessidade de financiamento do governo, apenas nos meses iniciais. Assim, um impacto indireto das expectativa de inflação sobre a demanda agregada pode refletir em maiores efeitos inflacionários.

6.3 Função de Reação do Banco Central

Os resultados expostos nessa subseção têm por base perceber como a política monetária via taxa de juros é afetada pela movimentação do desvio da expectativa em relação à meta, na busca de identificar o impacto as flutuações da expectativa dos agentes na taxa de juros.

Esses resultados são apresentados na figura 3 e estabelecem a resposta da Selic, do hiato do produto e do câmbio relacionado ao choque do Desvio das Expectativas (DESVIO). Assim, um aumento da expectativa em relação à meta gera um crescimento da taxa de juros Selic de 0,15% no primeiro mês, após o terceiro mês a taxa de juros Selic começa a apresentar uma tendência de queda, embora de maneira gradual, propagando-se até o décimo mês, indicando certa inércia da taxa de juros.

Figura 3: Respostas da Função de Reação do Banco Central à Choques de Expectativas



Fonte: Elaborado pelo Autor.

Assim, quando o valor esperado da inflação fica acima da meta de inflação estabelecida para o período, o Banco Central eleva a taxa de juros, visando reprimir a demanda agregada pelo aumento da taxa de juros real, o que pode conduzir a uma redução da inflação, afetando posteriormente a própria expectativa de inflação. É importante destacar que, uma vez que as expectativas se tornam ancoradas na meta, é de se esperar uma redução da taxa de juros de longo prazo via canal da expectativa. Assim, esse resultado sugere que um aumento na taxa Selic tem a tendência a se propagar na economia por um determinado tempo, levando a um maior esforço, por parte de Banco Central, em redirecionar essa variável no futuro.

Além disso, a figura 3 apresenta a resposta do câmbio e do hiato do produto a um choque do desvio das expectativas em relação à média. Observa-se que o impacto no hiato do produto é positivo, embora em uma proporção menor do que o da taxa Selic. O câmbio, por sua vez, apresenta um processo de desvalorização tal como na curva de Phillips.

7 Conclusão

O trabalho objetivou identificar a influência das flutuações nas expectativas de inflação sobre o Regime de Metas de Inflação (RMI), em especial sobre o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) no Brasil, no período de janeiro 2001 a setembro 2017.

Nesse contexto, o presente estudo demonstrou sucintamente a estrutura do novo consenso macroeconômico, no qual está baseado o Regime de Metas do Brasil, para explicitar a relevância que as expectativas têm em sobre a inflação. No mais, o trabalho apresentou os canais de transmissão da política monetária, tendo como foco o canal das expectativas, para entender a inter-relação que a atuação do Banco Central tem, via expectativa, sobre as nuances na demanda agregada que, por sua vez, interfere na inflação.

Nesse contexto, o trabalho se diferencia dos demais que buscaram estimar as curvas de RMI com o intuito de verificar a influência das expectativas tanto diretamente na inflação, tal como se apresenta na curva de Phillips, como de forma indireta, pelo impactado da expectativa na demanda agregada. No mais, a expectativa nesse trabalho é tratada como um canal pelo qual são transmitidas as mudanças nas variáveis do RMI sobre a inflação.

Assim, na curva de Phillips verificou-se que a expectativa de inflação impacta de maneira positiva a inflação brasileira desde o primeiro mês, logo quando os agentes precificam um aumento da inflação futura, esse efeito contribui para o aumento da própria inflação no Brasil. Todavia, são os choques cambiais e os choques de oferta que contribuem de maneira mais significativa para as mudanças da inflação brasileira, o que dificulta a capacidade do Banco Central de estabilizar a inflação.

A análise da curva IS demonstrou que a demanda agregada não é impactada fortemente pela expectativa de inflação. Logo, a perspectiva dos agentes em relação à inflação futura não causa grandes mudanças na demanda agregada, embora as nuances do hiato do produto interfiram diretamente na formação de expectativa de inflação. No mais, verificou-se que um aumento da expectativa de inflação faz com que a taxa de juros Swaps DI tenha uma tendência de crescimento, embora passe por um primeiro período de instabilidade.

Por fim, na curva de reação do Banco Central foi possível averiguar que a política monetária realizada pelo Banco Central se torna restritiva quando o desvio da expectativa em torno da meta torna-se positivo, evidenciando a preocupação do Banco Central frente à expectativa de inflação.

Com isso, fazendo uma análise conjunta de todo o regime de metas de inflação, pode-se concluir que a inflação brasileira é influenciada pela percepção dos agentes em relação à própria inflação futura. A formação da expectativa futura de inflação é, pois, influenciada por um conjunto de variáveis que impactam a inflação de maneiras diferentes tanto em magnitude quando em tempo de duração. Nesse ambiente, a autoridade monetária busca conter a expectativa de inflação por meio da taxa de juros que, por sua vez, interfere na demanda agregada, uma vez que a taxa de juros é o principal instrumento de política monetária. Todavia, em comparação com as demais variáveis da curva de Phillips, as mudanças no hiato do produto não provocam grandes mudanças na inflação brasileira, embora impactem na expectativa de inflação. Esse aspecto corrobora a possibilidade de que a inflação seja determinada, em uma maior proporção, pelas variáveis ligadas à oferta da economia e não da

demanda, cabendo ao Banco Central reduzir apenas os efeitos de propagação dos choques via convergência das expectativas em torno da meta.

Referências Bibliográficas

- Andrade, J. P. & Divino, J. A. C. (2001), 'Optimal rules for monetary policy in Brazil'.
- Areosa, W. (2004), 'Dinâmica da inflação no Brasil: o caso de uma pequena economia aberta', *Rio de Janeiro: Departamento de Economia, PUC-Rio*.
- Arestis, P. & Sawyer, M. (2008), 'New consensus macroeconomics and inflation targeting: Keynesian critique', *Economia e Sociedade* 17(SPE), 629–653.
- Bevilaqua, A. S., Mesquita, M., Minella, A. et al. (2008), Brazil: taming inflation expectations, in 'Participants in the meeting', p. 139.
- Bogdanski, J., Tombini, A. A. & Werlang, S. R. C. (2000), 'Implementing inflation targeting in Brazil', Werlang, Sergio R., *Implementing Inflation Targeting in Brazil (July 2000). Banco Central do Brasil Working Paper* (1).
- Bonomo, M. A. & Brito, R. D. (2002), 'Regras monetárias e dinâmica macroeconômica no Brasil: uma abordagem de expectativas racionais', *Revista Brasileira de Economia* 56(4), 551–589.
- Carneiro, D. D., Monteiro, A. M. & Wu, T. Y. H. (2002), Mecanismos não-lineares de repasse cambial para o IPCA, Technical report, Texto para discussão.
- Carrara, A. F. (2016), Choques de oferta e política monetária na economia brasileira: Uma análise do impacto dos preços das commodities na inflação entre 2002 e 2014, PhD thesis, Universidade de São Paulo.
- Carroll, C. D. (2003), 'Macroeconomic expectations of households and professional forecasters', *the Quarterly Journal of economics* 118(1), 269–298.
- Clarida, R., Gali, J. & Gertler, M. (1999), 'The science of monetary policy: a new keynesian perspective', *Journal of economic literature* 37(4), 1661–1707.
- Correa, A. & Minella, A. (2005), Mecanismos não-lineares de repasse cambial: Um modelo de curva de Phillips com threshold para o Brasil, Technical report, ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia.
- Dezordi, L., D'Agostini, L., Bittencourt, M. & Curado, M. (2009), 'Regime de metas de inflação para a condução da política monetária brasileira: uma aplicação do modelo VAR', *Política Monetária, Bancos Centrais e Metas de Inflação: teoria e experiência brasileira, Rio de Janeiro: Editora FGV*, pp. 121–147.
- Freitas, P. S., Muinhos, M. K. et al. (2001), *A simple model for inflation targeting in Brazil*, Banco Central do Brasil.
- Mendonça, H. F., Dezordi, L. L. & Curado, M. L. (2005), 'A determinação da taxa de juros em uma economia sob metas para inflação: o caso brasileiro', *Indicadores Econômicos FEE* 33(3), 97–110.

- Minella, A., Springer Freitas, P., Goldfajn, I. & Kfoury Muinhos, M. (2002), 'Inflation targeting in Brazil: lessons and challenges', *Banco Central do Brasil Working Paper* (53).
- Rubio-Ramirez, J. F., Waggoner, D. F. & Zha, T. (2010), 'Structural vector autoregressions: Theory of identification and algorithms for inference', *The Review of Economic Studies* 77(2), 665–696.
- Santos, F. S. & Holland, M. (2008), Estimando a demanda agregada no Brasil: o papel dos fatores externos, Technical report, ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia.
- Schettini, B. P., Gouvea, R. R. & Sachsida, A. (2012), 'Inflação, desemprego e choques cambiais: Estimativas var para a economia brasileira'.
- Soares, J. J. S. & Barbosa, F. H. (2006), 'Regra de Taylor no Brasil: 1999-2005', *Encontro Nacional de Economia* 34.
- Souza Júnior, J. R. C. & Caetano, S. M. (2014), 'Regra de Taylor, inércia na política monetária e influência do hiato do produto'.
- Vicente, J. V. M. & Graminho, F. M. (2015), 'Decompondo a inflação implícita', *Revista Brasileira de Economia* 69(2), 263–284.
- Woodford, M. (2009), 'Convergence in macroeconomics: elements of the new synthesis', *American economic journal: macroeconomics* 1(1), 267–79.

IMPACTS OF LOAN-TO-VALUE CEILINGS IN THE BRAZILIAN MORTGAGE LOANS

NADIEJDA SÁ *
ANA CAROLINA ZOGHBI †
RAFAEL TERRA ‡

Abstract

This study aims to assess the impact of loan-to-value ceiling applied by Resolution BCB No. 4,271 on the mortgage market in September 2013. Based on public aggregated data, we assessed the effect of the regulatory change on the loan-to-value and on quality of the portfolio using impact evaluation techniques that aim to estimate true causal effects. Results suggest the intervention did not reduce total mortgage loans. Interrupted time series and differences-in-differences estimates show statistically significant effects on the quality of the portfolio measured by the proportion of poorly rated credits.

Keywords: loan-to-value ratio on the loan amount, real estate loans, difference-in-differences, interrupted time series, synthetic control.

Resumo

O objetivo do presente estudo é avaliar o impacto do teto do valor do empréstimo aplicado pela Resolução BCB 4.271 no mercado de hipotecas em setembro de 2013. Com base em dados públicos agregados, avaliamos o efeito da mudança regulatória no valor dos empréstimos e na qualidade do portfólio usando técnicas de avaliação de impacto que buscam estimar verdadeiros efeitos causais. Os resultados sugerem que a intervenção não reduziu o total de empréstimos hipotecários. As estimativas de séries temporais interrompidas e diferenças em diferenças mostram efeitos estatisticamente significativos na qualidade da carteira, medida pela proporção de créditos com classificação ruim.

Palavras-chave: tetos de empréstimos sobre valor financiado, empréstimo imobiliário, diferenças-em-diferenças, série temporal interrompida, controle sintético.

JEL classification: F38, G21, G28, O16.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea153614>

* Banco Central do Brasil. E-mail: deanesa@yahoo.com

† Universidade de Brasília (UnB). E-mail: acpzoghbi@unb.br

‡ Universidade de Brasília (UnB). E-mail: rterra@unb.br

1 Introduction

This study aims to evaluate the effects of Resolution 4,271 from September 2013 enacted by Central Bank - of Brazil - which established the loan-to-value ceiling on mortgages on total mortgage and quality of the portfolio. We use public and aggregated data and adopt proper impact evaluation techniques to estimate the causal effect of the intervention.

The housing bubble of 2008 strongly affected the housing market and rapidly spread to different market segments, becoming a global financial crisis. Since then, several policies were suggested to reduce vulnerabilities of the financial system. On the housing market, the relationship between property taxes and house prices is well documented. Thus property taxes are often pointed as an effective policy to inhibit speculation and decrease prices (Bai et al. 2014). On the financial markets, central banks, supervisory agencies and multilateral organizations have also identified the need to improve the agents regulation to avoid new crises and attenuate their impacts. Conventional supervision, focusing on individual financial institutions revealed insufficient to maintain the financial system stability. Macroprudential regulation, focused on systemic risk and aimed at promoting economic and financial stability, has become necessary to complement microprudential regulation¹.

The real estate sector has received special attention by prudential regulators because of its expansion and retraction cycles on the Brazilian real economy and financial system. Crowe et al. (2011) argue that the expansion cycle of the real estate market may not affect macroeconomic stability, but how such an expansion takes place does. The expansion financed by the excessive leverage of financial institutions have negative effects because, at the end of the cycle, the impact of reduced real estate prices on the economy is amplified by the financial effects from the deleveraging of lenders following the default by borrowers.

Macroprudential policies control real estate booms and preserve quality of credit portfolios. Reserve requirements, interbank exposure limits, loan-to-value (LTV) and debt service-to-income (DTI) ratio ceiling imposition stands out among the most used tools to implement these policies. Gete & Reher (2016) argue that LTV limits can reduce cost to lenders, but also reduce benefits of potential homeowners. The authors propose a mortgage market model with LTV limits in which heterogeneous households can choose to rent or buy real estate. Buying is only possible with mortgage loans. Mortgages can be recourse or nonrecourse loans. Lenders must break even, and optimal LTV must balance benefits of homeownership and costs and externalities of defaulting real estate mortgages. Optimal LTV produced in this model can help policymakers to better tailor ceiling limits and reach more efficient results.

Kuttner & Shim (2016), based on data from 57 countries over three decades, investigate the effect of LTV adoption on prices in the housing market, finding no significant effects of such policy. Wong et al. (2011), in turn, use a panel of countries to evaluate the impacts of LTV ceiling imposition and conclude that the adoption of this policy reduced the sensitivity of default risks to price shocks. Thus, the policy was effective in reducing the systemic risk

¹Systemic risk is understood here as the probability of disruption in financial services when the system is subjected to shocks despite meeting microprudential requirements (Silva et al. 2012).

arising from housing market expansion and contraction cycles. However, it had insignificant effect on the increase of real estate prices in the short term.

Lim et al. (2011) rely on a sample of 49 countries to evaluate the effect of macroprudential policies and conclude that over 50% of countries reduced credit growth and asset prices after enacting LTV ceilings. Regression analysis suggest the limits on LTV and DTI reduce the procyclicality of credit instruments. Claessens et al. (2013) assess the effect of LTV and DTI ceilings adoption on the balance sheets of 2,800 banks in 48 different countries and conclude that the limits are effective in reducing the growth and leverage of bank assets.

Morgan et al. (2018) analyze the effect of LTV changes on mortgage loans. The authors use data of over 4,000 banks in 46 countries. This dataset makes the study stand out from the others. The authors look at the effects of adopting LTV, captured by the inclusion of a dummy for the ceiling adoption. The results show a reduction of 5.9% in mortgage loans after LTV.

Two recent studies conducted in Brazil have evaluated the effect of macroprudential policies involving LTV regulation. Afanasieff et al. (2015) evaluated the effect of the regulatory change implemented in December 2010 that increased the risk associated with automobile credit operations with high LTV and long maturities. Results suggest reduced default rates and total credit amount confirming the expectations. Araujo et al. (2017) study the effects of a LTV ceiling imposition to the real estate market on the behavior of borrowers using different datasets and estimation strategies. They conclude that the imposition of more conservative ceilings to the credit regulated segment reduce both the payment delays and the mean value of loans.

Li & Yavas (2017) recommend LTV to be set individually. They argue that the importance of the land value share on total property value has been neglected as an important determinant of the default risk on mortgage markets. According to the authors, the volatility of property prices results mostly from the higher volatility of land prices. Testing test the effect of the land price share to total property price on the risk of mortgage default, results show that the higher the land price share to total property value, the higher the default probability. Thus, the authors recommend that LTV should consider the land value share to total property value of each mortgage loan applicant and that it should be set individually.

The contributions of this paper to the literature are threefold. First, we evaluate the application of an LTV ceiling and its effects on volume and quality of credit in a developing country facing rapid mortgage loans growth. We use both country-level information to evaluate the effects of LTV on total loans, and local level credit information that allows comparing mortgage loans of regulated and non-regulated sectors to assess impacts on the quality of credit portfolio. In Brazil, the mortgage loans offered by private banks are, for the most part, not subject to the Housing Financing System (SFH - Sistema de Financiamento Habitacional) rules, public banks, in turn, are restricted by the LTV limits on Resolution 4,271 from 2013. Second, since each country adopts different LTV limits, to collect as much evidence as possible on the countries' experiences is important. Third, we rely on impact evaluation strategies that seek estimates of the true causal effect of the macroprudential intervention.

To estimate the effect of the LTV intervention on the volume of credit we use Synthetic Control methodology, with which we compared the Brazilian

case study to various countries that did not adopt LTV ceilings during the period. The results indicate that the credit did not decrease in response to LTV, which might be good if accompanied by credit portfolio quality improvement.

In this sense, exploratory analysis using interrupted time series (ITS) suggests an increase in the quality of the credit portfolio on aggregate. Analysis with difference-in-differences (DID) confirms the result with more disaggregated data. We use local level mortgage loans data for regulated and non-regulated credit and find evidence that the quality of mortgage portfolio increased among regulated sector, which were subject to the SFH rules and LTV limits. A robustness test of previous parallel trends reinforce the causality of the result.

This paper is divided into four sections in addition to this introduction. Section 2 addresses the Institutional Framework, the rapid growth observed in recent years and recent institutional changes. Section 3 describes the effects of the LTV intervention on total mortgage loans. Section 4 describes the effects on the quality of the portfolio. Section 5 concludes.

2 Institutional Framework

After the debt crisis in the early 1980s, the Brazilian economy experienced a period of strong macroeconomic instability and hyperinflation that worsened the quality of the mortgage portfolio and led to the SFH crisis. Even after the stabilization of the economy in the second half of the 1990s, which began with the adoption of *Plano Real* in 1994, the recovery of real estate loans remained inexpressive. The mortgage loans expansion only gained traction in the last decade, particularly between 2009 and 2014.

The strong expansion in mortgage lending verified in Brazil during the last decade is a result of favorable terms of trade, sustained growth, sound fundamentals, legal reforms and facilitated financing conditions. The volume of loans increased from 48.4 billion reais in December 2004 to 502.9 billion reais in December 2014².

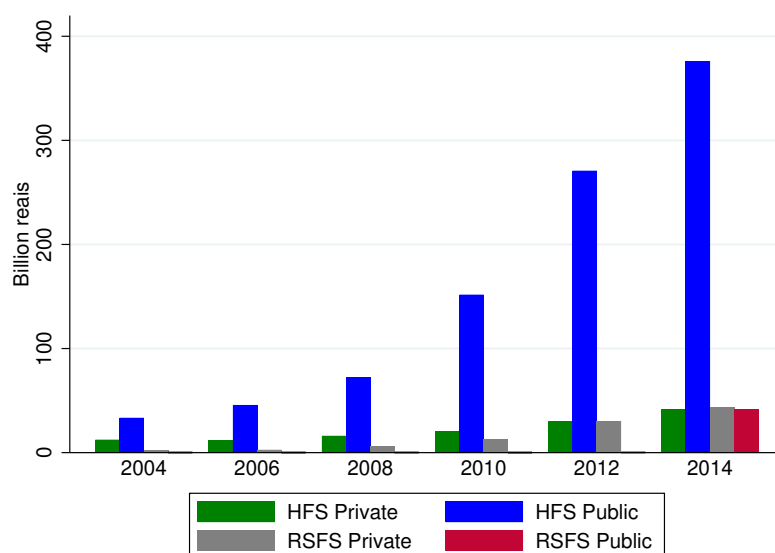
Two institutional changes that increased mortgage loans stand out: the improvement of legislation on patrimony of affectation and fiduciary alienation³ - which increased security to borrowers and lenders, and the renegotiation of the housing debt of the Wage Variation Compensation Fund (FCVS), which freed public resources to be channeled to mortgage market.

The housing program denominated Minha Casa, Minha Vida (MCMV - My House, My Life, in Portuguese), launched after the 2008 crisis, was also important for the credit growth. It aimed to reduce the housing deficit by strengthening the participation of public banks. Figures 1 and 2 show the rapid housing credit growth and how significant MCMV was in such an expansion.⁴

²Information retrieved from Central Bank Credit Information System (SCR). Prices are adjusted to values of June 2017.

³See Law 10,931 from August 2004, which sets guidelines for both taxation of patrimony of affectation and fiduciary alienation.

⁴The program was made official by Law 11,977 on July 7th, 2009. Further information on the MCMV Program can be found at <http://www.cidades.gov.br/habitacao-cidades/programas-e-acoes-snh/67-snh-secretaria-nacional/programas-e-acoes/1297-programa-minha-casa-minha-vida>.

Figure 1: Mortgage loans by financial institutions (in billion reais)

Notes: The figure shows the evolution of the mortgage portfolio. Credits are classified based on the ownership status of the financial institution - public or private - and on operation type - at market rates or regulated rates. The portfolio of operations contracted at market rates is denominated Real Estate Financing System (SFI – Sistema de Financiamento Imobiliário) and the portfolio of operations contracted at regulated rates is denominated Housing Financing System (SFH). The volume of the portfolio is denominated in reais of June 2017.

Low-income families, with incomes up to 1,800 reais participated in level 1 of MCMV. Rather than loans granted by financial institutions, this level receives subsidies. Resources from the Brazilian Severance Indemnity Fund (FGTS *Fundo de Garantia por Tempo de Serviço*, in Portuguese) allowed expanding the loans offered by MCMV at differentiated mortgage rates and payment conditions focusing on middle-class families - with income between 4,000 and 7,000 reais - eligible for the program levels 2 and 3. Later in 2016, level 1.5 was created to attend families with incomes between 1,800 and 2,600 reais.

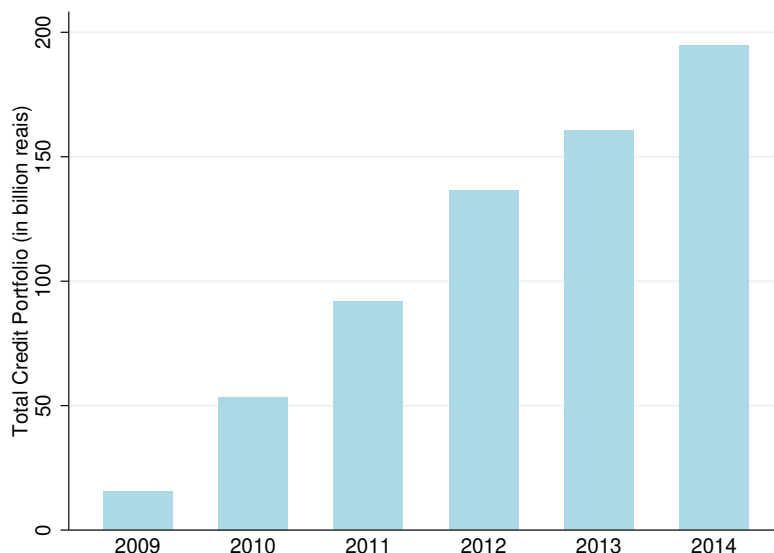
Mortgage loans grew rapidly in several countries of Latin America, with Brazil standing out for presenting the highest housing credit growth rates (Regional Economic Outlook Analytical Notes 2012). Experts, then, started to question the soundness of the housing credit market and vulnerabilities that could spread to the financial system and to the real economy (Otto 2015)⁵.

2.1 Housing Financing Resources in Brazil

The Brazilian housing financing system operates with two large complementary branches, i.e., the Housing Financing System (SFH) and the Real Estate Financing System (SFI). SFH was launched by Law 4,380 from August 1964, which aimed at reducing the housing deficit and at enabling a self-sustaining

⁵Even though default indicators such as the percentage of late payments longer than 90 days presented historically-low levels.

Figure 2: MCMV - Accumulated Contracted Value - Levels 2 and 3 (in billion reais)



Notes: Figure shows the amount of credit offered by MCMV program levels 2 and 3. The volume of credit is denominated in reais of June 2017.
Source: Brazilian Ministry of Cities.

fund raising and investment dynamics in the housing sector. On the other hand, SFI was launched by Law 9,514 from November 1997, and aimed at enabling real estate financing processes using market mechanisms.

SFH is characterized by regulating financing conditions such as interest rates, maximum values for financed properties, maximum term and insurance terms conditions, as established by the National Monetary Council. A major share of SFH resources comes from the FGTS⁶ and the Brazilian Savings and Loans System (SBPE *Sistema Brasileiro de Poupança e Empréstimos*, in Portuguese).

Resources resources from both FGTS and SBPE have compulsory origin. The first consists of employer contributions, which aimed at protecting workers in case they were fired and at providing funds for housing and sanitation. SBPE funds consists of a compulsory share of total savings captured by SBPE entities⁷.

Recently, mortgage loans funding have changed, increasing participation of FGTS and market sources. Nonetheless, resources from targeted savings account for more than 50% of total resources⁸.

Finally, despite the rapid credit growth observed in recent years, the Mortgage Loans/GDP ratio (8,5% in 2015, according to Financial Soundness Indicators (FSI)/FMI) remains low at international levels, even in comparison to

⁶FGTS was established by Law 5,107 from September 1966

⁷According to Resolution 3,932 from December, 2010, 65% of the resources captured from saving deposits by SBPE members should be directed to housing financing. At least 80% of these 65% should be allocated to SFH operations, whereas the remainder should be allocated to operations at market rates.

⁸For further details on the recent diversification in funding sources, see Otto (2015).

other developing countries. The high concentration of mortgage loans in few banks, and two public banks in particular is another feature of the Brazilian mortgage market, as Figure 1 shows the strong dependence of the housing loans segment on public banks and regulated rates operation types.

2.2 Regulatory Change: Resolution 4,271 from 2013

Resolution 4,271 from September 2013 imposed a limit on the amount to be borrowed from SFH as a share of the real estate value. Before that Resolution, Brazil LTV was unlimited, and only the amount to be borrowed was limited (see Table 1). This measure was taken in a context in which many countries were adopting such LTV ceiling policies as macroprudential tools to increase banks resilience in economic downturns.

Table 1: Pre and post-reform LTV and loan limits

	Pre reform		Post Reform	
	2006 to 2009 (a)	2009 to 2013 (b)	2013 to 2018 (c)	2018 to date (d)
LTV	none (only a cap on total loan of R\$245,000.00)	none (only a cap on total loan of R\$450,000.00)	80% of the property value 90% of the property value in CAS system	80% of the property value in PRICE system
Maximum property value	R\$350,000.00	R\$500,000.00	R\$650,000.00 R\$750,000.00 for the states of São Paulo, Rio de Janeiro, Minas Gerais and Distrito Federal	R\$1,500,000.00

Notes: (a) Based on Central Bank of Brazil Resolution 3,347, from February 8th, 2006. (b) Based on Central Bank of Brazil Resolution 3,706, from March 27th, 2009. (c) Based on Central Bank of Brazil Resolution 4,271 from of September 30th, 2013. (d)Based on Central Bank of Brazil Resolution 4,676, of July 31th of 2018.

The idea behind the measure is that the greater the proportion of borrower's contribution from their own funds, the less incentive they must default if the economic conditions worsen and/or house prices negatively change. The LTV ceiling imposed by the resolution is restricted to operations contracted in compliance with SFH rules, i.e., to new loans contracted at regulated rates. The regulation is less rigorous in operations contracted with Constant Amortization System (CAS) with a limit of 90%, in which installments decrease in time and amortization is faster. Operations contracted with the Amortization Schedule are more vulnerable to default in a property price decline scenario, so it is subject to the more conservative maximum LTV of 80%. The resolution also update the maximum acceptable real estate value to be financed within the SFH. The maximum value increased from 500,000 to 750,000 reais in the country's richest states; and to 650,000 reais in other federative units (see Table 1).

The impossibility of separating the effect of the imposition of LTV limits from the limits update implies that the impact evaluation analyzed with ag-

gregate data refers to the resolution.

3 Total Mortgage Loans after LTV: comparisonan International Comparison

This section presents the macroeconomic effect of the LTV intervention in September 2013 on the total amount of mortgage loans, taking a group of countries as potential counterfactuals for Brazil. Using Synthetic Control methodology allows the analysis of a homogeneous treatment, different from using groups of countries with several and potentially different interventions different LTV limits, and other confounding treatments adopted together with LTV in each country. The methodology also permits to working with aggregate data. It is often better to work with data as disaggregated as possible, within the same country; but in this case, as far as the credit volume is concerned, the imposition of LTV limits on regulated SFH credit can influence non-regulated SFI credit. Working with aggregate data avoids effects of problems repercussion between regulated and non-regulated credit.

Developed by Abadie & Gardeazabal (2003) and Abadie et al. (2010) the Synthetic Control (SC) methodology consists in estimating the counterfactual as a linear combination of the outcomes of untreated units similar to the treated unit (See details in Appendix A).

$$\hat{\alpha}_{1t} = Y_{it}^I - \sum_j w_j^* Y_{jt}^J, \quad t > T_0, \quad i \neq j \quad (1)$$

where Y_{it}^I is the treated unit outcome, Y_{jt}^J are the outcomes of potential control (donor) units and weights, w_j^* are set to minimize the differences between pre-intervention characteristics (X_i) of treatment and control units.

We built a panel of 29 countries and 32 periods based on quarterly data between the first quarter of 2007 and the last quarter of 2014 to enable the application of the Synthetic Control methodology. The unavailability of longer series for some countries is a limiting factor to the data collection prior to 2007. In addition, data after 2015 are excluded from the study to avoid confounders, such as housing credit policies implemented by the major real estate credit provider in Brazil, *Caixa Econômica Federal*, in 2015.

Potential controls are selected based on studies by Martins et al. (2011) and Cerutti et al. (2015). The donor pool was selected among countries that, according to the study, did not implement macroprudential maximum LTV policies. Data are collected from Central Banks, IMF (International Financial Statistics/IFS and World Economic Outlook/WEO), World Bank (World Development Indicators), United Nations (UN) and from the European Mortgage Federation (EMF). Variables are described in Table 2.

Synthetic Control uses weights that produce a convex combination of countries that resembles Brazil the most (the synthetic Brazil). This resemblance is defined in terms of a set of covariates X described in Table 2. X includes the following set of macroeconomic variables⁹: GDP growth (GDPVAR), GDP per capita seasonally adjusted (GDP), International USD Reserves (RESERV), Price Index (PI), Unemployment rate (UNEMPL), Quarterly GDP (quarterly GDP), Private Consumption seasonally adjusted (Consumption), Real estate

⁹The set of variables is similar to that used by Cerutti et al. (2015)

Table 2: Definition of variables and sources

	Variable	Source	Unit
Balances	Mortgage loans balances in USD	European Mortgage Federation (EMF) FSI/IMF Central Banks	Millions of USD
PIMOV	Real estate prices	BIS Property Prices (% real index) Hypostat, NHB Residex and Statistics of Buenos Aires City	Index, 2010=100
HDI	Human Development Index	UN	
Pop	Population level	IMF World Economic Outlook (WEO)	Millions of people
GDP	GPD per capita - seasonally adjusted	World Bank World Development Indicators	constant 2010 USD
RESERV	International Reserves in USD - seasonally adjusted	International Financial Statistics (IFS)	Millions of USD
GDPVAR	GDP variation	International Financial Statistics (IFS)	
PI	Price Index	Source: International Financial Statistics (IFS)	
UNEMPL	Unemployment - seasonally adjusted	International Financial Statistics (IFS)	%
GDP quarterly	Quarterly GDP in National Currency - seasonally adjusted	FMI/International Financial Statistics (IFS)	Millions in National Currency
Consumtion	Private consumption - seasonally adjusted	FMI/ International Financial Statistics (IFS) FED St Louis/Central Banks	Millions in National Currency
Credit	Credit to the Private Sector	BIS Central Banks	Millions in National Currency

prices (PIMOV), Credit to the private sector except real estate loans (Credit), Human Development Index (HDI), and Population (Pop). That procedure is analogous to controlling for the same variables, with the advantage that it does not assume linear relationship between control variables, LTV and mortgage loans. These variables are associated with the development of the credit market as well as with the economy activity level.

We built a synthetic Brazil as a convex combination of countries in the donor pool¹⁰. The characteristics of the nine selected predictors and lagged dependent variables are very similar between Brazil and its synthetic counterpart. The countries that compose synthetic Brazil are Australia, France, India, Peru and Russia, with more weight given to the last one (see weights in Table B.1). To order to evaluate the fit between synthetic and treated units in the pre-treatment period, Abadie et al. (2014) suggest calculating the root mean square prediction error (RMSPE) based on the outcome deviations from its synthetic counterpart.

$$RMSPE = \sqrt{\frac{1}{T_0} \sum_{t=1}^{T_0} (Y_{it} - \sum_{j=1}^J w_j^* Y_{jt})^2} \quad (2)$$

Adhikari & Alm (2016) suggested calculating the “Fit index” by normalizing the RMSPE to make the interpretation easier. Accordingly, the RMSPE of a zero-fit benchmark is calculated as

$$RMSPE_{benchmark} = \sqrt{\frac{1}{T_0} \sum_{t=1}^{T_0} (Y_{it})^2} \quad (3)$$

and the index is obtained by taking the RMSPE proposed by Abadie et al. (2014).

$$FIT = \frac{RMSPE}{RMSPE_{benchmark}} \quad (4)$$

The closer to one the index, the worst the predictive power of the model. On the other hand, the closer to zero, the better the fit. Table 3 presents the RMSPE and the Fit Index of different pre-treatment periods. The indexes suggest an appropriate fit for the 2010-2013 period.

Table 3: Model adjustment in the Pre-treatment Period for control units: RMSPE and Fit index

	2010Q1-2013Q3	2011Q1-2013Q3	2012Q1-2013Q3
RMSPE	0.15	0.029	0.017
RMSPE Benchmark	11.46	11.61	11.7
FIT Index	1.30%	0.25%	0.14%

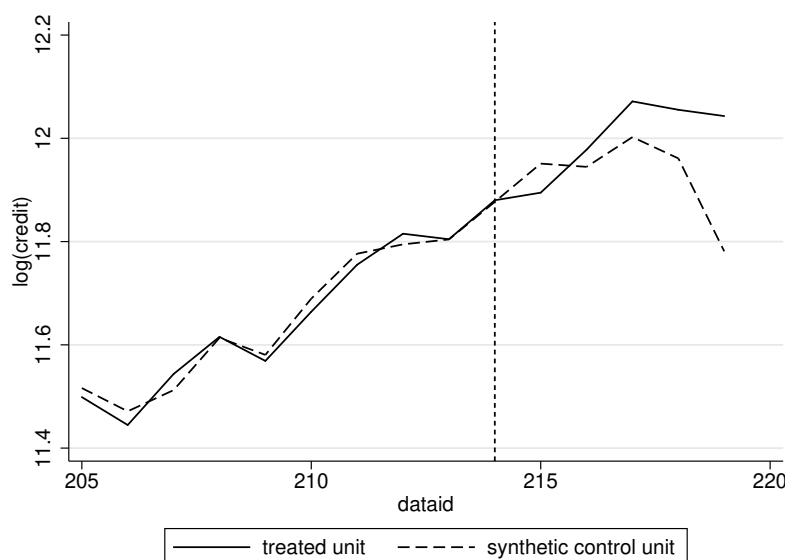
Notes: Table shows the fit indicators for three pre-treatment periods. Fit index shows values that suggest adequate adjustment for the three periods.

¹⁰Equation (9) in Appendix A determines optimal weights

3.1 Synthetic Control results

Figure 3 shows the evolution of the log of mortgage loans in comparison to its synthetic counterfactual, from the second quarter of 2011 to the end of the fourth quarter of 2014. The difference between the two curves represents the effect of the regulatory change implemented in September 2013. As expected, mortgage loans relatively decrease between Brazil and synthetic Brazil in the quarter immediately after the LTV intervention. Conversely, in subsequent quarters mortgage loans increase increasing more in Brazil than in its synthetic counterpart.

Figure 3: Log mortgage loans balance: Brazil $\times$ Synthetic (in USD)



Note: See donor country weights in Table B.1 in Appendix B.

Table 4: Twelve month growth rate in log real estate credit after LTV (in USD)

	$\Delta T1$	$\Delta T2$	$\Delta T3$	$\Delta T4$	$\Delta T5$
Treated	0.14	0.16	0.27	0.18	0.15
Synthetic	0.17	0.15	0.20	0.08	-0.17
Estimated Treatment Effect	-0.03	0.01	0.07	0.09	0.32

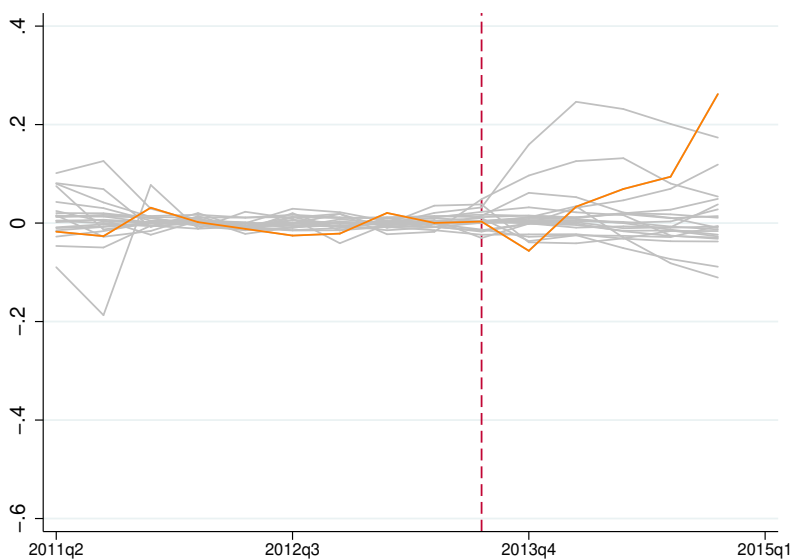
Notes: Table shows the twelve-month variation in the log mortgage loans for the treated and synthetic units- in percentage. Treatment effect is calculated based on the difference between variations for treated and synthetic units in five quarters after the adoption of the regulatory change.

Table 4 presents twelve-month growth rate in log mortgage loans for Brazil and its synthetic part. It is based on variations for treated and synthetic units (Figure 3) for five quarters after the adoption of the LTV. Results suggests the mortgage loans growth rate is higher for Brazil compared with its synthetic in second to fifth quarters after the intervention.

We identified that the government, with Resolution 4,271 from 2013, raised the maximum acceptable mortgage loan at the same time as the LTV. Both measures have opposite effects, which makes the Resolution final effect ambiguous. This explains the lack of distinguishable effect on total mortgage loans using Synthetic Control. In conclusion, these estimates are lower bounds, but important to guide future investigation that will find better ways to estimate the causal effect of macroprudential policies such as LTV.

Analytical expressions for estimates confidence intervals do not exist. To infer on the results Abadie et al. (2007) suggest running a series of placebo regressions having each country in the donor pool as the treated unit. Figure 4 presents the results of such estimates. It is basically equal to Figure 3, but instead of the logarithm of credit as dependent variable, each line represents the difference between the logarithm of credit of a treated unit and its synthetic counterpart. The closer to zero that line, the better the adjustment of the model, and since models use pre-intervention characteristics to obtain the weights of each country, the models adjustments are naturally better in the pre-intervention period. If LTV intervention in Brazil was binding we would expect the difference to be the most negative if Brazil was the treated unit, bellow all other potential treated units. However, Figure 4 shows a difference similar to other potential treated units after LTV imposition in Brazil. Thus, the result in terms of credit growth is inconclusive.

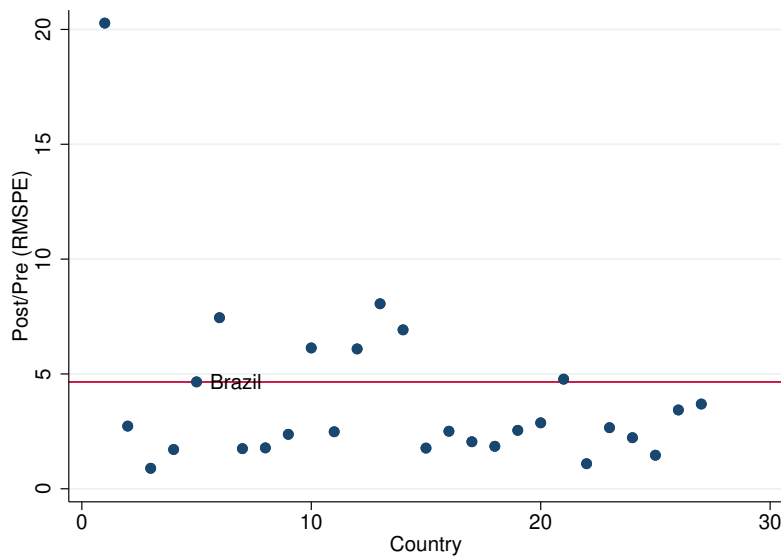
Figure 4: Placebo Deviation from Synthetic Placebos (in USD)



Notes: Each line represents the difference between the logarithm of credit of a treated unit and its synthetic counterpart. The closer to zero that line, the better the adjustment of the model, and since models use pre-intervention characteristics to obtain the weights of each country, the models adjustments are naturally better in the pre-intervention period. If LTV intervention in Brazil was binding we would expect the difference to be the most negative if Brazil was the treated unit, bellow all other potential treated units. However, Figure 4 shows a difference similar to other potential treated units after LTV imposition in Brazil. Thus, the result in terms of credit growth is inconclusive.

Abadie et al. (2014) suggest computing the ratio between post and pre-intervention RMSPE for each unit to assess how effective the strength of the treatment is. Although we cannot make traditional statistical inference with this estimator, the authors suggest that counting the number of units that present higher ratios than the one that was actually treated may be effective to determine the intervention effect. Ideally, 0% of the observations should present higher ratios than the treated unit. Figure 5 summarizes the ratio between RMSPE post and pre-intervention. Countries in Figure 5 are displaced in alphabetical order in the x-axis, whereas the ratio of post RMSPE to pre-RMSPE is displaced in the y-axis. Since Brazil is the only country in our database that set LTV limits in the mortgage market during the period, we expected it to present the highest ratio. However, 6 out of 24 donors present the post/pre-treatment relation higher than Brazil's, thus indicating that a random country would have a 25% probability of presenting post/pre-treatment relation as high as Brazil's—an insufficient outcome to infer treatment significance.

Figure 5: Post/Pre-RMSPE (root mean square prediction error) relation for each placebo unit



Notes: Figure 5 summarizes the ratio between RMSPE post and pre-intervention. Countries in Figure 5 are displaced in alphabetical order in the x-axis, whereas the ratio of post RMSPE to pre-RMSPE is displaced in the y-axis. Since Brazil is the only country in our database that set LTV limits in the mortgage market during the period, we expected it to present the highest ratio. However, 6 out of 24 donors present the post/pre-treatment relation higher than Brazil's, thus indicating that a random country would have a 25% probability of presenting post/pre-treatment relation as high as Brazil's an insufficient outcome to infer treatment significance.

4 Mortgage Portfolio Quality after LTV

Results in Section 3.1 suggest the difference in total real estate credit between Brazil and its synthetic part is equal to zero. That result would follow if the

LTV limit was not binding. In fact, if the LTV limit was not binding the credit portfolio quality would not improve. This section conducts a test of LTV effect on a measure of the quality of mortgage portfolio.

Table 5: Evolution of the Credit Portfolio Composition (billion reais)

	Private - HFS	Public - HFS	Private - RSFS	Public - RSFS
mar/13	30.47	284.62	31.75	0.42
jun/13	30.91	305.57	35.26	2.94
sep/13	32.39	325.77	38.10	3.60
dec/13	34.18	344.24	35.06	3.74
mar/14	35.69	330.11	36.46	29.72
jun/14	37.26	343.34	38.27	32.71

Notes: Table shows total mortgage portfolio based on the ownership status of the institution, public or private and on the type of loans regulated/subsidized (SFH) or non-regulated/market-rate (SFI). The volume of the portfolio is expressed in billions of reais. Prices are constant to values of June 2017.

Table 5 public banks are important in the mortgage market. SFH credit given by public banks amounted to over 82% of total loans in March 2013. That decreased to 76% in June 2014. SFH loans by public banks increased from 284.62 billion reais in March 2013 to 344.24 billion reais in December same year. In the following quarters, SFH loans remained relatively stable. SFI loans by public banks, on the other hand, increased significantly, from 0.42 billion in March 2013 to 32.71 billion in June 2014.

Central Bank of Brazil uses letters to classify the operations according to Resolution 2,682 from of 1999¹¹. Standard risk operations, i.e., the ones with delay of up to 60 days, are classified in descending order of risk as AA, A, B and C. Credit is considered progressively more problematic from categories D to H. Variable Y_{it} denotes the proportion of problematic credit on total portfolio.

$$Y = \frac{(\text{Portfolios } D + E + F + G + H)}{(\text{Portfolios } AA + A + B + C + D + E + F + G + H)} \times 100 \quad (5)$$

We used data on mortgage loans registered in the Central Bank of Brazil Credit Information System Central Bank of Brazil. According to the database, all loans by financial institutions at values higher than a thousand reais are recorded and classified based on their risk level.

Figure 6 describes the proportion of non-performing mortgage loans during the period immediately before and after the LTV imposition in September 2013. It is based on the quality index in equation (5). The figure shows that the proportion of credit considered problematic is very low, around 5% for SFH - regulated/subsidized - and 2% for SFI - non-regulated/market-rate. Besides, right after LTV enactment, the quality indicator among SFI credit deteriorated slightly more.

Figure 7 shows an exploratory exercise with the proportion of problematic mortgage loans on total portfolio (classified D and higher, that is, with

¹¹See also *Relatório de estabilidade financeira* by Brazilian Central Bank (2017)

Figure 6: Evolution of the portfolio quality between 2013 and 2015 by type of credit (SFH × SFI)



The figure describes the proportion of non-performing mortgage loans during the period immediately before and after the LTV imposition in September 2013.

Non-performing mortgage loans are defined based on the quality index in Equation

$$(5): Y_{it} = \frac{\text{Portfolios}_{D+E+F+G+H}}{\text{Portfolios}_{AA+A+B+C+D+E+F+G+H}} \times 100$$

Source: Credit Information System Central Bank of Brazil.

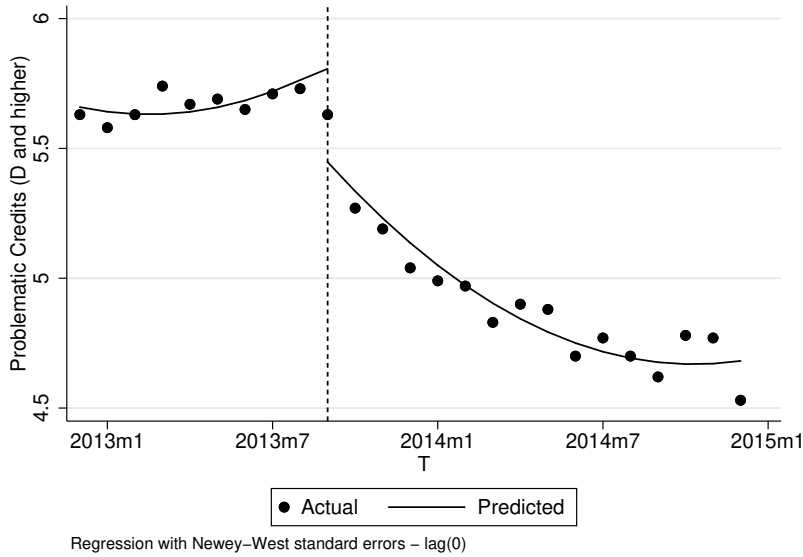
payments delayed for more than 90 days) before and after LTV using interrupted time series¹². This is a type of regression discontinuity, in which time is the treatment assignment variable (forcing variable). For such a methodology to work properly we need high frequency data and the effects after LTV enactment to be instantaneous. Nevertheless, neither condition is met in this exercise. We have few degrees of freedom, and effects of LTV may take a long time to be noticed. Thus, Figure 7 should work only as an auxiliary exercise.

We could also have added control variables that may confound the results in Figure 7, but few macroeconomic variables present with quarterly information, and even using some of these variables as controls, we still have few degrees of freedom. Still, this figure offers good insights. Adjusting a flexible polynomial on both sides of the intervention threshold, we find an immediate decrease in problematic loans of 0.37 percentage points (pp.). The decrease remains throughout the period under analysis, with a total reduction of almost 1 pp. after 15 months. Such a reduction is not negligible, once we are measuring the quality of the entire portfolio a stock variable and that problematic loans for SFH and SFI amount to less than 5% of the total.

Difference-in-differences (DID) is another strategy used to evaluate the effect of LTV on credit portfolio quality. We used data on SFH and SFI mortgage loans at the municipal level. Municipalities with few operations were excluded from the database so not to compromise their confidentiality. Municipalities with unbalanced SFH and SFI portfolios were also excluded. The

¹²This design is often applied to evaluate regulatory changes in financial markets, and health policies with immediate effects (Abe 2016).

Figure 7: Adjusting an interrupted time series (ITS) to explain total mortgage portfolio quality before and after LTV enactment



Notes: This figure shows a parametric exercise that allows us to figure possible discontinuous effects produced by the LTV ceiling. We adjust a flexible polynomial with Newey-West standard errors on both sides of the intervention threshold:

$$Y_t = 5.66 - 0.022t_t - 0.368X_t - 0.174t_tX_t + 0.004t_t^2, \text{ where } X_t \text{ is a dummy indicating}$$

(0.037) (0.015) (0.077) (0.044) (0.002)

the periods before (equal to 0) and after LTV enactment; t_t is a time trend and Y_t the proportion of loans classified as D or higher on total mortgage loans. The figure shows an immediate decrease of 0.37 percentage points (pp.) in problematic credit. The decrease remains throughout the period under analysis, with a total reduction of almost 1 pp. after 15 months. Such a reduction is not negligible, once we are measuring the quality of the entire portfolio a stock variable and that problematic credits for SFH and SFI amount to less than 5% of total credit.

Source: Financial Stability Reports (Banco Central do Brasil, 2017).

estimation strategy consists in exploring a group affected by the regulatory change (SFH) - treated group - and another group not subjected to that change (SFI) - control group. DID design rely on the hypothesis treated and control groups would follow parallel tendencies in the absence of treatment. Treatment effect is given by the difference between treatment and control groups of the variations before and after the intervention. DID model can be expressed by:

$$Y_{it} = \alpha + \beta T_t + \gamma D_i + \theta T_t D_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Y_{it} denotes the proportion of mortgage loans classified as D or higher on total loans; T_t is a dummy denoting time (equal to 0 before and to 1 after LTV enactment); D_i denotes eligibility to treatment, equal to 1 for total SFH portfolio and 0 for total SFI portfolio in each municipality; and interaction ($T_t D_i$) shows effective treatment situation. The treatment effect is given by θ .

4.1 DID results

Estimates with data from loans of SFH and SFI by municipalities are presented in Table 6. The estimation strategy consists in exploring a group affected by the regulatory change (SFH) treated group and another group not subjected to that change (SFI) control group. Figure 6 also describes the dataset. We do not need to control for macroeconomic confounding factors in this case, because they are common to all municipalities, and are thus captured by the time dummy. Table 6 summarizes treatment effect for 6 and 12 months after treatment. The DID estimator shows significant result after 6 months. It shows that after treatment, mortgage portfolio quality of SFH loans improved 0.66 percentage points in relation to SFI loans. The magnitude of the treatment effect cannot be neglected, since the quality of new loans affected by the treatment is diluted in total portfolio. The DID treatment effect on the quality of the portfolio corroborates that described by Araujo et al. (2017).

Table 6: Difference-in-differences results on mortgage portfolio quality

	After 6 months	After 12 months
T_t	0.2568** (0.1061)	-0.0492 (0.1279)
D_i	4.0158*** (0.1013)	3.7946*** (0.1357)
$D_i T_t$	-0.6594*** (0.1134)	0.2260 (0.1457)
Cons	0.4961*** (0.0891)	1.1927*** (0.1230)
R-squared	0.37	0.33
N	3756.00	3324.00

Notes: *: $p < 0.10$. **: $p < 0.05$. ***: $p < 0.01$.

On the other hand, results show no significance after 12 months. That may be the consequence of a higher deterioration in the non-regulated portfolio. Borrowers may have migrated to non-regulated SFI loans with higher interest rates. Cizel et al. (2016) investigate the effect of replacing the regulated sector (bank credit) with the non-regulated one (non-bank credit) in an empirical study based on data from 40 countries. According to their study, the regulated mortgage market decreased 10% in the two years after the implementation of macroprudential policies; whereas the non-regulated segment showed increased growth rate of 5%. Total mortgage loans declined 8%, thus indicating the growth in the non-regulated sector did not compensate for the decline in the regulated sector. The study concludes an effect of substitution from the regulated sector with the non-regulated one, indicating worsening in the risk classification of the non-regulated sector.

Table 7 shows the robustness test of parallel trends between treatment and control groups in the pre-treatment period. Results show no significant differences in pre-treatment trends, which indicates the results at 6 months after LTV intervention is not the result of a pre-existing trend.

Figure 8 shows parallel treatment and control trends of mortgage portfolio quality in the period of 6 months before the LTV enactment. Such a result

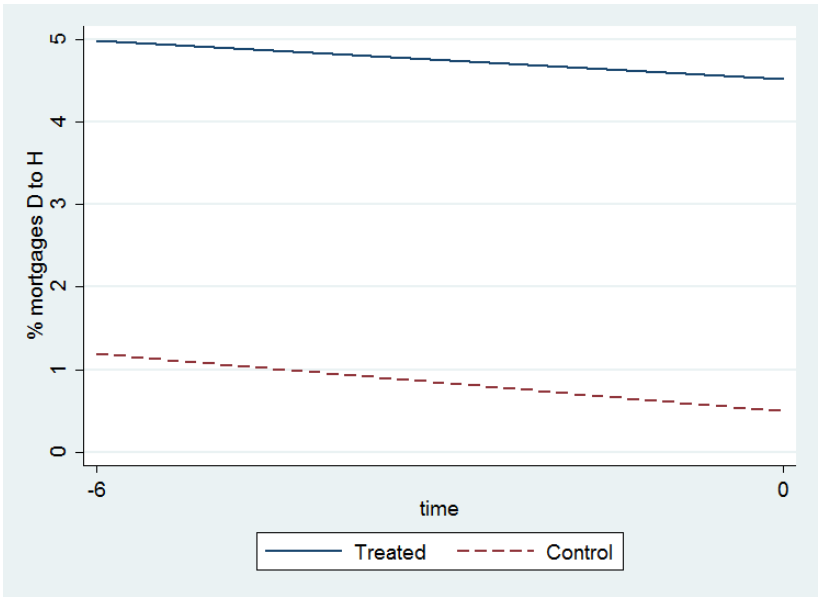
Table 7: Difference-in-differences pre-treatment test of parallel trends

	(1)
T_t	-0.6966*** (0.1275)
D_i	3.7946*** (0.1357)
D_iT_t	0.2212 (0.1360)
Cons	1.1927*** (0.1230)
R-squared	0.33
N	3540.00

Notes: *: $p < 0.10$. **: $p < 0.05$. ***: $p < 0.01$.

suggests the statistical significance of the effect of the LTV enactment on mortgage portfolio quality was not due to previous trend differences.

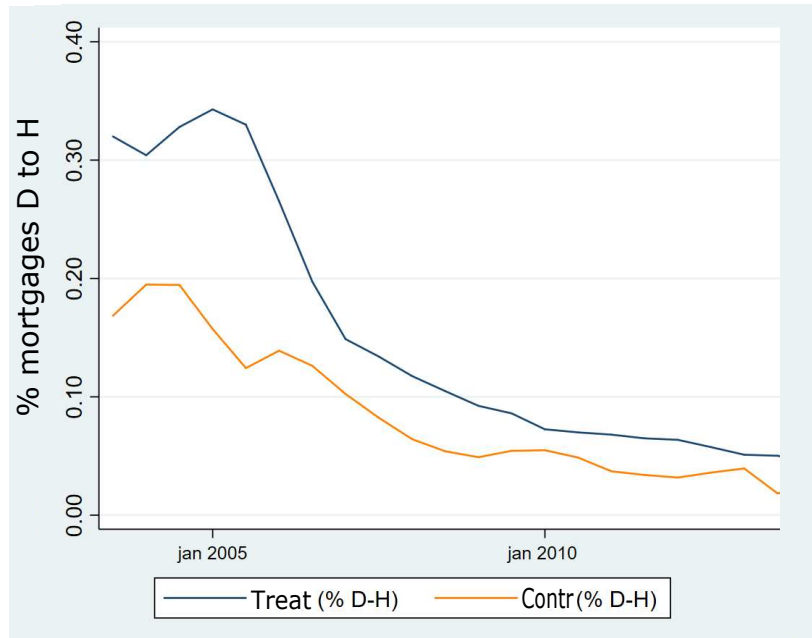
Figure 8: Estimates of the mortgage portfolio quality before the LTV enactment



Notes: This figure shows parallel trends of treatment and control groups in the period of 6 months before the LTV enactment. Treatment group represents SFH loans, affected by the regulation, in each municipality. Control group represents non-regulated SFI loans in each municipality.

Figure 9 shows the proportion of non-performing mortgages for a long period (from January 2004 to September 2013) before LTV enactment. Although the quality levels of the SFH and SFI mortgage portfolios are different, the dynamics in the pre-treatment period is similar between the two groups. That suggests no pre-existent trend differences, and the results in Table 6 may be causal.

Figure 9: The evolution of mortgage portfolio quality in the pre-intervention period (from January 2004 to September 2013)



The figure shows the evolution of mortgage portfolio quality in the pre-intervention period, from January 2004 to September 2013.

5 Final Remarks

This study evaluates the effect of the regulatory change that implemented an LTV ceiling on mortgage loans growth dynamics and on the quality of the mortgage portfolio. We explore aggregate datasets because Microdata on credit operation are confidential. Nonetheless, this study shows it is feasible to work with impact evaluation methodologies with aggregated or more disaggregated data.

We begin focusing on the impact of the regulatory change on total mortgage loans using Synthetic Control, which avoids heterogeneous LTV interventions observed in country level panels. Results show the housing credit growth dynamics was not affected by the LTV enactment in Brazil. Although Lim et al. (2011) and Cizel et al. (2016) find decreasing mortgage loans after LTV ceiling implementations, this effect is not observed in Brazil. Competing hypothesis can explain this result. First, Brazilian LTV was not binding. Second, LTV may be binding, but LTV reduced the perceive risk of financial institution, which increased credit supply in response, canceling out the credit reduction by LTV enactment. Third, increases in the real estate maximum financing value were adopted simultaneously with the LTV ceiling, also canceling out effects.

After that, we check the aggregated behavior of the mortgage portfolio quality before and after the LTV introduction using interrupted time series, observing a significant change in total quality of the portfolio regulated (SFH) and non-regulated (SFI). This analysis allows us to observe general balance effects of regulated and non-regulated mortgage portfolio quality.

Results obtained through DID corroborated the study by Cizel et al. (2016) and Araujo et al. (2017), since they show statistically significant effects of the regulation on the quality of the regulated group (SFH) in comparison to the non-regulated one (SFI) in the short run (6 months after treatment). In the long run, the effect vanishes, which may be the result of substitution effect between regulated and non-regulated loans, which influences DID estimates but not ITS, which continues to show LTV significant effects after 12 months.

References

- Abadie, A., Diamond, A. & Hainmueller, J. (2007), 'Synthetic control methods for comparative case studies: estimating the effect of California's tobacco control program, Working Paper, National Bureau of Economic Research. Available from: <https://www.nber.org/papers/w12831.pdf>. Access in: dez. 13 2019', (12831).
- Abadie, A., Diamond, A. & Hainmueller, J. (2010), 'Synthetic control methods for comparative case studies: Estimating the effect of california's tobacco control program', *Journal of the American Statistical Association* **105**(490), 493–505.
- Abadie, A., Diamond, A. & Hainmueller, J. (2014), 'Comparative politics and the synthetic control method', *American Journal of Political Science* **59**(2), 495–510.
- Abadie, A. & Gardeazabal, J. (2003), 'The economic costs of conflict: a case study of the basque country', *The American Economic Review* **93**(1), 113–132.
- Abe, T. M. O. (2016), 'Internação e mortalidade por doença cardiovascular e cerebrovascular no período anterior e posterior à lei antitabaco na cidade de São Paulo, tese de Doutorado, Universidade de São Paulo, São Paulo.
- Adhikari, B. & Alm, J. (2016), 'Evaluating the economic effects of flat tax reforms using synthetic control methods', *Southern Economic Journal* **83**(2), 437–463.
- Afanasieff, T. S., Carvalho, F. L. C. A., Castro, E. C., Coelho, R. L. P. & Gregório, J. (2015), 'Implementing Loan-to-Value Ratios: the case of auto loans in Brazil (2010-2011)', *Working Paper*. Banco Central do Brasil. Available from: <https://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps380.pdf>. Access in: dez. 13 2019.
- Araujo, D. K. G., Barroso, J. B. R. B. & Gonzalez, R. B. (2017), 'Loan-to-value policy and housing loans: effects on constrained borrowers', *Working Paper*. Bank for International Settlements. Available from: <<https://www.bis.org/publ/work673.pdf>>. Access in: dez. 16 2019.
- Bai, C., Li, Q. & Ouyang, M. (2014), 'Property taxes and home prices: a tale of two cities', *Journal of Econometrics* **180**(1), 1 – 15.
URL: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304407613002674>
- Cerutti, E. M., Claessens, S. & Laeven, L. (2015), 'The use and effectiveness of macroprudential policies: new evidence. working paper', *International Monetary Fund*.

Cizel, J., Frost, J., Houben, A. & Wierds, P. (2016), 'Effective macroprudential policy: cross-sector substitution from price and quantity measures', *Working Papers, International Monetary Fund* **16/94**.

Claessens, S., Ghosh, S. R. & Mihet, R. (2013), 'Macro-prudential policies to mitigate financial system vulnerabilities', *Journal of International Money and Finance* **39**, 153 – 185.

Crowe, C. W., Dell'Ariccia, G. & Igan, D. O. (2011), 'How to deal with real estate booms', *Working Paper, International Monetary Fund*. Available from: <<https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2011/wp1191.pdf>>. Access in: 16 dez. 2019.

Gete, P. & Reher, M. (2016), 'Two extensive margins of credit and loan to value policies', *Journal of Money, Credit and Banking* **48**(7).

Kuttner, K. N. & Shim, I. (2016), 'Can non-interest rate policies stabilize housing markets? evidence from a panel of 57 economies', *Journal of Financial Stability* **26**, 31 – 44.

URL: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1572308916300705>

Li, L. & Yavas, A. (2017), 'Land share, mortgage default, and loan-to-value ratio as a macro-prudential policy tool', *Working Paper*. Available from: <https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2980558>. Access in: dez. 16 2019.

Lim, C., Columba, F., Costa, A., Kongsamut, P., Otani, A., Saiyid, M. & Wu, X. (2011), 'Macroprudential policy: what instruments and how to use them? lessons from country experiences', *Working Papers, International Monetary Fund*. Available from: <<https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2011/wp11238.pdf>>. Access in: 16 dez. 2019.

Martins, B., Lundberg, E. & Takeda, T. (2011), 'Housing finance in Brazil: institutional improvements and recent developments', *Working Paper*. **URL:** <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1946143>

Morgan, P. J., Regis, P. J. & Salike, N. (2018), 'LTV policy as a macroprudential tool and its effects on residential mortgage loans', *Journal of Financial Intermediation* **37**, 89 – 103. **URL:** <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1946143>

Otto, S. (2015), 'Real estate policy in Brazil and some comparisons with the United States', *Stanford, Centre for International Development - Working Paper*. Working Paper, Stanford University. Available from: <<https://stanford.io/2R2hZYD>>. Access in: 16 dez. 2019.

Regional Economic Outlook Analytical Notes (2012), 'Keeping an Eye on Housing Markets in Latin America'. Working Paper. Available from: https://webcache.googleusercontent.com/search?q=cache:Ry3VQHc1JkKJ:https://www.imf.org/media/Websites/IMF/imported-flagship-issues/external/pubs/ft/reo/2012/whd/eng/pdf/_wreo013013pdf.ashx+&cd=1&hl=pt-BR&ct=clnk&gl=br. Access in: 16 dez. 2019.

Silva, L. A. P., Sales, A. S. & Gaglianone, W. P. (2012), 'Financial stability in Brazil', **289**. Available from: <<https://ideas.repec.org/p/bcb/wpaper/289.html>>. Access in: 16/12/2019.

Wong, E., Fong, T., Li, K.-f. & Choi, H. (2011), 'Loan-to-value ratio as a macro-prudential tool: Hong Kong's experience and cross-country evidence'. Available from: <<https://ideas.repec.org/p/hkg/wpaper/1101.html>>. Access in: 16 dez. 2019.

Appendix A

Originally developed by Abadie & Gardeazabal (2003) and Abadie et al. (2010) the Synthetic Control (SC) methodology has been widely adopted in comparative evaluation studies for unique interventions performed at aggregate level. Case studies - such as the LTV enactment - try to predict the evolution of an aggregate outcome variable for the treated unit by comparing it to an average of units - called Synthetic Control- that resembles the treated unit as much as possible.

The standard model by Abadie et al. (2007) presents a single treated unit i , which is exposed to treatment after period T_0 , i.e., during periods $T_0 + 1, T_0 + 2, \dots, T$, and J untreated units that are potential donors for the synthetic control. Taking Y_{it} as the dependent variable, the estimated effect is the difference between the two potential outcomes expected for post-treatment periods:

$$\alpha_{1t} = Y_{it}^I - Y_{it}^N, \quad t > T_0 \quad (7)$$

where Y_{it}^I is the potential outcome if unit i was exposed to treatment and Y_{it}^N is the potential outcome of unit i in period t in the absence of intervention. Synthetic Control consists in estimating Y_{it}^N as a linear combination of the outcomes of untreated units similar to i .

$$\hat{\alpha}_{1t} = Y_{it}^I - \sum w_j^* Y_{jt}^J, \quad t > T_0, \quad i \neq j \quad (8)$$

The weights w_j^* are set to minimize the differences between pre-intervention characteristics of treatment and control units. X_i denotes a vector of covariates and linear combinations of pre-intervention outcomes. Vector (W^*, V^*) solves:

$$\begin{aligned} \min_{V, W} \quad & X_1 - X_0 W = \sqrt{(X_1 - X_0 W)' V (X_1 - X_0 W)} \\ \text{s.t.} \quad & w_j^* \geq 0 \\ & \sum_{j=1}^J w_j^* = 1 \\ & j = 1, \dots, J; \\ & i \neq j \end{aligned} \quad (9)$$

where X_0 contains covariates of units in the donor group; X_1 is characteristics of the treated unit; V is a diagonal matrix with non-negative components that assign weights to the most important covariates in terms of prediction accuracy. After finding the first choice V^* , it is possible to choose W^* to minimize the mean square prediction errors (MSPE). With optimal W^* , $\sum w_j^* Y_{jt}^J$ can be obtained before and after intervention and then compared with the outcome. Placebo tests with each observation are conducted to infer.

Appendix B**Table B.1:** Composition of the Synthetic Control (only countries with positive weights)

Country	Unit Weight
Australia	0.073
France	0.165
India	0.123
Peru	0.006
Russia	0.634

EFEITO DAS OPERAÇÕES DE *HEDGE* E ESPECULAÇÃO SOBRE A VOLATILIDADE DOS PREÇOS DE *COMMODITIES* AGRÍCOLAS NOS EUA*

VALÉRIA FARIA DOS SANTOS[†]

LEANDRO MACIEL[‡]

ROSANGELA BALLINI[§]

Resumo

Este artigo investiga o impacto das ações de *hedgers* e especuladores sobre a volatilidade dos retornos de preços à vista de grãos nos Estados Unidos entre 2000 e 2015 incorporando variações dos contratos futuros em modelos da família GARCH. Para verificar a ação destes agentes ao longo do tempo, os modelos foram estimados de forma recursiva. Adicionalmente, ajustou-se um modelo BEKK-GARCH para verificar os efeitos intermercados. Os resultados mostraram que a atuação de *hedgers* e especuladores têm impacto moderado sobre os mercados estudados, tendo maior efeito após a crise de 2008 e em momentos de redução da correlação entre as *commodities*.

Palavras-chave: GARCH, BEKK-GARCH, mercados agrícolas, *Hedge*, especulação.

Abstract

This article aims to investigate the impact of hedgers and speculators on the grain price returns volatility in the United States between 2000 and 2015 by incorporating the variations from future contracts in GARCH family models. To verify how the impact of these investors over time, the models were recursively estimated. Furthermore, a BEKK-GARCH model was used to analyze inter-market effects. The results showed that hedgers and speculators have a moderate impact on the volatility of agricultural markets, with the most prominent impact being after the 2008 crisis and when the correlation among the commodities decreased.

Keywords: GARCH, BEKK-GARCH, agricultural markets, hedge, speculation.

JEL classification: Q10, Q11, Q14, G10.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea155701>

* O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - Brasil (CAPES) - Código de Financiamento 001.

[†] Universidade Estadual de Campinas (Unicamp). E-mail: valeria.mrg@gmail.com

[‡] Universidade Federal de São Paulo (Unifesp). E-mail: maciel.leandro@unifesp.br

[§] Universidade Estadual de Campinas (Unicamp). E-mail: ballini@unicamp.br

1 Introdução

Ao longo das últimas décadas, mercados de *commodities* agrícolas registraram vários períodos de intensa oscilação, tanto com tendência de alta, quanto de baixa de preços. Desde o início dos anos 2000, estes mercados têm observado uma escalada de preços que atingiu seu ápice entre os anos de 2008 e 2011, movimento que coincidiu com o aumento no volume de contratos de derivativos destes produtos. A combinação destes dois fenômenos reacendeu a discussão sobre o papel dos mercados futuros sobre os mercados de *commodities*. Parte da literatura defende que se trata de ferramentas importantes na proteção contra o risco de preços, ao passo que outros apontam seu papel como fonte de instabilidade para os mercados à vista subjacentes. Ainda que não haja consenso na literatura, alguns países já têm adotado políticas para limitar o acesso de agentes não comerciais aos derivativos de *commodities*. Assim, destaca-se a importância de verificar de que forma as variações no número de contratos futuros negociados afetam os preços nos mercados à vista de *commodities* agrícolas, a fim de fornecer informações adicionais aos formuladores de políticas.

Segundo as estimativas do Banco Mundial, os preços das *commodities* agrícolas aumentaram cerca de 130% entre os anos de 2002 e 2008, indicando o retorno de uma tendência ascendente nesses mercados. Embora o fenômeno tenha atingido as *commodities* de um modo geral, a ascensão de preços nos mercados agrícolas chama especial atenção da comunidade internacional, uma vez que estes produtos têm grande impacto, afetando os países em níveis macro e microeconômico, por estarem relacionados ao setor de alimentos.

Ao mesmo tempo, o início de 2000 também marca um aumento no volume de investimentos nos mercados de derivativos agrícolas, graças à aprovação do *Commodity Futures Modernization Act*, que reduziu o poder regulatório da Comissão de Mercados Futuros de *Commodities* dos EUA (*Commodity Futures Trading Commission* – CFTC). Estima-se que o volume de investimentos em futuros de *commodities* agrícolas, entre 2000 e 2008, foi da ordem de US\$ 300 bilhões (Henriques 2008). Os investimentos em derivativos de *commodities* agrícolas passaram de um patamar de US\$ 10 bilhões para um nível recorde de US\$ 450 bilhões. O volume dessas transações chegou a ser mais de 20 vezes o das transações com estoques físicos, e os investidores não comerciais, que representavam 25% do mercado nos anos de 1990, chegaram a abarcar a totalidade do mercado de futuros de *commodities* como milho, trigo e arroz em 2010 (Paula et al. 2015).

Este movimento nos mercados futuros levou muitos autores a analisar a relação entre a ação dos agentes do mercado de derivativos, como *hedgers* e, especialmente, especuladores, sobre a volatilidade dos preços nos mercados agrícolas. Pode-se definir *hedgers* como os agentes que assumem no mercado futuro uma posição oposta àquela que possuem no mercado à vista, sendo essa estratégia uma forma de proteção de variações adversas nos preços. De outra forma, especuladores são os agentes que não têm interesse pela *commodity* objeto do contrato, mas assumem o risco das posições no mercado de derivativos em decorrência da possibilidade de ganhos financeiros (Bessada 2003, Teixeira 1992).

Avaliar o efeito de *hedgers* e especuladores sobre mercados agrícolas é uma tarefa complexa, uma vez que não é possível classificá-los dentre os participantes dos mercados de derivativos, ou seja, se suas posições são operações

de *hedge* ou se estão especulando. Deste modo, muito da literatura a respeito deste tema busca contornar esta questão utilizando variáveis *proxy* que sejam capazes de captar a ação destes agentes. Trabalhos como os de Capelle-Blancard & Coulibaly (2011), Manera et al. (2013), Rinden (2015), Andreasson et al. (2016) consideram dados da CFTC a respeito de agentes não comerciais, identificando-os como *index traders* e os utilizando como variáveis *proxy* para a atividade especulativa. Porém, este método possui algumas limitações para análises de volatilidade, uma vez que a CFTC disponibiliza tais informações por meio de relatórios semanais, para mercados dos Estados Unidos, o que inviabiliza a aplicação deste método para outros países.

Uma metodologia alternativa para mensurar o impacto dos agentes financeiros sobre mercados de *commodities* é apresentada em trabalhos como os de Rutledge (1978), Garcia et al. (1986), Bessembinder & Seguin (1993), Lucia & Pardo (2010), Bohl & Stephan (2013), Silveira et al. (2014), Bohl et al. (2018). Neles são utilizados dados diários do número de contratos como uma *proxy* para a ação de *hedgers* e especuladores, a partir da hipótese de que estes agentes possuem diferentes horizontes de tempo para manter seus contratos. Segundo Rutledge (1978), Leuthold (1983), Bessembinder & Seguin (1993), especuladores, em geral, compram e vendem contratos em um curto período, muitas vezes no mesmo dia e, portanto, utilizar o número de contratos negociados¹ mostra-se como uma forma de medir a atividade especulativa. Por outro lado, *hedgers* mantêm suas posições por mais tempo. Assim, usar o número de contratos em aberto² é uma forma de medir a atividade destes agentes. Uma vez que as informações sobre o número de contratos são disponibilizadas em frequência diária, sobretudo, em mercados futuros minimamente organizados, esses dados podem ser usados para diversas análises. Neste sentido, este trabalho faz uso dessa metodologia para mensurar a ação de *hedgers* e especuladores nos mercados de grãos dos Estados Unidos.

Ao analisar o impacto de *hedgers* e especuladores sobre *commodities* agrícolas, não se pode deixar de considerar os efeitos intermercados. Como discutido por Malliaris & Urrutia (1996), Kim & Doucouliagos (2005), Musunuru (2014), mercados que partilham características comuns em sua produção e comercialização, como os de grãos, transmitem variabilidade de preços entre si. Deste modo, é preciso considerar o efeito de transmissão de volatilidade para que não seja confundido com o decorrente das operações em mercados futuros.

Desta forma, este trabalho tem como objetivo investigar o impacto de agentes financeiros, especificamente *hedgers* e especuladores, sobre a volatilidade condicional nos mercados de milho, soja e trigo nos Estados Unidos, utilizando dados diários de preços no período de 2000 a 2015. Variáveis representativas das ações desses agentes são inseridas exogenamente na equação que descreve a variância condicional em modelos univariados da família GARCH. A principal contribuição encontra-se em estimar tais modelos recursivamente com uma janela móvel de dados, para que se possa observar os efeitos dos agentes financeiros na volatilidade dos mercados agrícolas ao longo do tempo. Adicionalmente, outra contribuição consiste na estimação de modelos de vo-

¹O número de contratos negociados representa toda a comercialização de um contrato durante um dia específico.

²O número de contratos em aberto descreve todas as posições de um contrato que, ou não foram equalizadas por uma posição futura oposta, ou foram executadas pela entrega física da *commodity*.

latilidade condicional multivariados BEKK-GARCH, a fim de verificar se em momentos de maior influência de *hedgers* e especuladores a dinâmica da volatilidade está associada aos efeitos de transmissão de volatilidade.

Após esta breve introdução, o presente artigo está estruturado como segue. A Seção 2 apresenta uma revisão bibliográfica a respeito das alternativas para mensurar a atuação de *hedgers* e especuladores. A metodologia é descrita na Seção 3, seguida da apresentação dos resultados e as respectivas discussões na Seção 4. Por fim, a Seção 5 conclui o trabalho e apresenta tópicos para pesquisas futuras.

2 Revisão da Literatura

A escalada de preços nos mercados de *commodities* agrícolas, concomitante com o aumento no número de contratos futuros destes produtos negociados nas últimas décadas, tem levado muitos autores a analisar a influência de agentes financeiros sobre os mercados de *commodities*. Trabalhos como os de Capelle-Blancard & Coulibaly (2011), Manera et al. (2013), Rinden (2015), Andreasson et al. (2016) utilizam os dados da CFTC para verificar o impacto da ação de agentes não comerciais sobre mercados de *commodities*, em geral, avaliando preços futuros. A partir de 2005, a Comissão de Futuros dos Estados Unidos divulga, semanalmente, dados sobre investidores comerciais e não comerciais nestes mercados, além de disponibilizar informações que possibilitam identificar mais de um tipo de investidor não comercial. Apesar de auxiliarem na análise a respeito das mudanças que vêm ocorrendo nos mercados futuros nos últimos anos, cabe ressaltar que a periodicidade dos dados e a disponibilidade para um período mais recente e para o país em questão limitam estudos como os de análises de volatilidade. Por este motivo, alguns trabalhos propõem o uso de formas alternativas para medir a ação de determinados investidores financeiros, com base no pressuposto de que cada agente mantém seus contratos por períodos diferentes.

Neste sentido, Rutledge (1978) apresenta um dos primeiros trabalhos a empregar as informações a respeito dos contratos como forma de mensurar a atividade especulativa nos mercados futuros. Segundo o autor, mudanças no volume de contratos negociados são uma maneira de medir a especulação, uma vez que as transações de *hedgers* compreendem apenas uma pequena proporção do volume diário. Seus resultados demonstram que o volume de negociações é mais uma resposta do que uma causa das variações de preços.

Partindo deste mesmo pressuposto, Garcia et al. (1986) examinam a causalidade entre o volume de contratos negociados e a volatilidade de preços nos mercados futuros de milho, soja, trigo, óleo de soja e farelo de soja entre 1979 e 1980 nos EUA. Para tanto, os autores usam a razão entre o volume de contratos negociados e o número de contratos em aberto como medida de especulação. De acordo com os resultados obtidos, conclui-se que não é possível definir um padrão de causalidade entre preços e volume de contratos transacionados.

Com o objetivo de avaliar a relação dos contratos em aberto sobre os preços nos mercados de boi gordo e de suínos, Leuthold (1983) usa o número de contratos em aberto como forma de mensurar a atividade de investidores financeiros. Segundo o autor, essa medida seria uma *proxy* para a ação dos *hedgers*. Observou-se que os contratos em aberto aumentam sazonalmente, atingindo seu pico imediatamente após a colheita, uma vez que há incerteza

maior quanto aos preços e estoques. Os resultados encontrados também mostram que não há evidências de que as variações no número de contratos desestabilizam os preços nos mercados analisados.

A partir das mesmas hipóteses a respeito dos contratos em aberto representarem a ação de *hedgers* e dos contratos negociados traduzirem a atividade especulativa, Bessembinder & Seguin (1993) incorporam a ideia de componente não esperado. Segundo os autores, a parte esperada dos contratos reflete o início do dia de transações, i.e., aproximadamente o nível do dia anterior, enquanto o componente não esperado captura as mudanças nas transações durante o dia. São utilizados modelos autorregressivos para identificar os componentes esperado e não esperado das séries dos contratos, os quais são incorporados em modelos de volatilidade condicional para oito *commodities*, com o objetivo de identificar separadamente seus efeitos. Os resultados mostram que os efeitos dos componentes não esperados são maiores do que os dos componentes esperados, especialmente para os contratos negociados.

Baseados no trabalho de Garcia et al. (1986), Lucia & Pardo (2010) utilizam a razão entre o volume de contratos negociados e o número de contratos em aberto como medida de especulação. Adicionalmente, consideram a razão entre as variações diárias dos contratos em aberto e o volume de contratos negociados como medida alternativa de especulação. São analisados três índices de ações entre 2000 e 2006 com o objetivo de demonstrar as vantagens e desvantagens de cada forma de medir a especulação. Conclui-se que a razão entre as variações diárias dos contratos em aberto e o volume de contratos negociados se configurou como uma medida mais precisa da atividade especulativa.

A mesma metodologia apresentada por Bessembinder & Seguin (1993) é usada por Bohl & Stephan (2013) para analisar os efeitos dos componentes esperados e não esperados dos contratos futuros sobre a volatilidade condicional dos mercados americanos de milho, soja, trigo, açúcar, petróleo e gás natural. Os autores utilizam um modelo GARCH e incorporam na equação da variância esses componentes como forma de medir a atividade especulativa. Os resultados não indicam evidências significativas de que a ação de especuladores nos mercados futuros desestabiliza os preços à vista das *commodities* estudadas.

De modo semelhante, considerando o mercado brasileiro, o trabalho de Silveira et al. (2014) avalia a influência das negociações e da volatilidade dos preços futuros sobre a volatilidade dos preços à vista nos mercados de café arábica e de boi gordo, no período entre 2000 e 2010. Os autores utilizam como medidas alternativas para a ação de *hedgers* e especuladores variações não esperadas no volume de negociações nos mercados estudados, sendo o componente não esperado obtido como a diferença entre o número de contratos e a média móvel dos 21 dias anteriores. A partir de um modelo VAR, testes de causalidade de Granger, decomposição da variância do erro de previsão, e testes de causalidade na variância baseados na função de correlação cruzada e no multiplicador de Lagrange, os autores mostram que, em geral, variações não esperadas no volume das negociações e a variabilidade dos preços futuros alteram o padrão de volatilidade nos mercados à vista das *commodities* consideradas.

Santos (2018) também se dedica aos mercados agrícolas brasileiros, mais especificamente boi gordo, café e milho, entre 2000 e 2015. A autora demonstra que *hedgers* têm impacto significativo nos mercados futuros dos três produtos considerados, enquanto especuladores não têm impacto no mercado fu-

turo de café. Ainda, indica que o mercado à vista de milho brasileiro é afetado significativamente por ambos os agentes.

O trabalho de Kim (2015) também utiliza as noções de componentes esperado e não esperado para captar a ação de *hedgers* e especuladores nos mercados de 14 *commodities* agrícolas e energéticas dos EUA. A autora incorpora essas variáveis à equação da variância das séries em questão, incluindo ainda medidas de controle, como inflação, variação da produção, níveis de estoque, entre outras. Seus resultados atestam que a ação de especuladores reduziu a volatilidade nos mercados à vista das *commodities* estudadas.

Apesar desses trabalhos tratarem a questão da influência dos agentes financeiros sobre as variações de preços nos mercados de *commodities*, nenhum deles leva em consideração os efeitos de transbordamento. Como demonstrado por Malliaris & Urrutia (1996), Kim & Doucouliagos (2005), Musunuru (2014), mercados agrícolas, especialmente de grãos, estão interligados, de modo que há um transbordamento da volatilidade de um mercado para o outro por conta das respectivas correlações. Ou seja, esse é um aspecto importante a ser levado em consideração ao avaliar a volatilidade nos mercados de grãos, como se pretende neste trabalho, de forma a não confundir o efeito de agentes financeiros com o de transmissão de volatilidade.

Deste modo, este trabalho contribui para o debate a respeito da análise da ação de *hedgers* e especuladores sobre os mercados de *commodities* não apenas ao incorporar variáveis responsáveis por captar o impacto de tais agentes em modelos de volatilidade, mas também ao estimar tais modelos recursivamente, o que permite verificar a evolução deste efeito ao longo do tempo. Ademais, este trabalho estima um modelo de volatilidade condicional multivariado, o que permite analisar as relações intermercados nos momentos de maior volatilidade.

3 Metodologia

Esta seção descreve os modelos de volatilidade condicional univariados e multivariados. Com base na metodologia apresentada por Garcia et al. (1986), Bessembinder & Seguin (1993), Lucia & Pardo (2010), Bohl & Stephan (2013), Silveira et al. (2014), Bohl et al. (2018), são criadas variáveis para mensurar o efeito de *hedgers* e especuladores sobre a volatilidade dos mercados de grãos dos Estados Unidos. Tais variáveis são inseridas exogenamente em modelos de volatilidade condicional univariados. A seguir, estimativas recursivas são obtidas para que se possa analisar a evolução da ação (ou impacto) destes agentes ao longo do período estudado. Adicionalmente, utiliza-se um modelo de volatilidade condicional multivariado para analisar se as relações verificadas pelos modelos univariados podem ser decorrentes de efeitos de transbordamento de volatilidade.

3.1 Modelos de Volatilidade Condicional Univariados

Modelos de volatilidade condicional univariados são usados, frequentemente, para séries financeiras, como séries de retornos de preços de *commodities*, por conta de suas características particulares. Séries financeiras, em geral, apresentam distribuições com assimetria diferente de zero e elevados valores de curtose, revelando a presença de caudas pesadas, assim como de agrupamentos de volatilidade (Bueno 2011).

Neste sentido, modelos de variância condicional, como o autorregressivo de heterocedasticidade condicional (ARCH) proposto por Engle (1982), representam um avanço na modelagem de séries financeiras a partir do início da década de 1980, sendo, posteriormente, generalizados e originando vasta literatura sobre o assunto. A premissa básica do modelo ARCH é que os retornos de um ativo não são correlacionados serialmente, mas a variância condicional (volatilidade) é uma função quadrática dos retornos passados (Engle 1982). Um modelo ARCH(r) pode ser representado como:

$$R_t = \sqrt{h_t} \epsilon_t, \quad (1)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1}^2 + \dots + \alpha_r R_{t-r}^2 \quad (2)$$

em que $R_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1})$ denota os retornos no instante t , P_t o preço em t e ϵ_t corresponde a uma sequência de variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas (i.i.d.), tal que $\epsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$, Ω_{t-1} representa as informações disponíveis até o instante $t-1$, h_t representa a variância condicional e $\alpha_0 > 0$ e $\alpha_i \geq 0$ são os parâmetros do modelo a serem estimados.

De acordo com Bueno (2011), modelos ARCH(r) precisam de muitos parâmetros para obter ajuste adequado. Para contornar esse problema, Bollerslev (1986) propôs o modelo de heterocedasticidade condicional autorregressivo generalizado (GARCH), como uma extensão parcimoniosa do método ARCH. Em um modelo GARCH(r, s), a equação da variância (equação (2)) passa a ser representada por:

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^r \alpha_i R_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^s \beta_j h_{t-j}, \quad (3)$$

em que $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i \geq 0$ e $\beta_j \geq 0$ são os parâmetros do modelo a serem estimados, tal que $\sum_{i=1}^q (\alpha_i + \beta_i) \leq 1$ com $q = \max(r, s)$. Estas condições são suficientes para que a variância condicional seja sempre positiva e fracamente estacionária (Bueno 2011).

Um modelo amplamente utilizado na prática consiste do GARCH(1, 1), em que a equação da variância condicional é escrita como:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1}^2 + \beta h_{t-1}. \quad (4)$$

Em um modelo GARCH(1, 1), a persistência de longo prazo da volatilidade é definida por $\vartheta_G = \alpha_1 + \beta$. Quanto mais próximo da unidade o valor da persistência, maior o tempo em que um choque sobre a volatilidade leva para se dissipar. Por outro lado, a persistência de curto prazo é medida pelo parâmetro β , enquanto o parâmetro α_1 mensura o impacto de choques de curto prazo na variância condicional.

Define-se a meia-vida, v_G , como o tempo no qual um choque na volatilidade tem seu efeito reduzido em 50%. Em um modelo GARCH(1, 1) ela é calculada de acordo com $v_G = \log(0, 5) / \log(\vartheta_G)$.

Os modelos ARCH e GARCH supõem que os impactos dos choques aleatórios são simétricos. Porém, como destacado por Bueno (2011), as evidências empíricas contradizem essa ideia, pois, em séries financeiras, choques negativos são seguidos por maiores aumentos na volatilidade do que os positivos.

Para incorporar essa questão, Zakoian (1994) propôs o modelo de heterocedasticidade condicional autorregressivo generalizado com limiar (TARCH). Em um modelo TARCH(1,1) a variância condicional dos retornos é descrita como:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1}^2 + \gamma R_{t-1}^2 D_{t-1} + \beta h_{t-1} \quad (5)$$

em que D_{t-1} denota uma variável binária tal que $D_{t-1} = 1$, se $R_t < 0$ (retornos negativos) e $D_{t-1} = 0$, quando $R_t \geq 0$ (retornos positivos).

Estimativas significativas de γ indicam a presença de assimetria na volatilidade das séries dos retornos dos preços. Em modelos TARCH, como na equação (5), o efeito de um choque (R_{t-1}^2) negativo na volatilidade (h_t) é dado por $(\alpha_1 + \gamma)$, enquanto um choque positivo tem impacto de tamanho α_1 (pois $D_{t-1} = 0$). Portanto, de acordo com o sinal de γ , a assimetria (ou o efeito de choques negativos) é interpretada de forma distinta. Um γ positivo (negativo) indica que choques negativos têm maior (menor) influência sobre a dinâmica da variância condicional. Com valores negativos de γ , choques positivos afetam a variância condicional em proporção maior do que choques negativos, o que caracteriza o efeito inventário (*inventory effects*).

Efeitos de inventário se baseiam na teoria da estocagem, em que um aumento no preço pode refletir uma deterioração dos estoques de *commodities*, uma vez que um choque positivo nos preços pode, portanto, indicar uma probabilidade crescente de falta de estoque destes produtos (queda na oferta), isto é, maior impacto assimétrico de choques positivos (Carpantier 2010). O efeito de inventário então se mostra como um sinal do nível de estoques, o que gera, em consequência, um aumento na volatilidade. Choques negativos nos preços, por outro lado, revelam que a oferta excede a demanda, o que reduz a volatilidade.

A persistência de longo prazo da volatilidade no modelo TARCH(1,1) é dada por $\vartheta_T = \alpha_1 + 0,5\gamma + \beta$, enquanto a meia-vida é calculada similarmente como $\nu_T = \log(0,5)/\log(\vartheta_T)$.

Para mensurar os efeitos da ação de *hedgers* e especuladores na volatilidade dos retornos das *commodities* agrícolas, são adotadas também hipóteses de Rutledge (1978), Garcia et al. (1986), Leuthold (1983). Assim, o volume dos contratos negociados é usado para medir a atividade especulativa, uma vez que especuladores não mantêm, em geral, contratos por períodos maiores que um dia, enquanto o número de contratos em aberto é usado para representar a ação dos *hedgers*, dado que esses agentes costumam manter suas posições no mercado por mais tempo. Também incorpora-se a hipótese de Bessembinder & Seguin (1993), de que o componente não esperado da variação destes contratos tem impacto maior sobre a volatilidade. Assim como Silveira et al. (2014), neste artigo o componente não esperado dos contratos negociados (CNCN) e o componente não esperado dos contratos em aberto (CNCA) são calculados a partir da diferença entre o volume atual dos contratos, negociados e em aberto, e uma média móvel do número de contratos nos 180 dias úteis anteriores³.

Adicionalmente, variáveis de controle foram também incorporadas à equação da variância com o objetivo de capturar o efeito da sazonalidade (períodos de safra) e de evitar vieses nos efeitos das variáveis relacionadas às operações

³Também foram calculados os componentes CNCN e CNCA com média móvel de 21 e 90 dias úteis anteriores. Porém, como as estimativas dos parâmetros associados às variáveis CNCN e CNCA com média móvel de 180 dias apresentaram resultados com um melhor ajuste, optou-se por sua utilização.

de *hedge* e especulação. Assim, foram construídas três variáveis binárias: $D1$ com valor um para os meses de janeiro, fevereiro e março, e zero para os demais; $D2$ igual a um para os meses de abril, maio e junho, e zero para os demais; e $D3$ com valor um para os meses de julho, agosto e setembro, e zero para os demais.

Define-se $CNCA_t$ e $CNCN_t$ como variáveis calculadas a partir da diferença entre o volume atual de contratos em aberto e negociados, respectivamente, e a média móvel do volume de contratos no instante t . Portanto, a variância condicional nos modelos GARCH(1,1) e TARCH(1,1) pode ser obtida da seguinte forma, respectivamente:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \theta CNCA_t + \delta CNCN_t + \omega_1 D1_t + \omega_2 D2_t + \omega_3 D3_t \quad (6)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1}^2 + \gamma R_{t-1}^2 D_{t-1} + \beta h_{t-1} + \theta CNCA_t + \delta CNCN_t + \omega_1 D1_t + \omega_2 D2_t + \omega_3 D3_t \quad (7)$$

em que θ e δ são parâmetros a serem estimados e que, se forem significativos, indicam a influência dos *hedgers* e especuladores na volatilidade dos retornos, respectivamente. Vale destacar que o sinal de tais parâmetros indica a relação dessa influência na variância condicional. Alternativamente, $\omega_1, \omega_2, \omega_3$ são os parâmetros associados às variáveis binárias.

Os modelos GARCH(1,1) e TARCH(1,1), foram estimados por meio do método de máxima verossimilhança condicional. Dentre as duas técnicas, o método TARCH foi adotado quando a estimativa do parâmetro γ mostrou-se significativa. Os modelos também foram estimados recursivamente, por máxima verossimilhança. Com base em Silveira et al. (2017) neste trabalho considerou-se uma janela móvel de 1.008 observações, equivalente a quatro anos de dados. A estimação recursiva é uma técnica que processa as informações sequencialmente, fornecendo novas estimativas para as variáveis desejadas a cada iteração. A adoção dessa metodologia permite a análise das estimativas analisar as dos parâmetros θ e δ ao longo do tempo, isto é, captura as variações dos efeitos dos *hedgers* e especuladores, respectivamente, ao longo do período estudado.

3.2 Modelos de Volatilidade Condicional Multivariados

Com o objetivo de analisar também a transmissão da volatilidade nas séries dos retornos das commodities analisadas, ajustou-se um modelo de volatilidade condicional multivariado, i.e., um GARCH multivariado. Modelos de volatilidade multivariados são uma extensão dos modelos univariados da família ARCH, tendo como principal diferença a consideração de relações que capturam como as covariâncias se movem conjuntamente ao longo do tempo (Brooks 2008, Engle 2002).

Um dos problemas discutidos na literatura dos modelos da família GARCH multivariados consiste no elevado número de parâmetros a serem estimados. Para tratar essa questão, diversas formulações de modelos de volatilidade condicional multivariados foram propostas, das quais destacam-se os métodos:

VECH, BEKK, Modelo com correlação constante, modelos de correlação condicional dinâmica e modelo de covariância dinâmica geral (Brooks 2008, Harris & Sollis 2003, Tsay 2005).

Neste trabalho, adotou-se o modelo BEKK, caso especial do modelo Vech. Na formulação do modelo BEKK, proposta por Engle & Kroner (1995), é garantida que a matriz de covariância seja positiva semidefinida em cada momento do tempo, além de reduzir os números de parâmetros estimados quando comparado com o modelo Vech (Bueno 2011).

Nos modelos GARCH multivariados, a sequência de erros aleatórios $\{\epsilon_t\}$ é representada por um vetor estocástico de ordem $N \times 1$, em que N é o número de observações, com $E(\epsilon_t|\Omega_{t-1}) = 0$ e matriz de covariância condicional $E(\epsilon_t\epsilon_t'|\Omega_{t-1}) = H_t$.

Um modelo GARCH multivariado pode ser então formulado como:

$$R_t = \sqrt{H_t}\epsilon_t \quad (8)$$

sendo $\{R_t\}$ uma sequência $(N \times 1)$ de retornos e H_t uma matriz $(n \times n)$, sendo n o número de ativos, e representada por:

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} & \dots & h_{1n,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} & \dots & h_{2n,t} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ h_{n1,t} & h_{n2,t} & \dots & h_{nn,t} \end{bmatrix} \quad (9)$$

Os elementos da diagonal principal de H_t são as respectivas variâncias e os demais elementos correspondem aos termos de covariância dois a dois. Como a matriz H_t é simétrica, Bollerslev et al. (1988) estenderam o modelo GARCH univariado para o caso multivariado, aplicando um operador composto pelos elementos da parte do triângulo inferior dessa matriz, denominado Vech, surgindo, assim, o modelo Vech, descrito a seguir.

O Modelo Vech

O operador Vech é obtido a partir do empilhamento dos elementos da parte triangular inferior da matriz simétrica H_t , resultando em um vetor de dimensão $(n(n+1)/2) \times 1$ (Bueno 2011). é construído a partir do empilhamento das colunas da matriz H_t (equação (9)), ou seja:

$$Vech(H_t) = [h_{11,t} \ h_{21,t} \ \dots \ h_{n1,t} \ h_{22,t} \ h_{32,t} \ \dots \ h_{n2,t} \ \dots \ h_{nn,t}]' \quad (10)$$

Assim, o modelo GARCH multivariado, obtido após a aplicação do operador Vech, é representado por:

$$Vech(H_t) = C + \sum_{i=1}^q A_i Vech(\epsilon_{t-i}\epsilon_{t-i}') + \sum_{j=1}^p B_j Vech(H_{t-j}) \quad (11)$$

em que C é um vetor $(n(n+1)/2) \times 1$; A_i e B_j são q e p matrizes de dimensão $(n(n+1)/2) \times (n(n+1)/2)$, respectivamente.

Dada a complexidade desse modelo, para simplificar a explanação, supõe-se duas séries de retornos. Assim, a matriz H_t fica:

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} \quad (12)$$

Nesse caso, o operador Vech é representado por:

$$Vech(H_t) = [h_{11,t} \ h_{21,t} \ h_{22,t}]' \quad (13)$$

em que $h_{11,t}$ e $h_{22,t}$ são as variâncias de cada série de retornos, e $h_{21,t}$ é a covariância entre elas. Nesse sentido, o modelo na equação (11) é representado, em termos matriciais, por:

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} \\ h_{21,t} \\ h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} \\ c_{21} \\ c_{31} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{1t-1}^2 \\ \epsilon_{1t-1}\epsilon_{2t-1} \\ \epsilon_{2t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} \\ h_{21,t-1} \\ h_{22,t-1} \end{bmatrix}$$

Observa-se que as covariâncias condicionais dependem dos valores defasados das variâncias condicionais e das covariâncias condicionais entre as séries, como também dos atrasos dos erros ao quadrado e de seus coprodutos.

Mesmo no caso de dois ativos, as equações da variância e da covariância condicional, em um modelo VECH irrestrito, contêm 21 parâmetros. Caso seja considerado um maior número de ativos, a estimação do modelo pode se tornar inviável. Além do elevado número de parâmetros a ser estimado, outra desvantagem do modelo VECH é que não há garantia da obtenção de uma matriz de covariância positiva semidefinida, que assegura que a matriz terá todos os elementos positivos na diagonal principal e será uma matriz simétrica. Ou seja, a determinação positiva garante que a variância nunca será negativa e que as covariâncias entre as séries são as mesmas, independentemente da ordem selecionada (Brooks 2008). Para contornar tal questão, Engle & Kroner (1995) propuseram uma representação alternativa ao modelo VECH, denominado modelo BEKK.⁴

O Modelo BEKK

Para garantir que a matriz de covariância seja positiva semidefinida em cada instante de tempo, Engle & Kroner (1995) sugeriram uma formulação alternativa, menos restritiva que o VECH, denominada modelo BEKK (Brooks 2008). A ideia básica do modelo consiste em considerar todos os parâmetros na seguinte forma quadrática:

$$H_t = C'C + \sum_{i=1}^q A'_i(\epsilon_{t-i}\epsilon'_{t-i})A_i + \sum_{j=1}^p B'_j(H_{t-j})B_j \quad (14)$$

em que A e B são matrizes de parâmetros, ambas com dimensão $n \times n$, e C é uma matriz triangular superior.

Para o caso bivariado, o modelo BEKK é representado por:

⁴O termo BEKK surgiu do trabalho *Multivariate Simultaneous Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity* de Yoshi Baba, Robert Engle, Dennis Kraf e Ken Kroner que antecede o artigo de (Engle & Kroner 1995).

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \\
+ \begin{bmatrix} \epsilon_{1t-1}^2 & \epsilon_{1t-1}\epsilon_{2t-1} \\ \epsilon_{2t-1}\epsilon_{1t-1} & \epsilon_{2t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}' \\
\begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \quad (15)$$

Nota-se que, no caso de duas variáveis ($n = 2$) e de um modelo de ordem $p = 1$ e $q = 1$, a representação do modelo BEKK requer a estimação de 11 parâmetros. Ademais, no modelo BEKK as variâncias condicionais individuais $h_{11,t-1}$ e $h_{22,t-1}$ afetam a evolução do termo de covariância $h_{12,t}$.

3.3 Dados

As séries de preços a serem analisadas neste trabalho são de cotações diárias, à vista, em US\$/bushel, para o período de janeiro de 2000 a dezembro de 2015, da praça de *Central Illinois*, para os mercados de milho e soja, e da praça de *Toledo, Ohio*, para o mercado de trigo. Ambas praças são consideradas referências de preço à vista nos Estados Unidos em seus respectivos mercados. Os dados são disponibilizados pelo Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (USDA) (www.marketnews.usda.gov/mnp/lis-home). Para construção das variáveis que objetivam captar a ação de *hedgers* e especuladores, são utilizadas as séries diárias do volume de contratos futuros em aberto e efetivamente negociados, respectivamente, ambos comercializados na *Chicago Board of Trade*⁵.

A Tabela 1 apresenta as principais estatísticas descritivas das séries dos retornos dos preços, tais como média, desvio-padrão, máximo e mínimo, assimetria, curtose, em conjunto com a estatística e p-valor do teste de normalidade Jarque-Bera⁶. Tais resultados trazem evidências da adequação de modelos da família GARCH, capazes de capturar os principais fatos estilizados de séries financeiras.

A Figura 1 mostra a evolução dos preços e dos respectivos retornos nos mercados de milho, soja e trigo. Pode-se observar que a trajetória dos preços e o padrão dos retornos são semelhantes e, para todos os mercados, as séries de preços exibem um comportamento volátil. Desde o início do período observa-se um movimento ascendente de preços que se acentua a partir de 2006, com subsequente queda em 2008, em decorrência da crise, situação que permaneceu até meados de 2010. A partir desse ano, os preços retomam tendência crescente, chegando a seu ápice e voltando a cair por volta de 2012. Observa-se que os retornos apresentam agrupamentos de volatilidade em momentos de maior variação nos preços, com dinâmicas similares entre os mercados. Apesar de todos os mercados em análise sofrerem quedas nos preços, tais impactos são menos acentuados para a soja.

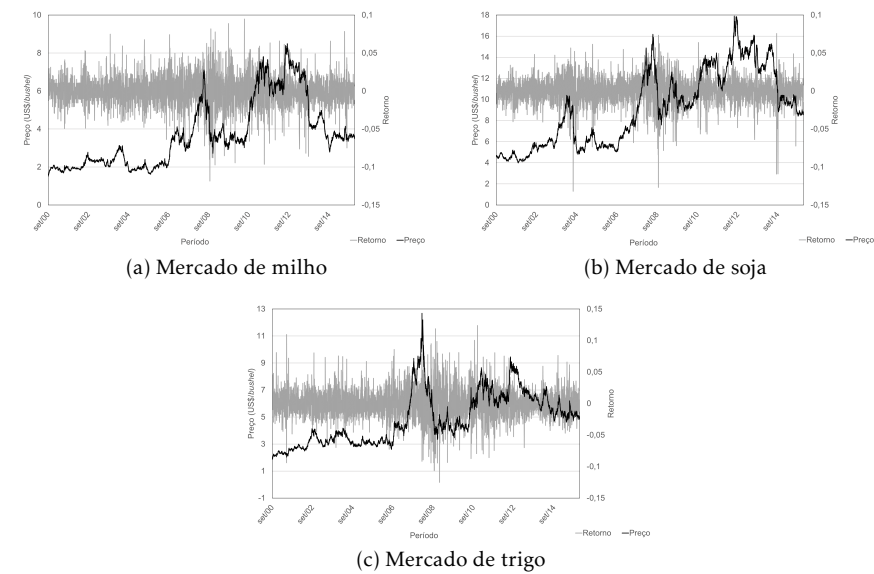
⁵Os dados de número de contratos foram obtidos na plataforma *Bloomberg*.

⁶Observa-se na Tabela 1 que as séries de milho e soja apresentam distribuição assimétrica à esquerda e a série de trigo tem distribuição assimétrica à direita. Os valores de curtose, todos maiores que três, são indícios da presença de caudas pesadas, ou seja, há evidências de que as séries de retornos são leptocúrticas em relação à distribuição normal. Os valores das estatísticas associadas ao teste de Jarque-Bera confirmam a hipótese de não normalidade dos retornos.

Tabela 1: Estatísticas descritivas das séries dos retornos diários dos preços à vista do milho, soja e trigo, negociados nos EUA

	Milho	Soja	Trigo
Média	0,000221	0,000172	0,000248
Desvio-pad.	0,019280	0,016547	0,022752
Máximo	0,094708	0,075730	0,123845
Mínimo	-0,118418	-0,131820	-0,125163
Assimetria	-0,202594	-0,713456	0,104870
Curtose	5,654479	7,740164	5,612315
Jarque-Bera	1143,755	3887,142	1090,610
Prob.	0,000000	0,000000	0,000000

Figura 1: Preços à vista e retornos dos mercados de milho, soja e trigo dos EUA



4 Resultados e Discussão

4.1 Modelos de Volatilidade Condicional Univariados

Esta seção apresenta os resultados referentes aos modelos de volatilidade condicional univariados. Para todas as séries, foram ajustados os modelos GARCH(1,1) e TAR(1,1). A escolha do modelo de volatilidade mais adequado foi baseada na significância estatística do parâmetro γ , que está associado à assimetria na volatilidade (equação (5)).

Foram adotados o modelo GARCH(1,1) para as séries dos retornos de milho e trigo, uma vez que os parâmetros γ associados à assimetria não apresentaram estimativas significativas, indicando que choques negativos e positivos têm mesmo efeito sobre os retornos destas séries. Para a série de soja, a estimativa do parâmetro γ foi significativamente diferente de zero, o que permite

inferir a presença de assimetria na volatilidade, de forma que se adotou um modelo TARCH(1,1).

A Tabela 2 apresenta as estimativas dos parâmetros dos modelos de variância condicional para as séries dos retornos dos preços à vista para os mercados de milho, soja e trigo no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2015. Os valores entre parênteses representam os p-valores das estimativas.

Tabela 2: Estimativas dos parâmetros dos modelos GARCH(1,1)/TARCH(1,1)

	Milho	Soja	Trigo
α_0	$-2,11E-07$ (0,7429)	$1,04E-06$ (0,1322)	$1,59E-06$ (0,0418)
α_1	0,028297 (0,0000)	0,052051 (0,0000)	0,035315 (0,0000)
β	0,964516 (0,0000)	0,944029 (0,0000)	0,959058 (0,0000)
γ	-	$-0,016676$ (0,0150)	-
θ	$-7,21E-12$ (0,0349)	$-2,73E-11$ (0,0026)	$-1,81E-11$ (0,1275)
δ	$3,18E-11$ (0,0400)	$2,86E-11$ (0,2415)	$9,46E-11$ (0,1126)
ω_1	$2,58E-06$ (0,0001)	$1,86E-06$ (0,0063)	$2,69E-06$ (0,0037)
ω_2	$5,17E-06$ (0,0000)	$2,11E-06$ (0,0005)	$2,10E-06$ (0,0422)
ω_3	$3,29E-06$ (0,0004)	$5,60E-06$ (0,0000)	$1,86E-07$ (0,8625)
ϑ	0,992813	0,987742	0,994373
ν	96	56	123

Acerca dos impactos de choques sobre a variância nos mercados, medidos pelo parâmetro α_1 , nota-se que o mercado de soja é o mais afetado, ou seja, dado um choque nos preços, um maior aumento na volatilidade é verificado. O mercado de trigo é o segundo mais sensível a choques de curto prazo, seguido pelo mercado de milho (Tabela 2).

Quanto à persistência de curto prazo, observa-se que as estimativas de β são similares entre os mercados, sendo o mercado de milho o que apresenta maior persistência de curto prazo, ou seja, um choque na volatilidade em $t-1$ tem maior efeito sobre a volatilidade no instante t . O mercado de trigo apresenta a segunda maior persistência de curto prazo e o mercado de soja, apesar de ser o mais sensível a choques, é aquele com menor persistência de curto prazo. Ainda assim, as estimativas de β próximas da unidade indicam alta persistência para os três mercados, o que se reflete nos valores de persistência de longo prazo e meia-vida.

A persistência de longo prazo, representada por ϑ , apresenta algumas mudanças em relação a sua equivalente de curto prazo. Observa-se que o mercado de trigo apresenta a maior persistência de longo prazo, isto é, dado um choque na volatilidade, seus efeitos tendem a permanecer por mais dias neste mercado, como também é observado no valor da meia-vida (ν). Choques no

mercado de trigo levam mais de 120 dias para ter seus efeitos reduzidos em 50%. Para o mercado de milho, com a segunda maior persistência de longo prazo, os efeitos de um choque na volatilidade levam 96 dias para terem seus efeitos reduzidos em 50%. Mesmo para o mercado de soja, que apresenta a menor persistência, um choque leva 56 dias para ter seus efeitos reduzidos em 50%.

O mercado de soja foi o único a apresentar estimativas significativas de γ , ou seja, é o único dos três mercados a apresentar assimetria na volatilidade dos retornos. Além disso, nota-se que essa estimativa é negativa, o que denota a presença de efeitos de inventário. Esse resultado traz evidências de que os níveis de estoques de soja estão baixos, de modo que o aumento na demanda por soja, com subsequente aumento de preços, leva a uma maior volatilidade, quando comparado com uma redução dos preços. Esse comportamento decorre da interpretação do mercado da possibilidade de falta de estoques deste produto.

As estimativas associadas aos parâmetros das variáveis binárias sazonais ($\omega_1, \omega_2, \omega_3$) permitem analisar o comportamento da volatilidade dos mercados estudados ao longo do ano. É possível observar que o mercado de milho possui maior volatilidade no segundo trimestre, período próximo ao plantio deste produto, que normalmente se inicia em abril. No mercado de soja, a volatilidade é maior no terceiro trimestre, pouco antes da colheita do grão, que se inicia geralmente em setembro. Já para o mercado de trigo, o período de maior volatilidade é o primeiro trimestre, que não compreende um período característico deste mercado, uma vez que o plantio do trigo de inverno ocorre por volta de junho e sua colheita entre final de setembro e início de outubro.

Quanto à análise dos parâmetros responsáveis por captar a ação de investidores financeiros sobre os mercados agrícolas, as estimativas de θ , que representam a ação dos *hedgers*, foram estatisticamente significativas para os mercados de milho e soja aos níveis de 5% e 1%, respectivamente. Uma vez que, para os dois mercados, as estimativas foram negativas, pode-se inferir que, quanto maior a atuação dos *hedgers*, menor a volatilidade nos mercados à vista de milho e soja. Também é possível afirmar que o mercado de milho é o mais afetado pela ação dos *hedgers*, pois apresenta maiores valores das estimativas de θ .

As estimativas do parâmetro δ , que representa a ação dos especuladores, foram estatisticamente significativas apenas para o mercado de milho, ao nível de 5%. Nota-se que esta estimativa é positiva, ou seja, quanto maior a atuação dos especuladores, maior a volatilidade no mercado à vista de milho no período estudado.

A fim de verificar a evolução do impacto de *hedgers* e especuladores ao longo do período estudado, os modelos foram estimados recursivamente utilizando uma janela móvel de 1.008 observações (quatro anos de dados diários, em base 252). A Figura 2 apresenta a evolução no tempo do parâmetro θ nos mercados de milho, soja e trigo, em que a linha preta indica a estimativa do parâmetro, a linha cinza indica o p-valor, e a linha pontilhada delimita o nível de 10% de significância. Assim, os casos em que a linha cinza (p-valor) está abaixo da linha pontilhada, a estimativa de θ é estatisticamente significativa a 10%. É possível observar que a ação de *hedgers* tem impacto significativo sobre a volatilidade nos três mercados estudados em distintos momentos do período de análise.

Para o mercado de milho, a ação de *hedgers* tem impacto significativo em di-

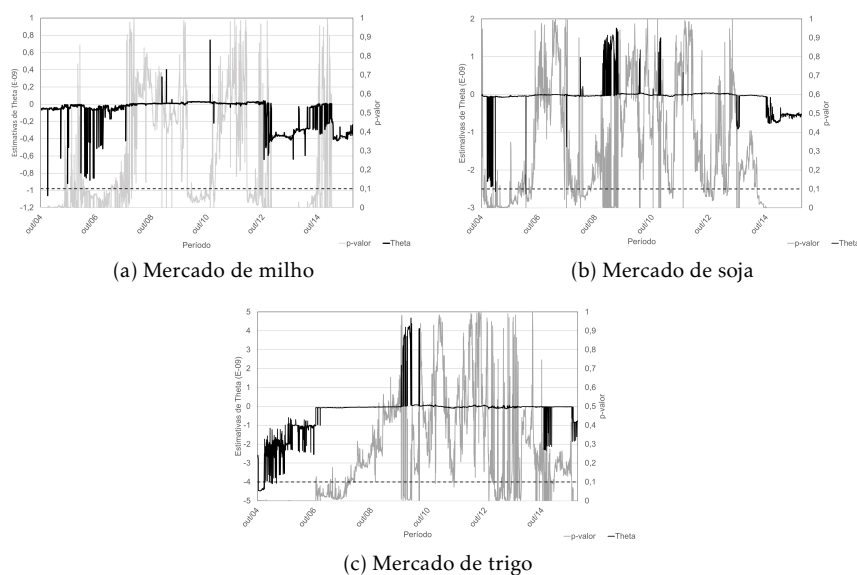
versas ocasiões entre 2004 e 2006, alguns períodos pontuais em 2009 e 2010, e mais intensamente após 2012. É interessante comparar estas informações com o observado na Figura 1-(a), pois nos períodos em que os preços deste mercado estiveram em seu maior patamar a ação destes agentes não teve impacto sobre a volatilidade.

No mercado de soja, o impacto significativo da ação de *hedgers* é mais intenso entre 2004, 2009 e 2015, mas também ocorre em momentos pontuais em outros anos. A Figura 1 (b) permite observar picos negativos dos retornos deste mercado nestes anos.

Por fim, no mercado de trigo a ação de *hedgers* tem impacto significativo entre 2004 e 2006, e em momentos pontuais de 2010 e 2015. Como pode ser observado na Figura 1 (c), nos momentos que a série de preços possui os menores valores a ação destes agentes é significativa.

Também é possível verificar que as estimativas de θ possuem os maiores valores no mercado de trigo e os menores valores no mercado de milho. Além disso, a atuação de *hedgers* tem um efeito de redução da volatilidade nos três mercados antes de 2008, momento de forte expansão da economia mundial, e após 2012. Contudo, dentro deste intervalo de tempo, a atuação destes agentes aumenta a volatilidade dos mercados de milho, soja e trigo, o que pode estar associada ao aumento no número de investidores financeiros nos mercados de *commodities* agrícolas após a crise financeira de 2008. Como demonstrado por Helbling et al. (2008), Balestro & Lourenço (2014), investimentos em *commodities* são bastante atrativos por apresentarem correlação negativa com os demais mercados, e correlação positiva com a inflação. Essas características atraem investidores que buscam diversificar suas carteiras após a crise.

Figura 2: Evolução temporal do parâmetro θ nos mercados de milho, soja e trigo dos EUA, representativo do impacto dos *hedgers*



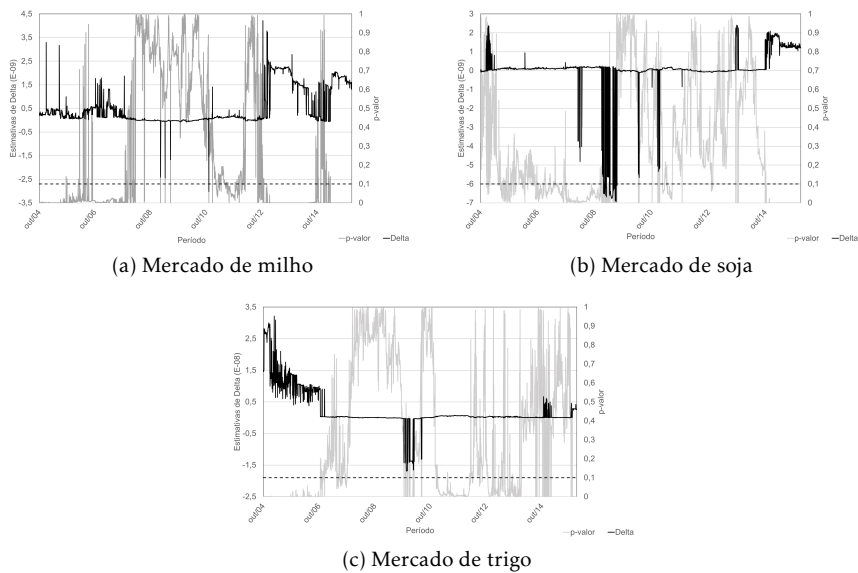
A Figura 3 apresenta a evolução no tempo do impacto dos especuladores, representado pelo parâmetro δ , para os mercados de milho, soja e trigo. Nova-

mente, a linha preta indica a estimativa do parâmetro, a linha cinza o p-valor, e a linha pontilhada delimita o nível de 10% de significância. Quando a linha cinza se encontra abaixo da linha pontilhada, a estimativa de δ é significativa a 10%.

Para o mercado de milho, a ação de especuladores tem impacto significativo entre 2004 e 2008, e a partir de 2013, assim como em momentos pontuais em 2009 e 2010. No caso do mercado de soja, a ação de especuladores tem impacto significativo em alguns meses de 2005, em 2009 e em 2015. Por fim, no mercado de trigo, a ação de especuladores é significativa entre 2004 e o final de 2006, em 2010, e em alguns períodos de 2015.

Observa-se comportamento contrário ao que ocorreu com a ação de *hedgers*. Anteriormente a 2008 e após 2012 (antes e depois da crise financeira), a maior atuação de especuladores tem como efeito o aumento da volatilidade nos três mercados, mas entre estes anos a maior atuação de especuladores reduz a volatilidade dos mercados de milho, soja e trigo, assim como demonstrado por Kim (2015). Por fim, nota-se que as estimativas de δ foram maiores no mercado de soja e menores no mercado de trigo, ou seja, são maiores no mercado que possui assimetrias e que é afetado por efeitos de inventário, e menores no mercado em que a ação dos *hedgers* tem maior impacto.

Figura 3: Evolução temporal do parâmetro δ nos mercados de milho, soja e trigo dos EUA, representativo do impacto dos especuladores



Verificou-se, portanto, que as variáveis responsáveis por captar a ação de *hedgers* e especuladores foram significativas apenas para o mercado de milho, que apresenta a maior persistência de curto prazo. Além disso, a ação de *hedgers* também se mostrou significativa para o mercado de soja, que é o mais afetado por choques de curto prazo. As estimativas recursivas permitem observar que o momento pós crise financeira de 2008 apresenta impacto significativo desses agentes em todos os mercados, porém em sentido inverso ao que apresentam nos demais momentos, isto é, a maior atuação dos *hedgers* tem

como efeito o aumento da volatilidade, e a maior atuação dos especuladores tem como efeito a redução da volatilidade nos mercados de milho, soja e trigo no período analisado neste trabalho.

4.2 Modelos de volatilidade condicional multivariados

Após a análise do impacto da ação de *hedgers* e especuladores sobre a volatilidade condicional nos mercados de milho, soja e trigo nos Estados Unidos, ainda se considerou a questão acerca da transmissão de volatilidade entre estes mercados. Como os mercados de milho, soja e trigo têm características de complementariedade sendo, portanto, interligados, suas volatilidades tendem a ser transmitidas de um mercado para o outro. Deste modo, o impacto sobre a volatilidade que foi creditado a *hedgers* e especuladores pode ser, na realidade, um efeito de transbordamento de volatilidade. Assim, nesta seção serão estimados modelos de volatilidade condicional multivariados a fim de verificar o comportamento das correlações entre os mercados estudados nos momentos em que a ação de *hedgers* e especuladores se mostrou significativa.

Para calcular as inter-relações nos mercados de milho, soja e trigo, adotou-se um modelo multivariado BEKK(1,1), com ordenação destes mercados sob os subíndices 1, 2 e 3, respectivamente. A Tabela 3 apresenta as estimativas dos parâmetros do modelo de volatilidade condicional multivariado para as séries dos retornos à vista dos mercados de milho, soja e trigo no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2015.

Os elementos das diagonais principais das matrizes $A(a_{ii}, a_{jj})$ e $B(b_{ii}, b_{jj})$ capturam os efeitos ARCH e GARCH de cada mercado, já que os elementos diagonais na matriz A medem os efeitos dos choques passados dentro dos próprios mercados, e os elementos diagonais da matriz B mensuram os efeitos da própria volatilidade passada sobre a volatilidade presente. Os elementos fora da diagonal principal (a_{ij}, b_{ij}) capturam as interações entre as *commodities*. Os parâmetros a_{ij} capturam os efeitos que choques no mercado i têm sobre a volatilidade dos retornos de j , ou seja, se a_{ij} é estatisticamente significativo, choques em i afetam a volatilidade de j . De forma semelhante, os parâmetros b_{ij} capturam a transmissão de volatilidade de i para j .

As estimativas significativas de a_{12} e a_{21} indicam que choques no mercado de milho afetam a volatilidade no mercado de soja e vice-versa. Além disso, a_{23} sugere que choques no mercado de soja afetam a volatilidade no mercado de trigo, assim como a_{31} indica que choques no mercado de trigo afetam a volatilidade no mercado de milho. Analisando a transmissão de volatilidade entre estes mercados, verifica-se que há um efeito bidirecional entre milho-trigo (b_{13}, b_{31}) e soja-trigo (b_{23}, b_{32}). Também há transmissão de volatilidade do mercado de soja para o mercado de milho (b_{21}).

A análise das variâncias e correlações destes mercados permite avaliar de que forma estas relações evoluem ao longo do tempo, além de permitir verificar se o impacto da ação de *hedgers* e especuladores consiste em uma questão de transmissão de volatilidade ou se é, de fato, reflexo da atuação destes agentes sobre a volatilidade dos mercados estudados. Na Figura 4 são apresentadas as volatilidades estimadas dos mercados de milho, soja e trigo. A Figura 5 demonstra a dinâmica de correlação entre estes três mercados.

é possível observar que, no mercado de milho, há três picos de volatilidade, aproximadamente, com similar intensidade, em 2004, 2008 e 2014, anos em que ocorrem aumentos expressivos de preço neste mercado. Como pode ser

Figura 4: Variância dos mercados de milho, soja e trigo dos EUA

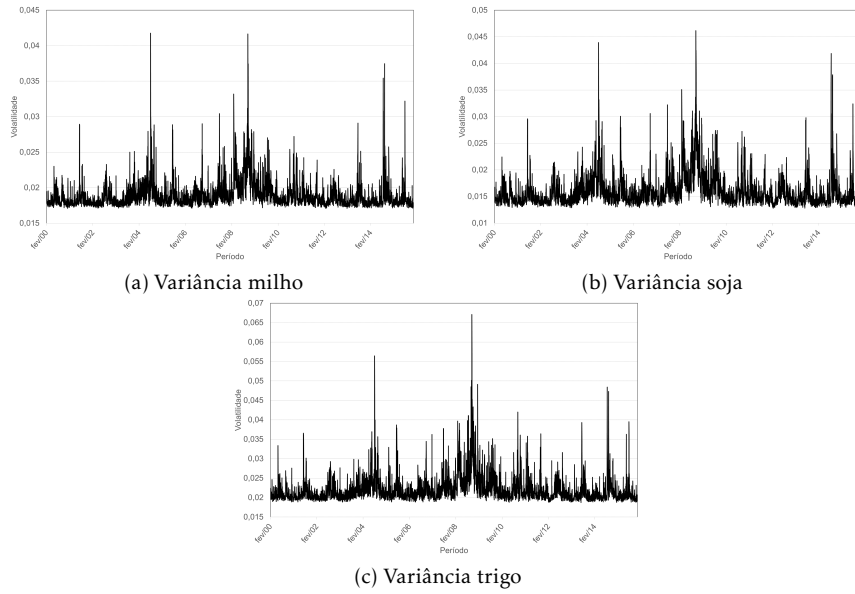


Figura 5: Correlação entre os mercados de milho, soja e trigo dos EUA

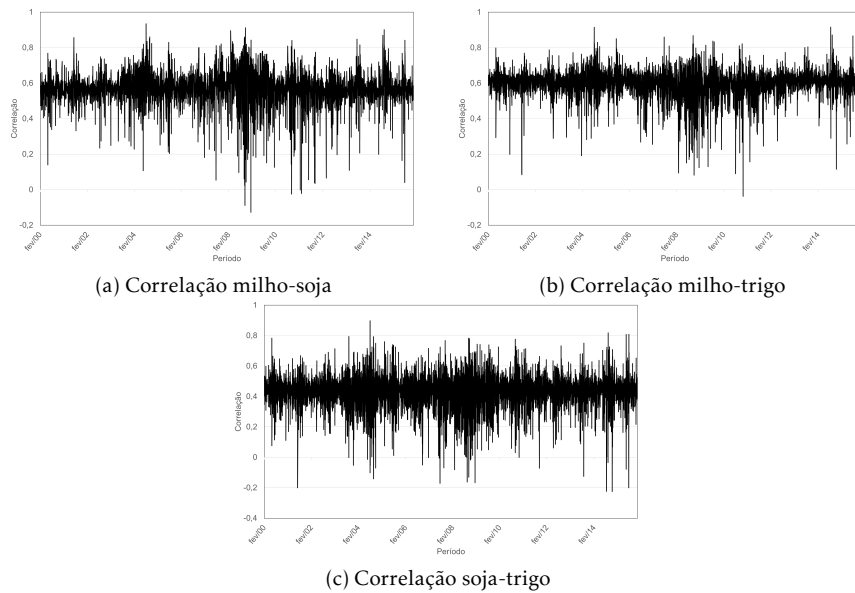


Tabela 3: Estimativas dos parâmetros dos modelos BEKK(1,1)

	Estimativa	Estatística t
c_{11}	0,013101***	14,6401
c_{12}	0,011423	1,2637
c_{13}	0,007259***	5,6745
c_{22}	0,000394	0,3335
c_{23}	0,000412	0,1915
c_{33}	-0,014678***	-21,3278
a_{11}	-0,260350***	-5,0122
a_{12}	-0,111120**	-2,3620
a_{13}	0,056423	0,9041
a_{21}	0,217512***	5,4839
a_{22}	0,342969***	9,8683
a_{23}	0,078639*	1,6651
a_{31}	0,050145*	1,6937
a_{32}	0,016833	0,7591
a_{33}	-0,336682***	-9,9502
b_{11}	-0,620229***	15,6358
b_{12}	-0,097448	-0,9312
b_{13}	-0,570564***	-13,7150
b_{21}	-0,449511***	-6,0533
b_{22}	-0,101503	-1,4179
b_{23}	-0,438622***	-4,3435
b_{31}	0,445539***	6,6167
b_{32}	0,552569***	8,3848
b_{33}	0,693400***	10,8037

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

observado na Figura 5, estes são os anos em que a correlação entre os mercados de soja e trigo diminui. Porém, ao observar as Figuras 2 (a) e 3 (a) nota-se que estes aumentos de volatilidade coincidem com momentos em que a ação de *hedgers* e especuladores é significativa neste mercado.

O primeiro aumento de volatilidade mais acentuado no mercado de soja ocorre por volta de 2001; em seguida, por volta de 2004 e em 2008 ocorre o maior aumento de volatilidade do período estudado, seguido por novos aumentos expressivos em 2014. Assim como ocorre com o mercado de milho, os picos de volatilidade correspondem aos momentos em que a correlação entre os mercados de milho e trigo decresce, chegando a se tornar inversa no caso soja-trigo, como apresentado na Figura 5. Por outro lado, estes são períodos em que a ação de *hedgers* e especuladores é significativa, como se pode verificar nas Figuras 2 (b) e 3 (b).

A volatilidade no mercado de trigo apresenta comportamento semelhante ao dos demais mercados, ainda que a correlação entre eles seja menor ou inversa durante estes picos, como pode ser observado na Figura 5. Soma-se a isso o fato de, assim como nos mercados de milho e soja, esses serem períodos em que a ação de *hedgers* e especuladores é significativa, como demonstrado nas Figuras 2 - (c) e 3 - (c).

Pode-se concluir que, embora ocorra um efeito transbordamento de volati-

lidade nos mercados de grãos dos Estados Unidos, momentos em que a volatilidade destes mercados aumenta coincidem com os em que a correlação entre os mercados diminui, ao mesmo tempo que a ação de *hedgers* e especuladores se torna significativa. Assim, esses aumentos de volatilidade podem estar associados à ação dos agentes financeiros, e não às relações entre os mercados de grãos.

5 Conclusão

Este trabalho avaliou o impacto da ação de *hedgers* e especuladores sobre a volatilidade dos retornos dos preços à vista do milho, soja e trigo nos Estados Unidos entre 2000 e 2015 a partir de modelos de volatilidade condicional univariados da família GARCH e multivariados BEKK-GARCH. A ação desses agentes foi considerada como variável exógena na equação da variância condicional de modelos GARCH, estimados inclusive de forma recursiva para capturar alterações dos impactos ao longo do tempo. Considerou-se também modelos multivariados de volatilidade, como o BEKK-GARCH, para mensurar efeitos de transmissão de volatilidade entre os mercados de grãos considerados.

Os resultados mostram que, para as três *commodities*, *hedgers* e especuladores têm impacto significativo na volatilidade dos retornos. As estimativas recursivas indicaram que a ação destes agentes foi relevante especialmente após a crise financeira de 2008, quando se observou efeito inverso ao de outros períodos, isto é, o aumento da atuação dos *hedgers* teve como consequência o aumento da volatilidade, enquanto o aumento da atuação dos especuladores teve como resultado a redução na volatilidade nos mercados. Além disso, embora ocorra um efeito transbordamento de volatilidade nos mercados de grãos dos Estados Unidos, momentos em que o impacto de *hedge* e especulação se tornam significativos estão associados com uma redução na correlação intermercados. Como a volatilidade é uma informação crucial na geração de estratégias de gestão de risco (*hedge*), os resultados desse trabalho sugerem sua aplicação no gerenciamento de carteiras de investimento em *commodities*, sobretudo àquelas operadas com mecanismos de proteção, tais como a determinação de limites para o risco de mercado (*value-at-risk*). Ainda, trabalhos futuros podem incluir a avaliação para os mercados brasileiros de produtos agrícolas a fim de verificar qual o impacto de *hedgers* e especuladores em um país emergente.

Referências Bibliográficas

- Andreasson, P., Bekiros, S., Nguyen, D. K. & Uddin, G. S. (2016), 'Impact of speculation and economic uncertainty on commodity markets', *International Review of Financial Analysis* 43 (C), p. 115–127.
 URL: <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2015.11.005>
- Balestro, M. V. & Lourenço, L. C. (2014), Notas para uma análise da financeirização do agronegócio: além da volatilidade dos preços das commodities, in A. M. Buainain, E. Alves, J. M. da Silveira & Z. Navarro, eds, 'O mundo rural no Brasil do século 21: a formação de um novo padrão agrário e agrícola', number 4, Embrapa, pp. p. 241–266.

- Bessada, O. (2003), *O mercado de derivativos financeiros*, 2 edn, Record.
- Bessembinder, H. & Seguin, P. J. (1993), 'Price volatility, trading volume, and market depth: evidence from futures markets', *Journal of Financial and Quantitative Analysis* **28**(1), p. 21–39.
- Bohl, M., Siklos, P. & Wellenreuther, C. (2018), 'Speculative activity and returns volatility of Chinese agricultural commodity futures', *Journal of Asian Economics* **54**, p. 69–91.
- Bohl, M. T. & Stephan, P. M. (2013), 'Does futures speculation destabilize spot prices? New evidence for commodity markets', *Journal of Agricultural and Applied Economics* **45**(4), p. 595–616.
- Bollerslev, T. (1986), 'Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity', *Journal of Econometrics* **31**(3), p. 307–327.
- Bollerslev, T., Engle, R. & Wooldridge, J. (1988), 'A capital asset pricing model with time-varying covariances', *Journal of Political Economy* **96**(1), p. 116–131.
- Brooks, C. (2008), *Introductory econometrics for finance*, 2 edn, Cambridge University Press, New York.
- Bueno, R. D. L. (2011), *Econometria de séries temporais*, 2 edn, Cengage Learning, São Paulo.
- Capelle-Blancard, G. & Coulibaly, D. (2011), 'Index trading and agricultural commodity prices: a panel Granger causality analysis', *International Economics* **126–127**, p. 51–71.
- Carpantier, J.-F. (2010), Commodities inventory effect, Discussion Paper 40, Ottignies-Louvain-la-Neuve.
- Engle, R. (2002), 'Dynamic conditional correlation: a simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models', *Journal of Business & Economic Statistics* **20**(3), p. 339–350.
- Engle, R. F. (1982), 'Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation', *Econometrica* **50**(4), p. 987–1007.
- Engle, R. F. & Kroner, K. F. (1995), 'Multivariate simultaneous generalized ARCH', *Econometric Theory* **11**(1), p. 122–150.
- Garcia, P., Leuthold, R. M. & Zapata, H. (1986), 'Lead-lag relationships between trading volume and price variability: new evidence', *The Journal of Futures Markets* **6**(1), p. 1–10.
- Harris, R. & Sollis, R. (2003), *Applied time series modelling and forecasting*, forecasting, John Wiley & Sons, New Jersey.
- Helbling, T., Mercer-Blackman, V. & Cheng, K. (2008), 'Commodity boom: riding a wave', *Finance & Development* **45**(1), p. 10–15.

Henriques, D. B. (2008), 'Price volatility adds to worry on U.S. farms', *The New York Times*. Disponível em: <<https://www.nytimes.com/2008/04/22/business/22commodity.html>>. Acesso em: 13 dez. 2019.

Kim, A. (2015), 'Does futures speculation destabilize commodity markets?', *The Journal of Futures Markets* 35(8), p. 696–714.

Kim, J. H. & Doucouliagos, H. (2005), Realized volatility and correlation in grain futures markets: testing for spill-over effects, Working paper, Department of Econometrics and Business Statistics of Monash University. Disponível em: <https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=791264>. Acesso em: 13 dez. 2019.

Leuthold, R. M. (1983), 'Commercial use and speculative measures of the livestock commodity futures markets', *The Journal of Futures Markets* 3(2), p. 113–135.

Lucia, J. J. & Pardo, A. (2010), 'On measuring speculative and hedging activities in futures markets from volume and open interest data', *Applied Economics* 42(12), p. 1549–1557.

Malliaris, A. G. & Urrutia, J. L. (1996), 'Linkages between agricultural commodity futures contracts', *The Journal of Futures Markets* 16(5), p. 595–609.

Manera, M., Nicolini, M. & Vignati, I. (2013), 'Futures price volatility in commodities markets: the role of short term vs long term speculation', Working Paper. Disponível em: <https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2277355>. Acesso em: 13 dez. 2019.

Musunuru, N. (2014), 'Modeling price volatility linkages between corn and wheat: a multivariate GARCH estimation', *International Advances in Economic Research* 20(3), p. 269–280.

Paula, N. M., Santos, V. F. & Pereira, W. S. (2015), 'A financeirização das commodities agrícolas e o sistema agroalimentar', *Estudos, Sociedade e Agricultura* 23(2), p. 294–314.

Rinden, S. E. (2015), The impact of speculation in commodity futures on food prices, Master's thesis, dissertação de Mestrado, University of Agder.

Rutledge, D. J. S. (1978), Trading volume and price variability: new evidence on the price effects of speculation, in 'Proceedings of the International Futures Trading Seminar, Chicago, May', pp. p. 160–174.

Santos, V. F. (2018), Impacto de hedge e especulação sobre a volatilidade dos mercados de commodities agrícolas: um estudo empírico para os EUA e Brasil, dissertação de mestrado, Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, SP, Brasil.

Silveira, R. L. F., Maciel, L. & Ballini, R. (2014), 'Derivativos sobre commodities influenciam a volatilidade dos preços à vista? Uma análise nos mercados de boi gordo e café arábica no Brasil', *Revista de Economia e Sociologia Rural* 52(3), p. 417–436.

Silveira, R. L. F., Maciel, L., Mattos, F. & Ballini, R. (2017), 'Volatility persistence and inventory effect in grain futures markets: evidence from a recursive model', *Revista de Administração* 52, p. 403–418.

Teixeira, M. A. (1992), *Mercados futuros: fundamentos e características operacionais*, Bolsa de Mercadorias & Futuros, São Paulo.

Tsay, R. S. (2005), *Analysis of financial time series*, 2 edn, John Wiley & Sons.

Zakoian, J. M. (1994), 'Threshold heteroskedastic models', *Journal of Economic Dynamics and Control* 18(5), p. 931–955.

OS ENSINOS PÚBLICO E PRIVADO NO BRASIL E A INCIDÊNCIA DE SOBRE-EDUCAÇÃO NO MERCADO DE TRABALHO

MAURICIO REIS *

Resumo

A baixa qualidade da educação costuma ser apontada como um dos fatores responsáveis pela incidência de sobre-educação, pois trabalhadores com determinado nível educacional não estariam capacitados para exercer as atividades compatíveis com os anos de estudo que completaram. O objetivo desse artigo é investigar a relação entre a rede de ensino e a probabilidade de sobre-educação no Brasil, explorando as diferenças de qualidade entre instituições públicas e privadas. De acordo com os resultados, entre os indivíduos com ensino médio, os egressos de escolas públicas tem maior probabilidade de serem sobre-educados, enquanto para o ensino superior é verificado o contrário.

Palavras-chave: ensino público, ensino privado, sobre-educação.

Abstract

Overeducation refers to the extent to which workers acquired education levels in excess of that required by their jobs. Low educational level is pointed out as a determinant for the incidence of overeducation, which is usually associated with negative labor market outcomes. According to this argument, poorly educated workers are only qualified for jobs that require less years of schooling than they obtained. This paper aims to investigate the relationship between the probability of overeducation and the type of educational system (public or private education, which have quite different quality levels in Brazil). Estimates show that workers with secondary education who completed their study in public schools are more likely to be overeducated than those who completed their secondary education in private schools, which usually have better quality than the former ones. Among workers with a bachelor's degree, those who completed their programs in public institutions, which usually have better quality than private ones for higher education, are less likely to be overeducated.

Keywords: public education, private education, over-education.

JEL classification: I21, J24

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea156324>

* Instituto de Pesquisa Economica Aplicada. mauricio.reis@ipea.gov.br

1 Introdução

Cerca de 30% dos trabalhadores no Brasil apresentam um nível de escolaridade superior ao considerado necessário para o desempenho adequado das atividades nas suas ocupações.¹

Esses trabalhadores, classificados na literatura econômica como sobre-educados, estão sujeitos, normalmente, a uma série de penalidades. Os anos adicionais de escolaridade, além dos que seriam necessários na ocupação, não parecem ser remunerados da mesma forma que os anos de escolaridade correspondentes às necessidades da ocupação. Evidências nesse sentido podem ser encontradas mesmo controlando para características individuais não observadas invariantes no tempo (Bauer (2002), Korpi & Tåhlin (2009), Tsai (2010), mostram resultados para países desenvolvidos; enquanto Reis (2017) e Marioni (2018) apresentam evidências para o Brasil). Os resultados também mostram que os trabalhadores sobre-educados são mais propensos a apresentarem insatisfação com o emprego (Verhofstadt et al. 2007 e Allen & Van der Velden 2001), exibindo também uma taxa de rotatividade mais elevada (Sicherman 1991).

Uma das razões apontadas para a incidência de sobre-educação nos países em desenvolvimento é a baixa qualidade educacional (Mehta et al. 2011). De acordo com esse argumento, os trabalhadores com determinado nível de escolaridade não seriam capacitados para exercer atividades compatíveis com o número de anos de estudo que completaram. Pela baixa qualidade da escolaridade adquirida por esses trabalhadores, as ocupações mais adequadas para as suas qualificações seriam aquelas com menores exigências em termos de anos de estudo.²

A qualidade da educação no Brasil pode ser considerada, em geral, muito baixa. No caso da educação básica, isso pode ser ilustrado, por exemplo, pelo desempenho muito ruim dos alunos brasileiros em testes padronizados internacionais, como o PISA - *Programme for International Student Assessment*. Em 2015, o desempenho do Brasil no PISA foi um dos piores entre cerca de 80 países avaliados pela OCDE - Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico. Diferenças acentuadas de desempenho, porém, são encontradas entre os alunos de instituições públicas e privadas no Brasil. Para os alunos do nível básico, os resultados mostram um desempenho muito pior para os matriculados em instituições públicas do que para os alunos de instituições privadas (Terra et al. 2012, com base no SAEB - Sistema de Avaliação da Educação Básica). Já no caso da educação em nível superior, ocorre o inverso. Os alunos de instituições públicas apresentam, em média, resultados bem melhores no ENADE (Exame Nacional de Desempenho dos Estudantes), prova padronizada para avaliação dos cursos de nível superior, do que os alunos

¹Dados da PNAD contínua referentes ao segundo trimestre de 2016, e usando informações da Classificação Brasileira de Ocupações - CBO (2010) para computar a escolaridade necessária em cada ocupação. De acordo com Quintini (2011), a porcentagem de trabalhadores em situação semelhante nos países da OCDE (Organização para a Cooperação e o Desenvolvimento Econômico) varia entre 10% e 35%.

²Robst (1995) apresenta evidências da relação entre a qualidade da educação e a probabilidade de sobre-educação ao mostrar que trabalhadores que completaram o curso superior em faculdades piores são mais propensos a terem empregos que não exigem esse nível educacional nos Estados Unidos.

de instituições privadas (Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico - OCDE 2013).³

A baixa qualidade do ensino público de nível básico pode fazer com que uma proporção elevada dos alunos com até o ensino médio concluído que realizaram os seus estudos nesse tipo de instituição não estejam capacitados para exercer tarefas condizentes com o nível de escolaridade alcançado. Esses trabalhadores, então, estariam mais propensos a terem uma ocupação onde seriam classificados como sobre-educados do que os indivíduos com escolaridade semelhante egressos de instituições privadas. Espera-se também que os indivíduos que frequentaram instituições privadas de nível superior sejam mais propensos a terem uma ocupação que exige escolaridade mais baixa do que aqueles que frequentaram instituições públicas de nível superior, que geralmente oferecem um ensino de melhor qualidade que as privadas.

O objetivo deste artigo é examinar como o fato de um indivíduo ter estudado em uma instituição pública ou privada de ensino está relacionado com a probabilidade de que seja um trabalhador sobre-educado no Brasil. Como esses dois tipos de instituições têm características muito diferentes na educação básica e na educação superior, a análise é feita separadamente para cada um desses segmentos educacionais. Para essa análise, são usados dados do suplemento sobre educação da PNAD contínua (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios contínua) do segundo trimestre de 2016, e da CBO (Classificação Brasileira de Ocupações) de 2010 para computar a escolaridade necessária em cada ocupação.

De acordo com os resultados, entre os indivíduos com o ensino médio completo, os egressos de escolas da rede pública têm maior probabilidade de sobre-educação em comparação com os que saíram de escolas privadas. O diferencial estimado é de 14,2 pontos percentuais. Para os que completaram um curso superior, os resultados mostram que aqueles que concluíram a formação em uma instituição pública possuem uma probabilidade menor em 4,5 pontos percentuais de terem um emprego que não exige formação superior. Portanto, o tipo de instituição de ensino com pior qualidade média se mostra associado a uma probabilidade relativamente maior de sobre-educação.

O artigo está estruturado em seis seções, além desta introdução. A seção 2 descreve brevemente como a presença de desajustes entre a escolaridade do trabalhador e exigências da sua ocupação está relacionada com diferentes abordagens teóricas. Na seção 3, é feita uma descrição dos dados do suplemento da PNAD contínua e da Classificação Brasileira de Ocupações - CBO (2010) utilizados na análise. A seção 4 apresenta estatísticas descritivas comparando os trabalhadores egressos de instituições públicas com os egressos de instituições privadas. Na seção 5, são apresentados os métodos empíricos utilizados, e na seção 6 são mostrados os resultados estimados relacionando a probabilidade de sobre-educação com o tipo de instituição (pública ou privada) onde o trabalhador concluiu os seus estudos. As principais conclusões do artigo são apresentadas na seção 7.

³Os resultados do SAEB/Prova Brasil de 2011 para alunos do 3º ano do ensino médio mostram que as notas em português para as escolas privadas são 20% maiores que as notas para as escolas públicas, em média (INEP 2011). Em matemática, a média para os alunos das escolas privadas é 25% maior. De acordo com os resultados do ENAD de 2008, 90% dos alunos com desempenho máximo, igual a 5 em uma escala que varia de 1 até 5, são de instituições públicas de ensino superior, enquanto 75% dos alunos com desempenho igual a 1 ou 2 são de instituições privadas (Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico - OCDE 2013).

2 As principais abordagens teóricas relacionadas à sobre-educação

A incidência e as implicações para o mercado de trabalho de desequilíbrios entre o nível educacional dos trabalhadores e a necessidade das firmas têm sido analisadas na literatura econômica a partir de diferentes abordagens. Nesta seção, são apresentados brevemente os principais modelos teóricos utilizados para investigar essa questão.⁴ Além disso, pretende-se discutir de que maneira essas abordagens teóricas estão relacionadas com a análise empírica proposta neste artigo.

De acordo com a teoria do capital humano, os trabalhadores são remunerados conforme a sua produtividade marginal, que por sua vez, é determinada pelo nível de qualificação acumulado, seja através da educação formal ou do treinamento no emprego. Para que a incidência de sobre-educação seja conciliada com a teoria do capital humano, deve ser uma situação apenas temporária, de desequilíbrio de curto-prazo. Além disso, na teoria do capital humano, a representação dos rendimentos como função apenas da escolaridade adquirida implica em igualdade dos coeficientes associados com a escolaridade requerida na ocupação e com o excesso de educação na equação de rendimentos. Esses coeficientes, por sua vez, devem ser iguais ao negativo do coeficiente associado ao déficit de escolaridade. Testes para essa hipótese conjunta, porém, são invariavelmente rejeitados segundo Leuven & Oosterbeek (2011).

Para conciliar a presença de sobre-educação com a teoria do capital humano, McGuinness (2006) propõe uma versão modificada desse modelo. Nessa abordagem, os anos adicionais de estudo, além do nível exigido na ocupação, estariam desempenhando o papel de compensar deficiências na qualidade do capital humano adquirido pelos sobre-educados, além de déficits na acumulação de capital humano não formal, ou em outras variáveis não consideradas. Dessa forma, a pior qualidade do ensino levaria muitos trabalhadores a condição de sobre-educados, em empregos onde a exigência de anos de escolaridade é menor que o nível alcançado, embora a qualificação adquirida seja compatível com a necessidade do emprego.

Nos modelos de *job competition* (Thurow 1975), o único fator que determina os salários é a característica do emprego. Com uma oferta limitada de vagas, os trabalhadores competem por emprego usando a escolaridade, que tem o papel, nesses modelos, de reduzir os custos de treinamento das firmas com os trabalhadores contratados. Nesse caso, a escolaridade não tem influência sobre a produtividade ou sobre os salários, mas pode melhorar a posição do trabalhador na fila de contratações. Com isso, pode ocorrer um incentivo para o investimento acentuado em educação, levando a uma situação de sobre-educação. Nos modelos de *job competition*, tanto o excesso quanto o déficit educacional tem efeito nulo sobre os rendimentos. No entanto, os testes empíricos normalmente rejeitam essa hipótese (Leuven & Oosterbeek 2011).

Os modelos de sinalização (Spence 1973) podem levar a uma situação semelhante a que é proposta no modelo de *job competition*. Supõe-se que os custos para adquirir educação sejam menores para os trabalhadores mais produtivos. Então, embora a educação também não tenha influência sobre a produtividade, os trabalhadores mais produtivos investem para adquirir mais

⁴Resumos sobre essa literatura podem ser encontrados em Hartog (2000), Groot & Van Den Brink (2000), Sloane (2003), McGuinness (2006), Leuven & Oosterbeek (2011)

escolaridade e assim alcançarem melhores empregos, podendo gerar sobre-educação.

Os modelos de *assignment* (Sattinger 1993) podem ser considerados como uma situação intermediária entre a teoria do capital humano e os modelos de *job competition* e sinalização. Nesse caso, os salários dependem da interação entre trabalhadores heterogêneos e empregos, que também têm características heterogêneas. Aumentos na escolaridade elevam a produtividade de maneira geral, mas esse efeito pode ser maior ou menor dependendo do nível de complexidade dos empregos que são preenchidos. Nos modelos de *assignment*, ao contrário do modelo neoclássico padrão, representado pela teoria do capital humano, a disponibilidade e a qualidade dos empregos encontrados na economia também influenciam a produtividade e os rendimentos, que não estão restritos à escolaridade e à experiência no mercado de trabalho. Trabalhadores em empregos que exigem uma escolaridade menor que a alcançada por eles têm as suas capacidades produtivas limitadas, recebendo salários menores do que receberiam caso estivessem em uma ocupação adequada para a educação.

Desajustes entre a escolaridade dos trabalhadores e a necessidade das firmas podem ocorrer em equilíbrio nesses modelos de *assignment* pela maneira como os diferentes tipos de empregos e de trabalhadores estão distribuídos. Uma parcela de trabalhadores mais escolarizados que não encontra uma disponibilidade correspondente de empregos com maior complexidade no mercado de trabalho vai levar à presença de sobre-educação, de acordo com esse tipo de modelo.

A presença de uma proporção elevada de trabalhadores sobre-educados costuma ser associada com uma abundância de trabalhadores mais escolarizados. No Brasil, porém, são observados níveis elevados de sobre-educação, juntamente com uma escolaridade média da força de trabalho relativamente baixa. Situação semelhante é observada em outros países em desenvolvimento, o que é atribuído por Mehta et al. (2011) a baixa qualidade da educação. A incidência de sobre-educação no Brasil, dessa forma, estaria de acordo com a variante do modelo neoclássico padrão, citada por McGuinness (2006), em que os anos de estudo não são capazes de representar corretamente a qualificação dos trabalhadores. Pela baixa qualidade da educação adquirida, trabalhadores com determinado número de anos de estudo não estariam aptos a desempenhar as atividades nas ocupações com necessidades correspondentes aos anos de escolaridade que completaram.

Como destacado por Quintini (2011), os modelos de *assignment* tem se mostrado os mais consistentes com os fatos observados para a presença e os efeitos de desajustes entre a escolaridade dos trabalhadores e as necessidades das firmas. Esses modelos também devem ser importantes no caso brasileiro, em que a oferta de trabalhadores mais escolarizados seria excessiva em relação à disponibilidade de empregos de maior qualidade, associados a tecnologias mais modernas e que exigem trabalhadores mais qualificados. De acordo com Pauli et al. (2012), o Brasil experimentou uma situação desse tipo durante a década de noventa.

Embora os modelos de *assignment* possivelmente desempenhem um papel relevante para se entender questões relacionadas à sobre-educação no Brasil, a abordagem proposta nesse artigo está baseada na variante do modelo de capital humano que explora as implicações da pior qualidade da educação. Mesmo que instituições públicas e privadas sejam bastante heterogêneas, apresentando, cada uma delas, os mais diferentes graus de qualidade, em mé-

dia, as escolas privadas de nível médio são bem superiores às escolas públicas, enquanto as instituições públicas de nível superior são bem melhores que as privadas. Pretende-se investigar em que medida essas deficiências na qualidade do ensino público de nível médio e do ensino superior privado desempenham um papel na alocação de trabalhadores em ocupações nas quais são classificados como sobre-educados.

3 Dados

A análise empírica neste artigo utiliza os dados do suplemento sobre educação da PNAD contínua referente ao segundo trimestre de 2016. Além das variáveis normalmente investigadas na PNAD contínua pelo IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística), esse suplemento contém perguntas sobre a rede de ensino anteriormente frequentada, assim como sobre cursos de educação profissional. Essas perguntas são feitas para todos os indivíduos com 5 anos ou mais de idade, independentemente do número da entrevista no domicílio.⁵ Para os indivíduos que já frequentaram a escola, a PNAD contínua pergunta sobre o grau e a última série ou semestre concluídos com aprovação. No suplemento, é perguntado também sobre a rede de ensino desse curso. Três opções são apresentadas para os entrevistados: i) somente na rede privada, ii) somente da rede pública, e iii) na rede privada e pública. São excluídos da análise empírica neste artigo os indivíduos que selecionaram essa última opção.⁶

Além do indicador da rede de ensino do curso onde cada indivíduo concluiu a escolaridade mais elevada, são utilizadas na análise informações individuais como idade, gênero, cor ou raça⁷ e região de residência, além do número de anos de estudos completados.⁸ Para cada indivíduo ocupado, a pesquisa oferece também os rendimentos mensais e por hora trabalhada, assim como a ocupação definida para o nível de 4 dígitos.

A Classificação Brasileira de Ocupações - CBO (2010) disponibiliza diversas informações sobre as características de cada ocupação definida para o nível de 4 dígitos. Para isso, cada ocupação é analisada por uma equipe de especialistas selecionados pelo Ministério do Trabalho em oficinas com duração de três dias, seguindo o método DACUM (*Developing a Curriculum*). Nos primeiros dois dias, comitês de 8 a 12 especialistas em cada ocupação elaboram descrições referentes a vários aspectos, entre os quais, a qualificação considerada necessária para o desempenho adequado de cada ocupação. No terceiro dia, essas descrições são validadas por outros comitês de trabalhadores.

Para cada ocupação na Classificação Brasileira de Ocupações - CBO (2010), portanto, é possível encontrar o nível de escolaridade requerido para o exercício dessa mesma ocupação, de acordo com a avaliação da equipe de especialistas. Na PNAD contínua as ocupações também são definidas para o nível de 4 dígitos. Associando cada ocupação na PNAD contínua com a ocupação correspondente na Classificação Brasileira de Ocupações - CBO (2010), a informação

⁵Na PNAD contínua, cada domicílio é entrevistado por cinco trimestres consecutivos.

⁶Apenas 2% dos indivíduos frequentaram o curso mais elevado nas redes privada e pública.

⁷Os indivíduos são classificados no artigo como negros, nos quais são incluídos os pardos e os indígenas, ou brancos, onde também são incluídos os asiáticos.

⁸Indivíduos com pós-graduação, completa ou incompleta, são considerados juntamente com aqueles com graduação completa, pois a escolaridade requerida é definida, no máximo, para o ensino superior completo.

sobre a escolaridade necessária na ocupação proveniente dessa última fonte pode ser imputada a cada indivíduo na PNAD contínua. Dessa maneira, um indivíduo empregado na PNAD contínua é classificado como sobre-educado neste artigo caso tenha completado um número de anos de estudo maior que o nível considerado necessário na sua ocupação. Caso contrário, esse indivíduo é classificado como adequadamente escolarizado ou subeducado.

A amostra principal é composta por indivíduos com idade entre 25 e 60 anos, ocupados na semana de referência da pesquisa. Legisladores e dirigentes do setor público, além de militares, para os quais não é definida a escolaridade requerida, assim como indivíduos sem informações sobre a ocupação, são excluídos da amostra. No total, cerca de 120.000 observações fazem parte da amostra principal. Apenas os indivíduos ocupados podem ser classificados como sobre-educados ou não. No entanto, pode existir uma seleção dos indivíduos ocupados em relação aos desempregados e inativos. Além disso, essa seleção pode estar associada com o tipo de instituição de ensino, com indivíduos provenientes de instituições de pior qualidade menos propensos a conseguirem emprego.

Para considerar um possível viés em razão dessa seleção, é utilizada também uma amostra mais ampla que inclui, além dos trabalhadores empregados, os desempregados e os que não estão participando do mercado de trabalho. São selecionados, nesse caso, todos os indivíduos com idade entre 25 e 60 anos, excluídos apenas os ocupados como legisladores, dirigentes do setor público e militares, assim como os indivíduos que se declaram ocupados, mas não fornecem informações sobre a ocupação. Essa segunda amostra contém cerca de 180.000 observações.

4 Análise descritiva

A Tabela 1 apresenta as médias de algumas variáveis separadamente para egressos de instituições públicas e privadas.⁹ Essa tabela mostra que, em média, o total de trabalhadores egressos de instituições privadas recebe rendimentos superiores em mais de duas vezes quando comparados com o total de egressos de instituições públicas. Esses diferenciais são válidos tanto para os rendimentos mensais quanto para os rendimentos por hora trabalhada. Diferenças acentuadas também podem ser notadas em relação à escolaridade, pois enquanto os indivíduos que frequentaram a última série na rede privada de ensino têm, em média, 14 anos de escolaridade, e aqueles que frequentaram a rede pública apresentam média de 8,5 anos. Essa diferença na escolaridade média é importante para explicar esse enorme diferencial de rendimentos. A Tabela 1 também mostra que a proporção de mulheres é maior entre os egressos de instituições privadas, e que a proporção de negros é maior entre os que saíram de instituições públicas.

Entre os indivíduos que concluíram os estudos na rede pública, 28% são classificados como sobre-educados, sendo a média de anos de sobre-educação entre esses trabalhadores igual a 3,5 anos. Já entre os que frequentaram a rede privada de ensino, e que são mais escolarizados, a porcentagem de sobre-educados é igual a 33%, com média de 4 anos de sobre-educação entre os indivíduos classificados dessa forma. A Tabela 1 mostra ainda que 80% dos

⁹As observações são ponderadas usando o peso de cada pessoa na amostra.

Tabela 1: Estatísticas descritivas por rede de ensino do último ano de estudo concluído

	(1)	(2)
	Rede pública	Rede privada
Escolaridade	8,56	14,07
Idade	40,74	39,44
Mulher (%)	41,90	53,25
Negro (%)	55,62	31,52
Rendimento do trabalho principal (R\$)	1.227,70	2.839,24
Rendimento do trabalho principal por hora (R\$)	7,59	17,87
Sobre-educação (%)	27,95	33,16
Anos de sobre-educação (para os sobre-educados)	3,53	4,02
Observações	101.254	19.647
Participação ponderada (%)	79,96	20,04

Fonte: Suplemento sobre educação da PNAD contínua (2016.2).

trabalhadores ocupados na amostra saíram da rede pública, enquanto os demais vieram da rede privada de ensino.¹⁰ Considerando as participações desses dois grupos, a porcentagem total de sobre-educados é de 29%. Esse valor é semelhante aos obtidos com outras bases de dados para o Brasil em períodos mais recentes.¹¹

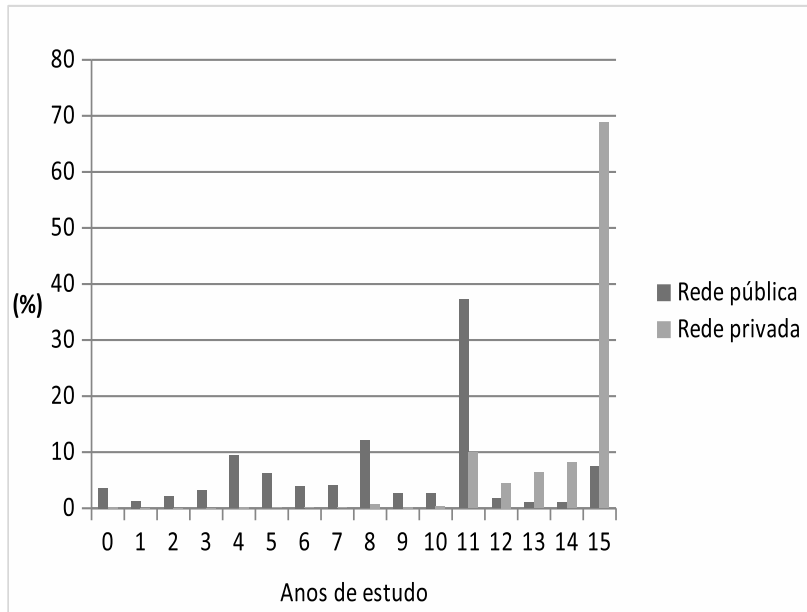
Esses resultados na Tabela 1, porém, escondem uma grande heterogeneidade entre trabalhadores com ensino superior e aqueles com até o ensino médio. Para descrever mais detalhadamente a diferença educacional entre as duas redes de ensino representadas na Tabela 1, a Figura 1 apresenta as distribuições dos trabalhadores provenientes de instituições públicas e privadas por ano completo de estudo. Entre os que frequentaram a rede pública, 40% completaram 11 anos de estudo (correspondente ao ensino médio completo), enquanto as porcentagens dos que completaram 4,8 (correspondente ao ensino fundamental completo) ou 15 anos (correspondente ao ensino superior completo) se situam em torno de 10%. Situação bem diferente é verificada para os egressos de instituições privadas, pois 70% completaram o curso superior. Ainda nesse segundo grupo, 10% completaram o ensino médio, enquanto um total de 15% completou pelo menos um ano do ensino superior (entre 12 e 14 anos de estudo), mas sem concluir o grau. Em ambos os grupos reportados na Figura 1, nota-se que as distribuições estão concentradas em anos correspondentes a graus completos.

Na Tabela 2, são apresentadas estatísticas descritivas para os dois grupos de escolaridade mais importantes, o formado por indivíduos com exatamente o ensino médio completo e o composto por indivíduos com curso superior completo. Entre os que completaram o ensino médio, 94% são egressos da rede pública (na coluna (1)). Esses trabalhadores têm rendimentos menores

¹⁰Foram excluídos os indivíduos que frequentaram a rede privada e a pública.

¹¹Díaz & M (2008) encontram uma taxa de sobre-educação de 17% usando dados do Censo de 2000, enquanto em Reis (2017) e Marioni (2018) 25% dos trabalhadores são classificados como sobre-educados. Reis (2017) utiliza dados da PME (Pesquisa Mensal de Emprego) de 2004 até 2015 e da PNAD contínua entre 2012 e 2015, e Marioni (2018) usa informações da RAIS (Relação Anual de Informações Sociais) entre 2006 e 2013.

Figura 1: Distribuição dos trabalhadores por escolaridade nas instituições



Fonte: Suplemento sobre educação da PNAD contínua (2016.2).

em cerca de 50% quando comparados aos indivíduos egressos de instituições privadas (na coluna (2)). Na coluna (1), os indivíduos são mais jovens, em média, e mulheres e negros têm participações maiores do que na coluna (2), o que contribui para que os rendimentos sejam menores para os egressos da rede pública. Mais de 42% dos indivíduos com 11 anos de estudos completados em instituições públicas são classificados como sobre-educados. Entre os indivíduos com a mesma escolaridade que frequentaram instituições privadas, 28% são sobre-educados, uma diferença de 14 pontos percentuais, portanto.

Entre os trabalhadores com curso superior completo, os diferenciais de rendimentos são bem menores e passam a favorecer os egressos de instituições públicas (na coluna (3)), que recebem 10% a mais que aqueles vindos de instituições privadas (na coluna (4)). Os negros apresentam uma participação maior na coluna (3) em relação a (4), mas a média de idade e a proporção de mulheres são semelhantes entre esses dois grupos. Entre os indivíduos que completaram o curso superior em uma instituição pública, 23% têm ocupações que não exigem esse nível de escolaridade. Já entre os que completaram o curso superior na rede privada, a porcentagem de sobre-educados é um pouco maior, 28%. A coluna (4) da Tabela 2 mostra também que 70% dos trabalhadores na amostra que completaram um curso superior o fizeram em uma instituição privada. Assim como no caso dos indivíduos com 11 anos de estudos, as evidências nas colunas (3) e (4) estão de acordo com o argumento proposto no artigo de que, condicionando na escolaridade, a incidência de sobre-educação é maior para os egressos da rede de ensino na qual a qualidade média é considerada mais baixa.

Tabela 2: Estatísticas descritivas por rede de ensino para trabalhadores com 11 e 15 anos de estudo

	(1)	(2)
	Amostra: Escolaridade = 11 anos	
	Escola pública	Escola particular
Idade	38,47	41,07
Mulher (%)	46,26	41,64
Negro (%)	52,13	41,70
Rendimento do trabalho principal (R\$)	1.201,15	1.886,97
Rendimento do trabalho principal por hora (R\$)	7,28	12,02
Sobre-educação (%)	42,56	28,54
Anos de sobre-educação (para os sobre-educados)	3,81	4,08
Observações	34.066	2.198
Participação ponderada (%)	93,72	6,28
	(3)	(4)
	Amostra: Escolaridade = 15 anos	
	Escola pública	Escola particular
Idade	40,56	39,42
Mulher (%)	57,72	56,39
Negro (%)	36,92	27,46
Rendimento do trabalho principal (R\$)	3.577,65	3.263,85
Rendimento do trabalho principal por hora (R\$)	22,60	20,59
Sobre-educação (%)	23,90	27,77
Anos de sobre-educação (para os sobre-educados)	4,57	4,55
Observações	7.280	13.171
Participação ponderada (%)	30,14	69,86

Fonte: Suplemento sobre educação da PNAD contínua (2016.2).

5 Métodos empíricos

As evidências empíricas principais são baseadas em estimações para a probabilidade de um indivíduo ser classificado como sobre-educado em função de uma variável *dummy* que é igual a um caso esse indivíduo tenha completado os estudos na rede pública e igual a zero caso tenha completado na rede privada. As regressões são estimadas usando o modelo probit, como na equação abaixo:

$$Prob(y = 1|Pub, X) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 Pub + \gamma X) \quad (1)$$

em que $y = 1$ caso o indivíduo seja sobre-educado, e $y = 0$ caso contrário, Pub é uma variável *dummy* igual a um para os egressos da rede pública e igual a zero para os egressos da rede privada, X contém algumas características individuais, e Φ representa a função distribuição acumulada da normal padrão. As variáveis incluídas em X são: anos completos de estudo, idade, idade ao qua-

drado, uma *dummy* para as mulheres, uma *dummy* para os indivíduos negros, que inclui também os pardos, e *dummies* para a região de residência.

As regressões são estimadas separadamente para os egressos do ensino básico e do superior. No primeiro caso, $\beta_1 > 0$ indica que a probabilidade de sobre-educação é maior para os indivíduos que concluíram a educação no sistema público em relação aos que saíram de instituições privadas. No caso da educação superior, espera-se, de acordo com os argumentos baseados em diferenças de qualidade, que $\beta_1 < 0$. Ou seja, que os indivíduos que concluíram a educação superior em instituições públicas tenham menor probabilidade de sobre-educação que os egressos de instituições privadas.

Indivíduos desempregados e inativos não podem ser classificados em relação à sobre-educação, já que não possuem uma ocupação. Como a probabilidade de estar empregado pode depender da rede de ensino frequentada pela pessoa, é possível que a seleção amostral dos indivíduos entre os empregados influencie os resultados. Para levar em conta essa questão, é estimado um modelo probit com seleção amostral (Heckman 1979; Van de Ven & Van Praag 1981).

Essa análise é baseada no seguinte modelo:

$$y_1 = 1[\beta_0 + \beta_1 Pub + \gamma X + u_1 > 0] \quad (2)$$

$$y_2 = 1[\alpha_0 + \alpha_1 Pub + \delta Z + u_2 > 0] \quad (3)$$

em que: $u_1 \sim N(0, 1)$, $u_2 \sim N(0, 1)$, e $corr(u_1, u_2) = \rho$.

A equação (2) se refere à probabilidade de sobre-educação, sendo válida apenas quando $y_2 > 0$, e não é observada caso contrário. A equação de seleção (3) se refere à probabilidade de o indivíduo estar ocupado. Apenas quando $y_2 = 1$, ou seja, o indivíduo está ocupado, ele pode ser classificado como sobre-educado ou não na equação (2).

Supondo que as probabilidades de sobre-educação e de emprego sejam determinadas por duas equações probit, os parâmetros desse modelo (os coeficientes das duas equações e a correlação entre u_1 e u_2) podem ser estimados pelo método de máxima verossimilhança. Se $\rho = 0$, os dois modelos podem ser estimados separadamente, o que seria equivalente a estimar o modelo da equação (1) para a probabilidade de sobre-educação. As variáveis em X são as mesmas incluídas na equação (1). Para identificar esse modelo, Z inclui, além das variáveis em X , o número de crianças com 5 anos ou menos no domicílio, e a interação dessa variável com a *dummy* para as mulheres.

Outro exercício de robustez realizado consiste em estimar um modelo com três categorias para a condição no emprego: i) subeducado, ii) adequadamente educados, e iii) sobre-educado. Para isso, além dos sobre-educados, são definidos os subeducados como aqueles com escolaridade menor que a necessária na sua ocupação, e os adequadamente educados classificados como os indivíduos com escolaridade correspondente ao nível requerido na ocupação. Os subeducados normalmente têm rendimentos do trabalho menores que aqueles recebidos por indivíduos adequadamente educados em ocupações similares, porém, recebem mais que os trabalhadores adequadamente educados com o mesmo nível de escolaridade (Leuven & Oosterbeek 2011) Ou seja, essa maior exigência na ocupação representa um ganho nos rendimentos. Para essa análise, não são incluídos na amostra os indivíduos com alguma instrução superior, pois a

maioria desse grupo já tem o máximo de escolaridade que seria necessária nas ocupações disponibilizadas na CBO para o nível de 4 dígitos.

Usando como base o modelo logit multinomial, a probabilidade de um indivíduo pertencer ao grupo $j = 1$ ou $j = 3$ usando a categoria “adequadamente educado” ($j = 2$) como referência, pode ser representada por:

$$P_j = \frac{\exp(\beta_{0j} + \beta_{1j}Pub + \gamma_j X_j)}{1 + \exp(\beta_{01} + \beta_{11}Pub + \gamma_1 X_1) + \exp(\beta_{03} + \beta_{13}Pub + \gamma_3 X_3)}, j = 1, 3 \quad (4)$$

em que: β_{1j} é o coeficiente da variável *Pub* para a categoria j e γ_j é o vetor de coeficientes associados às variáveis contidas em X para a categoria j .

A probabilidade de um indivíduo pertencer ao grupo de referência é:

$$P_j = \frac{1}{1 + \exp(\beta_{01} + \beta_{11}Pub + \gamma_1 X_1) + \exp(\beta_{03} + \beta_{13}Pub + \gamma_3 X_3)} \quad (5)$$

A probabilidade de $j = 3$, por exemplo, em relação ao grupo de referência, $j = 2$, é chamada de razão de risco relativo, e pode ser representada como:

$$\frac{P_3}{P_2} = \exp(\beta_{03} + \beta_{13}Pub + \gamma_3 X_3) \quad (6)$$

A razão de risco relativo correspondente à variável *Pub* representa a mudança na probabilidade de sobre-educação em comparação com a probabilidade de o indivíduo estar adequadamente educado quando *Pub* varia de 0 para 1. Essa razão é dada por $\exp(\beta_{13})$.

Os coeficientes estimados para os grupos $j = 1$ e $j = 3$ devem ser interpretados em relação ao grupo de referência. Espera-se, portanto, que os egressos de escolas públicas de nível médio tenham não apenas uma probabilidade maior de sobre-educação como também uma probabilidade menor de subeducação em relação aos egressos de escolas particulares com o mesmo nível educacional. Embora os resultados com o modelo logit multinomial ofereçam evidências adicionais relacionadas com a hipótese que se pretende investigar neste artigo, esse tipo de modelo possui uma limitação importante. Supõe-se que a probabilidade de $j = 2$ em relação a $j = 1$ seja independente da alternativa $j = 3$.

6 Resultados

6.1 Resultados principais

A Tabela 3 mostra os resultados estimados para a probabilidade de um indivíduo ser classificado como sobre-educado, de acordo com o modelo na equação (1). Para os indivíduos com até o ensino médio completo, a coluna (1) mostra que os egressos de instituições públicas apresentam probabilidade maior em 9,1 pontos percentuais de serem sobre-educados, quando comparados aos egressos de instituições privadas. Já quando a amostra considera apenas indivíduos com pelo menos um ano completo em um curso superior, na coluna (2), a probabilidade de um trabalhador vindo da rede pública ser classificado

como sobre-educado é menor em 2,7 pontos percentuais em relação a um trabalhador vindo de uma instituição privada.

Na coluna (3) da Tabela 3, os resultados são restritos aos indivíduos com exatamente o ensino médio completo. Nesse caso, a probabilidade de sobre-educação para os que completaram esse curso em uma instituição pública é maior em 14,2 pontos percentuais. Para os indivíduos com exatamente o curso superior completo, a coluna (4) mostra que a probabilidade de sobre-educação é menor em 4,5 pontos percentuais para os que completaram esse curso em uma instituição da rede pública.

As evidências na Tabela 3 estão de acordo com o argumento de que a pior qualidade das instituições públicas de ensino básico aumenta a propensão para que os indivíduos que frequentaram esse tipo de instituição tenham uma ocupação que exige escolaridade menor que a obtida em relação aos trabalhadores com a mesma escolaridade, mas que frequentaram o curso mais elevado na rede privada. Situação inversa é observada no caso do ensino superior, no qual a rede pública é considerada de melhor qualidade. Nota-se também que as diferenças entre os tipos de instituição são mais acentuadas no caso do ensino médio. Além disso, as comparações entre as colunas (1) e (3) e entre (2) e (4) mostram que os diferenciais são maiores, em ambos os casos, para os que possuem graus completos de estudos.

A Tabela 3 mostra ainda que a probabilidade de sobre-educação é menor para as mulheres e maior para os negros, controlando para as variáveis incluídas na regressão. Para os indivíduos com até o ensino médio, cada ano adicional de estudo aumenta a probabilidade de ter uma ocupação com menor necessidade educacional. A relação entre escolaridade e sobre-educação, porém, é negativa para os indivíduos com algum ano completo de educação superior. Ou seja, a conclusão do curso superior reduz a probabilidade de o trabalhador ter um emprego onde é considerado sobre-educado em relação a trabalhadores que cursaram uma faculdade, mas sem completar, que acabam ficando restritos a ocupações com exigência de ensino médio ou menos. A idade apresenta uma relação decrescente com a probabilidade de sobre-educação, ou seja, a propensão à sobre-educação é maior para os jovens, com reduções na probabilidade ocorrendo a taxas cada vez menores à medida que a idade aumenta.

6.2 Resultados considerando a seleção amostral

Nesta subseção, são apresentados os resultados que consideram o fato de que indivíduos desempregados e inativos não podem ser classificados em relação a sobre-educação, já que não possuem uma ocupação. A própria probabilidade de estar empregado, por sua vez, pode depender da rede de ensino que o indivíduo frequentou. Para considerar essa questão, a Tabela 4 mostra os resultados obtidos para um modelo probit com seleção amostral, como descrito na seção 5.¹²

As estimativas para os indivíduos com até o ensino médio mostram coeficientes positivos e significativos para a *dummy* de egressos de instituições públicas, mas que são ligeiramente menores que os reportados na Tabela 3. Embora isso sugira que a seleção dos indivíduos com até o ensino médio que

¹²Os resultados estimados para a equação de seleção são mostrados no Apêndice, na Tabela A.1.

Tabela 3: Probabilidade de sobre-educação e rede de ensino - efeitos marginais.

	(1)	(2)
	Escolaridade: 11 anos ou menos	Escolaridade: 12 anos ou mais
Instituição pública	0,091 [0,008]***	-0,027 [0,009]***
Escolaridade	0,06 [0,008]***	-0,15 [0,005]***
Idade	-0,002 [0,002]	-0,018 [0,004]***
Idade ao quadrado	0,0001 [0,000]	0,0001 [0,000]***
Mulher	-0,128 [0,004]***	-0,08 [0,009]***
Negro	0,034 [0,005]***	0,055 [0,010]***
Observações	92,928	27,973
	(3)	(4)
	Ensino médio Completo (11 anos)	Ensino superior Completo (15 anos)
Instituição pública	0,142 [0,013]***	-0,045 [0,009]***
Escolaridade		
Idade	0,005 [0,004]	-0,018 [0,004]***
Idade ao quadrado	0,0001 [0,000]	0,0001 [0,000]***
Mulher	-0,161 [0,007]***	-0,061 [0,010]***
Negro	0,064 [0,008]***	0,044 [0,011]***
Observações	36,264	20,451

Nota: Regressões estimadas usando um modelo probit. Todas as regressões incluem *dummies* para região de residência. Os erros-padrão são mostrados entre colchetes.

* Significativo para o nível de 10%

** Significativo para o nível de 5%

*** Significativo para o nível de 1%

Tabela 4: Probabilidade de sobre-educação com correção para viés de seleção

	(1)	(2)
	Escolaridade 11 anos ou menos	Escolaridade 12 anos ou mais
Instituição pública	0,086 [0,011]***	-0,028 [0,009]***
Escolaridade	0,059 [0,004]***	-0,153 [0,007]***
Idade	-0,004 [0,004]	-0,02 [0,006]***
Idade ao quadrado	0,0001 [0,000]	0,0002 [0,000]***
Mulher	-0,112 [0,014]***	-0,077 [0,012]***
Negro	0,032 [0,006]***	0,055 [0,010]***
Parâmetro ρ	-0,119 [0,194]	-0,065 [0,138]
Teste de Wald p/ independência entre as equações do modelo ($\rho = 0$)	0,37	0,22
Observações	150,505	34,711
Observações censuradas	57,577	6,738

Nota: Regressões estimadas usando um modelo probit. Todas as regressões incluem *dummies* para região de residência. Na equação de seleção, são incluídas também as seguintes variáveis: número de crianças com 5 anos ou menos no domicílio, e a interação dessa variável com a *dummy* Mulher. Os erros-padrão são mostrados entre colchetes

conseguem emprego contribua para aumentar o diferencial entre as redes de ensino, o parâmetro ρ não é estatisticamente diferente de zero. Os resultados também mostram que a hipótese de independência entre a equação para a probabilidade de sobre-educação e a equação de seleção não é rejeitada nem na coluna (1) nem na (3). Portanto, não são encontradas evidências de que a seleção entre os ocupados influencie os resultados.

Entre os indivíduos com algum ano de educação superior, os coeficientes com correção para o viés de seleção são muito semelhantes aos mostrados anteriormente na Tabela 3. Também nesse caso, não são encontradas evidências de viés de seleção entre os indivíduos ocupados, como se observa pelo parâmetro ρ e pelo resultado do teste de Wald. Esses resultados para os trabalhadores com formação superior não chegam a surpreender, já que a taxa de ocupação nesse grupo é bastante elevada.

6.3 Resultados considerando a possibilidade de subeducação

A análise mostrada na Tabela 5 consiste em estimar a relação entre o tipo da rede de ensino frequentada pelo indivíduo e a sua condição no mercado de trabalho considerando três alternativas: subeducado, adequadamente educado e

Tabela 4: Probabilidade de sobre-educação com correção para viés de seleção (continuação)

	(3)	(4)
	Ensino médio Completo (11 anos)	Ensino superior Completo (15 anos)
Instituição pública	0,12 [0,020]***	-0,044 [0,011]***
Escolaridade		
Idade	0,016 [0,007]**	-0,017 [0,011]
Idade ao quadrado	-0,0002 [0,000]**	0,0002 [0,000]
Mulher	-0,203 [0,017]***	-0,062 [0,017]***
Negro	0,052 [0,012]***	0,043 [0,012]***
Parâmetro ρ	0,621 [0,516]	0,018 [0,369]
Teste de Wald p/ independência entre as equações do modelo ($\rho = 0$)	1,45	0,00
Observações	51,712	24,554
Observações censuradas	15,448	4,103

Nota: Regressões estimadas usando um modelo probit. Todas as regressões incluem *dummies* para região de residência. Na equação de seleção, são incluídas também as seguintes variáveis: número de crianças com 5 anos ou menos no domicílio, e a interação dessa variável com a *dummy* Mulher. Os erros-padrão são mostrados entre colchetes

sobre-educado. Essa análise é baseada no modelo logit multinomial descrito na seção 5.

Nas colunas (1) e (2), a probabilidade de subeducação em relação a ter uma ocupação correspondente com a escolaridade é menor para os egressos da rede pública, considerada de pior qualidade para o ensino básico, em média. Quando a *dummy* para instituição pública é um, a razão entre a probabilidade de um trabalhador ter uma ocupação que exige mais anos de escolaridade do que ele de fato alcançou e a probabilidade de ter uma ocupação adequada para a escolaridade (grupo base) é igual a 0,583. Já para os sobre-educados, o resultado é inverso. Pela coluna (2), sendo a *dummy* para instituição pública igual a um, a razão entre a probabilidade de sobre-educação e a probabilidade de pertencer ao grupo base é 1,642.

Os resultados são muito parecidos nas colunas (3) e (4) quando a amostra é restrita àqueles com exatamente o ensino médio completo. Além de reforçar os resultados anteriores, as estimativas na Tabela 5 sugerem que para trabalhadores com o mesmo nível educacional, os egressos da rede com melhor qualidade média apresentam uma probabilidade maior de desempenhar atividades mais complexas que as compatíveis com os anos de escolaridade que completaram do que de pertencer ao grupo base, quando comparados aos

egressos da rede com pior qualidade média.

Tabela 5: Tipo de instituição de ensino e desajuste educacional (trabalhadores com até o ensino médio) - modelo logit multinomial

	(1)	(2)
	Escolaridade: 11 anos ou menos	
	Coefficiente	Razão de
	[Erro padrão]	risco relativo
1) Subeducado		
Instituição pública	-0,54 [0,076]***	0,583
Escolaridade	-0,465 [0,005]***	0,628
Idade	0,083 [0,013]***	1,086
Idade ao quadrado	-0,001 [0,0002]***	0,999
Mulher	-0,001 [0,028]	0,999
Negro	-0,026 [0,030]	0,975
Constante	1,66 [0,276]***	5,257
2) Adequadamente escolarizado		
		Grupo de referência
3) Sobre-educado		
Instituição pública	0,496 [0,064]***	1,642
Escolaridade	0,187 [0,006]***	1,206
Idade	0,007 [0,012]	1,007
Idade ao quadrado	0,000 [0,0001]	1,000
Mulher	-0,747 [0,026]***	0,474
Negro	0,191 [0,028]***	1,211
Constante	-2,334 [0,249]***	0,097
Observações	92,928	

Nota: Regressões estimadas usando um modelo logit multinomial. Todas as regressões incluem *dummies* para região de residência. Os erros-padrão são mostrados entre colchetes.

6.4 Resultados adicionais

São apresentadas agora algumas análises adicionais de robustez. Espera-se que a qualidade da educação formal adquirida seja, em média, mais impor-

Tabela 5: Tipo de instituição de ensino e desajuste educacional (trabalhadores com até o ensino médio) - modelo logit multinomial (continuação)

	(3)	(4)
	Apenas ensino médio	Completo (11 anos)
	Coefficiente [Erro padrão]	Razão de risco relativo
1) Subeducado		
Instituição pública	-0,483 [0,087]***	0,617
Escolaridade	-	
Idade	0,093 [0,027]***	1,098
Idade ao quadrado	-0,001 [0,0003]**	0,999
Mulher	-0,399 [0,063]***	0,671
Negro	-0,29 [0,066]***	0,748
Constante	-3,369 [0,556]***	0,034
2) Adequadamente escolarizado		
		Grupo de referência
3) Sobre-educado		
Instituição pública	0,552 [0,068]***	1,736
Escolaridade	-	
Idade	0,03 [0,015]**	1,030
Idade ao quadrado	0,000 [0,0002]*	1,000
Mulher	-0,722 [0,032]***	0,486
Negro	0,232 [0,036]***	1,261
Constante	-1,09 [0,304]***	0,336
Observações	36,264	

Nota: Regressões estimadas usando um modelo logit multinomial. Todas as regressões incluem *dummies* para região de residência. Os erros-padrão são mostrados entre colchetes.

tante para a inserção dos jovens no mercado de trabalho do que para os trabalhadores mais velhos. Com o acúmulo de capital humano pela experiência no mercado de trabalho, a qualidade da instituição de ensino deve ter a sua influência cada vez mais reduzida.

Tabela 6: Probabilidade de sobre-educação por idade (trabalhadores com ensino médio completo) - efeitos marginais

	(1)	(2)	(3)
	Idade: 25-34 anos	Idade: 35-44 anos	Idade: 45-60 anos
Instituição pública	0,191 [0,023]***	0,142 [0,023]***	0,096 [0,023]***
Idade	-0,004 [0,050]	-0,111 [0,074]	-0,061 [0,039]
Idade ao quadrado	0,001 [0,001]	0,001 [0,001]	0,001 [0,001]
Mulher	-0,222 [0,012]***	-0,15 [0,013]***	-0,086 [0,013]***
Negro	0,045 [0,014]***	0,065 [0,015]***	0,097 [0,014]***
Observações	14,726	11,627	9,911

Nota: Regressões estimadas usando um modelo probit. Todas as regressões incluem *dummies* para região de residência. Os erros-padrão são mostrados entre colchetes.

Na Tabela 6, são mostrados os resultados estimados para a probabilidade de sobre-educação entre indivíduos com exatamente o ensino médio completo para três diferentes faixas etárias. Percebe-se que a maior probabilidade de sobre-educação associada com a rede pública tem um grau ainda mais acentuado para os mais jovens. Nessa faixa etária, os egressos da rede pública apresentam uma probabilidade de sobre-educação 19,1 pontos percentuais maior que os egressos da rede privada. Já na faixa de idade entre 45 e 60 anos, a diferença é estimada em 9,6 pontos percentuais.

Na Tabela 7, a análise por grupo etário é realizada para a amostra de indivíduos com ensino superior completo. Nesse caso, o diferencial passa a ser favorável às instituições públicas, no sentido de apresentarem menor probabilidade de sobre-educação. Esse diferencial é ampliado com o aumento da idade, embora as diferenças entre os grupos etários sejam pequenas. Entre os jovens, a probabilidade de sobre-educação é 3,5 pontos percentuais menor para os que saíram de instituições públicas, enquanto entre os indivíduos com idade entre 45 e 60 anos esse diferencial é estimado em 5 pontos percentuais.

Os resultados mostram, portanto, que para os trabalhadores com até o ensino médio completo, o tipo de instituição parece bastante importante nos primeiros anos no mercado de trabalho. Com a experiência no emprego e o acúmulo de capital humano, o fato de ter cursado uma instituição da rede pública deixa de ser tão importante, apesar do diferencial em relação à rede privada permanecer. O mesmo, porém, não se observa para os indivíduos com formação superior, não sendo condizente, nesse caso, com o resultado previsto pelo argumento proposto nesse artigo e para a hipótese adotada para o papel da qualidade da instituição de ensino ao longo tempo no mercado de trabalho.

Tabela 7: Probabilidade de sobre-educação por idade (trabalhadores com ensino superior completo) - efeitos marginais.

	(1)	(2)	(3)
	Idade: 25-34 anos	Idade: 35-44 anos	Idade: 45-60 anos
Instituição pública	-0,035 [0.017]**	-0,047 [0.015]***	-0,050 [0.015]***
Idade	0,015 [0.071]	-0,099 [0.083]	-0,016 [0.043]
Idade ao quadrado	0,001 [0.001]	0,001 [0.001]	0,001 [0.001]
Mulher	-0,068 [0.018]***	-0,069 [0.015]***	-0,041 [0.015]***
Negro	0,04 [0.020]**	0,063 [0.018]***	0,027 [0.017]***
Observações	7185	6713	6553

Nota: Regressões estimadas usando um modelo probit. Todas as regressões incluem *dummies* para região de residência. Os erros-padrão são mostrados entre colchetes.

Apesar dos resultados apresentados nesta seção indicarem uma associação negativa entre a qualidade média da rede de ensino e a probabilidade de sobre-educação, deve-se ter cautela em relação a interpretações de causalidade. Além da qualidade do ensino, outros fatores devem ser importantes. No ensino básico, os indivíduos alocados nas escolas públicas também costumam ter pais menos escolarizados e renda domiciliar mais baixa. Essa estrutura familiar pode influenciar o desempenho desses indivíduos no mercado de trabalho de outras formas, além da educação formal adquirida. Com isso, o efeito atribuído à qualidade do ensino seria, na verdade, devido à estrutura familiar. Deve-se mencionar também o fato de os indivíduos com até o ensino médio terem, muito possivelmente, características bem distintas daqueles que cursaram o ensino superior. Esse fator deve ser particularmente importante para os egressos de escolas privadas, que representam uma proporção bem pequena dos que alcançaram, no máximo, esse nível educacional. Apesar de provavelmente possuírem condições econômicas e sociais mais favoráveis, esses indivíduos não alcançaram a educação superior.

No caso da educação superior, a influência da estrutura familiar também deve estar presente. Além disso, o processo de admissão nas universidades públicas costuma ser muito concorrido, levando a uma seleção das pessoas mais produtivas na rede pública em detrimento das instituições privadas, onde as exigências para o ingresso, e até para a conclusão dos cursos, são normalmente bem menores. Com isso, pelo menos uma parte do efeito atribuído à rede de ensino seria, na verdade, resultado da qualidade dos alunos. Para tentar pelo menos minimizar a influência da estrutura familiar nos resultados e reduzir as disparidades nas condições de acesso ao ensino superior, a Tabela 8 apresenta estimativas para a probabilidade de sobre-educação entre indivíduos que concluíram o curso superior condicionando no tipo de instituição de ensino onde concluíram o ensino médio.

Entre os que concluíram o ensino médio em escolas privadas, existe uma grande heterogeneidade em relação à estrutura familiar, mas que deve ser

Tabela 8: Probabilidade de sobre-educação condicionando no tipo de instituição de ensino médio

	(1)	(2)
	Ensino superior completo (15 anos)	
	Ensino médio em escola privada	Ensino médio em escola pública
Instituição pública	-0,058 [0,014]***	-0,052 [0,012]***
Idade	-0,018 [0,006]***	-0,019 [0,006]***
Idade ao quadrado	0,0001 [0,000]***	0,0001 [0,000]**
Mulher	-0,039 [0,014]***	-0,081 [0,013]***
Negro	0,044 [0,017]***	0,016 [0,015]
Observações	6377	13259

Nota: Regressões estimadas usando um modelo probit. Todas as regressões incluem *dummies* para região de residência. Os erros-padrão são mostrados entre colchetes.

* Significativo para o nível de 10%

** Significativo para o nível de 5%

*** Significativo para o nível de 1%

bem menor que a encontrada na amostra utilizada na coluna (4) da Tabela 3. O mesmo deve ser válido condicionando a análise aos que concluíram o ensino médio em escolas públicas. Para o primeiro grupo, a coluna (1) da Tabela 8 mostra que a probabilidade de sobre-educação é 5,8 pontos percentuais menor para os egressos de instituições públicas de nível superior. Para os que concluíram o ensino médio em instituições públicas, a coluna (2) mostra que esse diferencial é estimado em 5,2 pontos percentuais. Os resultados não são muito diferentes dos reportados na coluna (4) da Tabela 3, sem condicionar no tipo de instituição de ensino médio, que indicam uma probabilidade de sobre-educação menor em 4,5 pontos percentuais para os que concluíram o ensino superior em instituições públicas. Note que, na análise mostrada na Tabela 8, as características produtivas não observadas devem ser distintas entre os que ingressam em instituições públicas e privadas, o que também pode influenciar a probabilidade de sobre-educação.

7 Conclusão

Trabalhadores em empregos com escolaridade mais elevada que a considerada necessária nas suas ocupações costumam receber rendimentos menores do que receberiam caso conseguissem uma ocupação compatível com o nível de escolaridade que alcançaram. A sobre-educação também pode ter consequências negativas para o nível de satisfação no emprego e para a produtividade, representando custos importantes para os trabalhadores e para as firmas. Esse artigo procurou analisar em que medida frequentar uma instituição pública ou privada de ensino no Brasil pode ser um determinante para a probabilidade de sobre-educação.

Os resultados estimados são consistentes com a hipótese de que deficiências na aquisição de capital humano com a educação formal levam os trabalhadores a necessitarem de mais anos de estudos para adquirir determinada qualificação do que precisariam caso a qualidade da educação fosse adequada. Entre os indivíduos com o ensino médio completo, os egressos de escolas da rede pública têm maior probabilidade de serem sobre-educados do que os que saíram de escolas privadas, que apresentam, em média, melhor qualidade de ensino nesse nível de educação. Situação inversa é observada para os indivíduos com curso superior.

É importante ressaltar que outros fatores podem estar influenciando os resultados da análise, como as características individuais dos trabalhadores e as diferenças na estrutura familiar. No entanto, seja pela qualidade do ensino ou por outros fatores correlacionados, os resultados sugerem que os egressos de instituições da rede pública de ensino básico e a da rede privada de ensino superior não parecem, em média, capacitados para exercer as atividades compatíveis com o número de anos de estudo que completaram. Com isso, acabam se tornando mais propensos a se empregarem em ocupações nas quais as exigências são menores. No caso das instituições públicas de nível básico, é importante melhorar a capacitação dos alunos, procurando compensar as deficiências em relação aos alunos da rede privada, para que tenham igualdade de condições no acesso ao nível superior e no próprio ingresso no mercado de trabalho. Em relação ao ensino superior, a participação das instituições privadas tem se expandido rapidamente. É importante, porém, que a qualidade da formação educacional oferecida também avance para que uma proporção maior de trabalhadores possa desempenhar atividades compatíveis com o nível de escolaridade que alcançaram.

Referências Bibliográficas

- Allen, J. & Van der Velden, R. (2001). Educational mismatches versus skill mismatches: effects on wages, job satisfaction, and on-the-job search. *Oxford economic papers*, Oxford University Press, v. 53, n. 3, p. 434–452.
- Bauer, T. K. (2002). Educational mismatch and wages: a panel analysis. *Economics of education review*, Elsevier, v. 21, n. 3, p. 221–229.
- Classificação Brasileira de Ocupações - CBO (2010). Ministério do Trabalho e do Emprego. 3. ed. Brasília.
- Diaz, M. D. M. & M, L. (2008). Overeducation e undereducation no Brasil: incidência e retornos. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, SciELO Brasil, v. 38, n. 3, p. 431–460.
- Groot, W. & Van Den Brink, H. M. (2000). Overeducation in the labor market: a meta-analysis. *Economics of education review*, Elsevier, v. 19, n. 2, p. 149–158.
- Hartog, J. (2000). Over-education and earnings: where are we, where should we go? *Economics of education review*, Elsevier, v. 19, n. 2, p. 131–147.
- Heckman, J. (1979). Sample selection error as a specification bias. *Econometrica*, v. 47, n. 1, p. 153–161.

- INEP (2011). SAEB/Prova Brasil 2011 - primeiros resultados. INEP, Ministério da Educação.
- Korpi, T. & Tåhlin, M. (2009). Educational mismatch, wages, and wage growth: Overeducation in Sweden, 1974–2000. *Labour Economics*, Elsevier, v. 16, n. 2, p. 183–193.
- Leuven, E. & Oosterbeek, H. (2011). Handbook of the Economics of Education. In: *Overeducation and mismatch in the labor market*. 4. ed. Elsevier, p. 283–326.
- Marioni, L. S. (2018). Overeducation in the labour market: Evidence from Brazil. *Royal Economic Society Annual Conference*, University of Sussex, Brighton, United Kingdom.
- McGuinness, S. (2006). Overeducation in the labour market. *Journal of economic surveys*, Wiley Online Library, v. 20, n. 3, p. 387–418.
- Mehta, A., Felipe, J., Quising, P. & Camingue, S. (2011). Overeducation in developing economies: How can we test for it, and what does it mean? *Economics of Education Review*, Elsevier, v. 30, n. 6, p. 1334–1347.
- Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico - OCDE (2013). Assessing higher education learning outcomes in Brazil. *Higher Education Management and Policy*, v. 24, n. 2.
- Pauli, R. C., Nakabashi, L. & Sampaio, A. V. (2012). Mudança estrutural e mercado de trabalho no Brasil. *Brazilian Journal of Political Economy*, SciELO Brasil, v. 32, n. 3, p. 459–478.
- Quintini, G. (2011). *Over-qualified or under-skilled: A review of existing literature*. OECD Publishing (OECD social, employment and migration. Working papers no. 121).
- Reis, M. C. (2017). Educational mismatch and labor earnings in Brazil. *International Journal of Manpower*, Emerald Publishing Limited, v. 38, n. 2, p. 180–197.
- Robst, J. (1995). College quality and overeducation. *Economics of Education Review*, Elsevier, v. 14, n. 3, p. 221–228.
- Sattinger, M. (1993). Assignment models of the distribution of earnings. *Journal of economic literature*, JSTOR, v. 31, n. 2, p. 831–880.
- Sicherman, N. (1991). "Overeducation" in the labor market. *Journal of labor Economics*, University of Chicago Press, v. 9, n. 2, p. 101–122.
- Sloane, P. J. (2003). Much ado about nothing? What does the overeducation literature really tell us. *Overeducation in Europe*, Edward Elgar Northampton, MA, p. 11–45.
- Spence, M. (1973). Job market signaling. *Quarterly Journal of Economics*, v. 87, n. 3, p. 355–374.
- Terra, R., Zoghbi, A. C. & Felício, F. (2012). Produtividade relativa dos setores público e privado em educação: impactos sobre a escolha da escola pela família. *Economia Aplicada*, SciELO Brasil, v. 16, n. 4, p. 579–611.

Thurow, L. C. (1975). *Generating inequality*. 2. ed. Local: Basic books.

Tsai, Y. (2010). Returns to overeducation: A longitudinal analysis of the US labor market. *Economics of Education Review*, Elsevier, v. 29, n. 4, p. 606–617.

Van de Ven, W. & Van Pragg, B. (1981). The demand for deductibles in private health insurance: A probit model with sample selection. *Journal of econometrics*, North-Holland, v. 17, n. 2, p. 229–252.

Verhofstadt, E., De Witte, H. & Omey, E. (2007). Higher educated workers: better jobs but less satisfied? *International Journal of Manpower*, Emerald Group Publishing Limited, v. 28, p. 135-151.

Apêndice A

Tabela A.1: Resultados do primeiro estágio para o modelo de probabilidade de sobre-educação com correção para viés de seleção (coeficientes)

	(1)	(2)
	Escolaridade 11 anos ou menos	Escolaridade 12 anos ou mais
Instituição pública	0,048 [0,029]*	0,059 [0,023]**
Escolaridade	0,057 [0,001]***	0,134 [0,011]***
Idade	0,134 [0,005]***	0,190 [0,011]***
Idade ao quadrado	-0,002 [0,000]***	-0,002 [0,000]***
Mulher	-0,840 [0,010]***	-0,452 [0,026]***
Negro	-0,023 [0,011]**	-0,021 [0,027]
Número de crianças com 5 anos ou menos no domicílio	0,137 [0,033]***	0,356 [0,100]***
Mulher x Número de crianças c/ 5 anos ou menos no domicílio	-0,283 [0,044]***	-0,480 [0,121]***
Observações	150,505	34,711
	(3)	(4)
	Ensino médio Completo (11 anos)	Ensino superior Completo (15 anos)
Instituição pública	0,053 [0,032]	0,08 [0,029]***
Escolaridade		
Idade	0,123 [0,008]***	0,202 [0,014]***
Idade ao quadrado	-0,002 [0,000]***	-0,003 [0,000]***
Mulher	-0,717 [0,018]***	-0,437 [0,032]***
Negro	-0,037 [0,019]*	-0,023 [0,034]
Número de crianças com 5 anos ou menos no domicílio	0,139 [0,061]**	0,264 [0,124]**
Mulher x Número de crianças c/ 5 anos ou menos no domicílio	-0,320 [0,075]***	-0,330 [0,150]**
Observações	51,712	24,554

Nota: Todas as regressões incluem *dummies* para região de residência.

Os erros-padrão são mostrados entre colchetes.

* Significativo para o nível de 10%

** Significativo para o nível de 5%

*** Significativo para o nível de 1%

EFFICACY OF VOCATIONAL EDUCATION: A LONGITUDINAL ANALYSIS

RONALDO DE ALBUQUERQUE E ARRAES^{*}
FRANCISCA ZILANIA MARIANO[†]

Resumo

Este trabalho visa ampliar o debate na literatura da Economia da Educação no Brasil sobre o ensino público, através da avaliação do desempenho dos alunos de Escolas Estaduais de Ensino Profissionalizante (EEEP) do Ceará nos exames de ensino médio (ENEM). Algumas contribuições podem ser consideradas, especialmente a construção de uma base de dados única no país em nível longitudinal, a qual é aplicada em inferência estatística por técnicas de pareamento. Conclui-se que o efeito médio do tratamento das EEEPs se mostrou positivo e significativo em todas as áreas de conhecimento do exame ENEM, destaque para Redação, cujo efeito da performance dos estudantes das EEEPs excedeu em 40% os de escolas regulares.

Palavras-chave: eficácia do ensino profissionalizante, escola pública, dados longitudinais, Ceará.

Abstract

The impact of vocational schools on student's performance is controversial in the world literature. Thus, this paper contributes to such debate by evaluating the performance of Vocational Education State School (VESS) students on secondary education exams in a case study for the state of Ceará (Brazil). This is done through matching techniques applied to a unique longitudinal database. Among the results, it is highlighted that the mean effect of the VESS treatment is positive and significant in all knowledge areas of the exams, especially in Writing, for which the effect of VESSs on student performance exceeded that of students from regular schools by 40%.

Keywords: efficacy of vocational education, public school, longitudinal data, State of Ceará (Brazil).

JEL classification: C81, I21, I28.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea156691>

^{*} Federal University of Ceará. E-mail: ronald@ufc.br

[†] Federal University of Ceará (Sobral). E-mail: zilania@ufc.br

1 Introduction

Because education is considered one of the main driving forces for economic growth and development, improving its quality has been kept on the public policy agenda as a priority action, especially in countries whose performance relative to others as measured by international institutions is considered low, such as Brazil. The economic magnitude of a country follows its educational greatness, although regions such as Latin America exhibit lower educational levels compared to others than their income levels predict (Ganimian & Solano 2011, Hanushek & Woessmann 2012, Levy & Schady 2013). Hence, it is recognized that differences between countries with high and low incomes essentially depend on how fast they grow in the long term. Therefore, in a comparative analysis of countries, emphasis should be given to the need to measure educational levels in qualitative terms through scores on international exams (Barro 2013).

According to the guidelines of the Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico - OECD (2016) about low educational performance, policy makers should prioritize education and translate this priority into additional resources while recognizing that addressing this problem requires a multidimensional approach adapted to national and local circumstances, i.e., organizing schools and education systems such that they can offer opportunities for childhood education to all and identify low-performing students and schools and intervene with appropriate policies. Therefore, reducing the number of underachieving students is not only a goal in itself but also an effective means to improve the overall performance of an education system; thus, understanding the factors that contribute to this problem is only the first step because it must be followed immediately by implementation of policies to improve education.

Brazil has made progress in basic education according to the National Report of the Programme for International Student Assessment (PISA 2013). Although this has occurred with greater absolute progress in terms of proficiency in Mathematics when comparing exams between 2003 and 2012, especially at the secondary education level, education in Brazil is still far from the level desired by society, which points to education as the most stable foundation of economic competitiveness and for overcoming social and regional inequalities. To understand the reasons for this apparent puzzle, it is necessary to investigate how to measure the effect of public schools and what is the impact of different types of school on student performance. This would be very useful to identify practices that can be replicated elsewhere and how schools with different qualities affect student performance.

One of the policies aimed at improving public secondary education is the concept of vocational education. Although vocational education was created to meet the needs of young people living at the margins of society (Tavares 2015), after the passing of the first National Educational Bases and Guidelines Law, it became part of secondary education, with a focus on higher education as one of its purposes. Thus, students from vocational schools would not be disadvantaged because in addition to being prepared for the job market, they could also enter university. In Brazil, Araújo (2014) found that participating in technical and vocational education is positively related with school performance on the ENEM and facilitates entry into the labor market. However, Polidano (2016) observed that in Australia, combining academic and vocational

education reduces the chances of a student entering university.

By integrating the two educational networks - vocational and general - the structural duality between training for work and preparing for university can be broken (Castro 2005, Martins 2012, Moehlecke 2012). Vocational education may be an option for developing countries seeking to improve youngsters' opportunities and earnings in the labor market, by preparing them with specific job skills and trainings. However, the debate about the benefits of this type of school is inconclusive in the international literature (Mahirda & Wahyuni 2016). In some countries, vocational students get higher incomes when compared to general school students. Neuman & Ziderman (1989) found that in Israel vocational school graduates earn 10% more than traditional school ones. In Egypt, this type of education results in a prize of 29.3% for men and 27.2% for women (El-Hamidi 2006). Attanasio et al. (2011) assess the impact of a randomly selected training program on disadvantaged youth in Colombia in 2005 and found that participation in this program increases the chances of acquiring formal employment and increases earnings by 19.6% for women. Newhouse & Suryadarma (2011) used a rich database containing longitudinal information from 1993 to 2007 for youths in Indonesia and found that the estimated salary premium is higher for female vocational graduates than for male.

On the other hand, studies in Tanzania (Kahyarara & Teal 2008) and Suriname (Horowitz & Schenzler 1999) found that students from general schools have higher incomes than those from professional ones, while in Germany (Lechner 2000), South Korea (Chae & Chung 2009), Romania (Malamud & Pop-Eleches 2008) and Indonesia (Bellei 2009, Mahirda & Wahyuni 2016) the results between schools did not differ significantly.

In Brazil, professional education is divided into three levels: basic or professional, technical and technological qualification. The basic courses are aimed at anyone interested in it, regardless of previous education; Technical courses are offered simultaneously with the high school and have their own curriculum organization; Technical qualifications are higher education courses. There are three types of technical courses: Integrated - the student takes the high school and the technical course simultaneously; Concomitant - the technical course complements high school; Subsequent - it is aimed at students who have already completed high school. This article will concentrate its analysis on the technical courses, which belong to those offered by the VESS of Ceará.

Some studies focused on Brazil have investigated the effects of this type of education on labor market insertion. Severnini & Orellano (2010) investigate the graduates of professional courses until 1996 through a national survey denominated Research on Living Standards (PPV). This survey furnishes separate information of courses taken at technical schools from those taken at private schools, in addition to others. The results reveal that the marginal impact of vocational education on the probability of inactivity is negative and statistically significant for those graduating from technical level courses (courses linked to high school). On the other hand, the effect of this type of course on earnings was not significant.

Assunção & Gonzaga (2010), based on the microdata of the special supplement on vocational education of PNAD/2007, observed that the occurrence of individuals who choose vocational education, and whose families have per capita income below two minimum wages, is much lower than in other income

ranges, in addition to providing greater productivity for workers.

Angrist & Pischke (2008) evaluated the effects of mid-level vocational and technological education (VTE) on students' labor market insertion, and found an increase between 1.2 and 1.3 percentage points in the probability of being employed. On the other hand, the probability of working in the activity for which they have graduated is approximately 17 percentage points higher than the students who did not perform VTE.

Amoroso Neto et al. (2017) compared individuals with similar levels of formal education by study modality (technical high school). Using cross-sectional data from the PNAD/2014 supplement, they applied Propensity Score Matching, although without proper control for the students' educational background or corrections for sample selectivity. Nevertheless, they concluded that trainees in technical high school earn on average 15% higher salaries than individuals with similar characteristics who graduated from formal education.

It is worth mentioning that there are few studies in Brazil that assess the impacts of vocational education on public education. One of these few is the study by Angrist & Pischke (2008), who used data from ENEM 2009 to assess whether students who were taught the Professional and Technological Education (PTE) curriculum had increased proficiency in basic subjects. However, that study used cross-sectional data, which does not allow following students during the maturation of vocational education, a gap to be filled with the present case study through the use of longitudinal data.

Vocational Education State Schools (VESSs) in Brazil provide, in addition to the basic disciplines of the traditional secondary education curriculum, technical and vocational courses focused on several fields (e.g., health, agriculture, computing, and finance). This structure allows students to not only complete secondary education and become trained for the labor market but also enter universities. The present study therefore focuses on these educational policies, with an emphasis on vocational training. It should be noted, however, that the choice of the state of Ceará as the object of study stems from its national representativeness¹ and pertinence in generating samples for longitudinal empirical testing. In addition, this choice was based mainly on access to a rich longitudinal database with information about the personal and educational characteristics of students, their family background, and school infrastructure, which would allow following the students throughout secondary education and verifying their performance on the ENEM by crossing the following databases: Permanent Assessment System of Basic Education in Ceará (SPAECE), School Census and ENEM.

The VESS strategy is to integrate high school education to the professional training at a technical level, offering full-time education to youth students. In this way, the state professional education program is similar to the national Federal Institute of Education, Science and Technology (IFCE), both displaying on the diploma "Technical Course in High School", as well as the same guidelines of studying a common core along with the technical base. However, in the state vocational schools the internship is mandatory and a scholarship is paid by the state government. Also, schedules are more flexible in

¹This state came to prominence at the national level by combining full-time academic education with vocational education and increasing the participation of young people in the ENEM.

the IFCE, so that students have more time at their disposal, while in the VESS, education is full time, which requires complete dedication from the students.

According to the Institute of Research and Economic Strategies of Ceará (Silva 2013), Ceará presented the fourth largest participation of state public school students in ENEM in 2011. The participation rate of these students rose from 2.78% in 2009 to 8.89% in 2011, making it the third largest variation (219.78%) among the Brazilian states. In addition, in 2011, the average grade of Ceará vocational schools in ENEM (480.8) was higher than the national average (476.6), while the average of non-vocational public schools in the state was 442.5. In this sense, if only the average of these schools to represent Ceará were considered, the state would occupy the eighth position in the general classification (See Table A.3 in the Appendix Appendix A). It is also noteworthy that, although the analysis conducted here deals with only one state of the Federation, it can be seen from figures A.5 A.1 to A.9 A.5 in Appendix Appendix A that the performance of Ceará public school students in the overall average in the ENEM 2014 has similar distribution to students from other states of different regions. Thus, there are indications that the results found here may be representative to the other states.

It is hoped that the approach adopted in the present study will amplify the debate about vocational education that exists in the literature on education economics in Brazil, with emphasis on the effects generated on the performance of students on the ENEM. The aim is to provide new evidence about vocational education in public state schools.

One of the contributions of this article is the database used to measure the effect of vocational education on the ENEM exam through the construction of identifiers. After that, it was possible to generate a longitudinal sample by crossing different databases—SPAECE 2011 and 2012, School Census 2011 and ENEM 2014—a procedure that has not been performed in other Brazilian studies². Comparing the databases made it possible to observe students from the 9th grade through the end of secondary education, thus verifying their trajectory in the schools and allowing the creation of treatment groups of students who entered secondary education in vocational schools in 2012 and were attending the third and last year of secondary education (referred to as 3rd grade in Brazil) in 2014 in these school, and control groups, similarly defined but with students from regular schools. With data about the students in 2011, a period prior to secondary education, this study is able to observe the factors that possibly determined their entry into vocational schools in 2012, such as personal characteristics, educational background, parents' education and school infrastructure characteristics. Additionally, to isolate the student effect³, the coarsened exact matching (CEM) method is applied to the Mathematics and Writing scores in SPAECE 2011. Another contribution of this study to the literature about Brazil is the choice of the analysis method, which is based on a model recently developed by Belloni & Fernandez-Val (2015) and has thus far not been applied to Brazilian data. The method applies Lasso and post-Lasso selection to a set of explanatory variables, selecting those considered important in determining the treatment. After these procedures, the average treatment effect on the treated (ATT) is found.

²The difficulties and effort spent generating the final sample made it unfeasible to expand it to include other Brazilian states.

³Knowledge and skills acquired by students in the period prior to entry into vocational schools.

This article is organized into the following sections: theoretical- methodological aspects of the literature about vocational schools, methodological approach and results, followed by the concluding remarks.

2 Vocational School

There is consensus in the literature regarding the crucial importance of education for the development of a country. With this in mind, many public policies are implemented to increase educational quality. The advantages and disadvantages of the type of secondary education have been the focus of many debates in the literature. There are countries that group students based on academic skills or the curriculum and subsequently determine whether the student will pursue an academic path that is geared toward entry into universities or a professional path for entry into the labor market. According to Leme et al. (2016), the secondary education system differs among countries, with countries such as Portugal, Spain and Sweden requiring students to specialize in a certain area, whereas others, such as Finland, Denmark and the United States, follow a more general curriculum. To estimate the effect of this heterogeneity on student performance on the PISA and PIAAC (Program for the International Assessment of Adult Competencies) tests, the authors used a difference-in-differences model for 20 countries, and the results suggested that the type of secondary education (specialized versus general) does not explain the difference in the students average performance among the countries.

The vocational education is also a form of cognitive formal knowledge improvement because it prepares students to enter the labor market while attending high school. It may be an option for developing countries that seek to improve the opportunities and gains of young people in the labor market by preparing them with job-specific techniques and skills. In addition to that, it is also considered a means of promoting students' personal skills, experiences with other individuals, entry into the labor market and better performance in the regular disciplines (Angrist & Pischke 2008). According to Martins (2012), the structural duality between job training and preparation for university can be broken by integrating the vocational and general education networks.

2.1 The Case of Ceará

The Government of the State of Ceará initiated in 2008 a project to create State Vocational Education Schools, providing, in addition to the basic education of the high school curriculum, technical and vocational courses aimed at various areas and disciplines that seek personal training. This action allows students to complete high school and professionalize in areas targeted to the job market.

This type of education is aimed not only at the insertion of youngsters in the job market, but also in the university. According to the implementation of the first Law of Guidelines and Bases of National Education, one of the focuses of the vocational school deals with the student's entrance in the university (Castro 2005, Martins 2012, Moehlecke 2012).

A Management Report of the Government of Ceará of 2014 states that there was an expansion of approximately 10% of access to public schools by students from EEEP who were approved at statewide universities. This result

motivates further investigation, which is proposed here by assessing this type of educational on ENEM performance.

3 Methodology

In the analysis of vocational schools vis a vis student performance, it should not be neglected that there is a source of data bias associated with the variable that identifies VESS students, since the demand to attend high school is constrained by the limited supply of such schools. As a result, the Education Secretary of Ceará (SEDUC) establishes a criterion for the selective process of entry into each school, which is based on the highest grade averages obtained by applicants in elementary school until filling vacancies. The tie-break criteria, if necessary, are the age and proximity of the residence to the school. Thus, there is no pre-established value of the minimum average grade to guarantee that a student will be registered.

It is worth mentioning that there is a possibility of arising biases from unobservable and observable characteristics associated with the selection process. First, it could emerge from not taking into account the characteristic related to the student's motivation. In this case, one way of figuring it out would be to consider in the analysis all the candidates in each school, distinguished between those who were and were not classified. However, this database is not available. The observable characteristic is related to the unavailability of information on the performance of students enrolled in elementary school; otherwise, it would be possible to verify the grade limit of entry in each school and, depending on the sample size, it could be applied a discontinuous regression with several points of discontinuity.

Considering the unavailability of these informations, it seems that the second best procedure is to minimize eventual remaining bias through matching the students by their grades before entering high school, whose adequacy is justified by the supposition that there is a direct correlation with the middle school grade average. Besides, since candidates have prior knowledge that the selection process is based on performance, it is plausible to assume that this variable is one of the factors that affect the students' motivation to apply for a place in the school. Thus, the aim is not to try to solve these problems, but to minimize them by providing more homogeneity in the sample. The procedure chosen for this sample homogenization is based on the CEM algorithm to the following variables: Mathematical and Portuguese proficiency of the students of the 9th grade of elementary school in 2011. After that, the effect of vocational school will be estimated through the application of propensity score matching via selection of the Lasso method, followed by the Rosenbaum (2002) in order to verify the existence of omitted variables in the model that can influence the student's choice and performance.

3.1 CEM Algorithm

Given that there is a selection process for students to be admitted to VESSs, there may be arguments that relate the good performance of these schools to the skills of the selected students. Thus, to isolate the effects of students who already performed well before entering the vocational schools, the CEM algorithm is applied, and matching is performed ex-ante based on the students' 9th grade proficiency scores in Mathematics and Writing on the SPAECE 2011,

such that the resulting sample has no differences/imbalance in terms of previous performance between the treatment and control groups.

According to Blackwell et al. (2009), CEM is a matching method that reduces the imbalances in the empirical distribution between treatment and control, allowing the balance to be pre-selected by the researcher. This algorithm does not require any assumptions about the data generation process, except ignorability, and ensures that the imbalances between the groups after matching are no greater than a pre-selected threshold. The authors showed that CEM allows greater robustness of analysis than other methods such as PSM, which is the reason why it is used in this study⁴.

Iacus et al. (2008) developed a global imbalance measure, given by the statistic, that is based on the difference between multidimensional histograms of all pre-treatment covariates in the treatment and control groups and can be represented by

$$\mathcal{L}_1(f, g) = \frac{1}{2} \sum_{l_1, \dots, l_k} |f_{l_1, \dots, l_k} - g_{l_1, \dots, l_k}| \quad (1)$$

Perfect global balance is indicated by $\mathcal{L}_1 = 0$ and large values of $\mathcal{L}_1$ indicate major imbalances between the groups, with a maximum value of $\mathcal{L}_1 = 1$, which indicates complete separation. Denoting the relative frequencies of the matched data by f^m and g^m , a balanced matching will produce a reduction in the $\mathcal{L}_1$ statistic, i.e., $\mathcal{L}_1(f^m, g^m) \leq \mathcal{L}_1(f, g)$.

3.2 Propensity Score Matching (PSM) combined with Lasso and post-Lasso methods

For these propensity score-based estimators to be considered without bias, it is necessary that the treatment conditions are exogenous. In addition, another important point to be analyzed regards the inclusion of variables in the model as controls. Some authors suggest that they are chosen both for relevance in designation and participation in treatment, which consider the economic, social and political factors of the program, in addition to the outcome variables, whose impacts will be measured. Thus, the PSM method depends on the degree to which the observed characteristics explain the participation in the program.

Generally, economic intuition is used to choose the covariates; however, this may not be accurate in determining the exact manner in which control variables should be used, and the functional form could be subject to misconceptions, also. Therefore, if the choice of covariates does not include determinant variables of the treatment, the presence of these non-observable characteristics will make the chosen method unable to reproduce the results of a random experiment. In the case of incorrect choice of these variables and the functional form, the model can generate biased estimates if the treatment variable does not behave exogenously when conditioned on the set of controls.

The Lasso method (Tibsharani 1996) consists of estimating parameters by imposing constraints on the absolute values of the estimated coefficients. Belloni & Fernandez-Val (2015) developed methods to evaluate the inference of models whose estimation is performed via selection methods such as Lasso.

⁴Some studies have reported having had success in recent applications of the CEM: Datta (2015), Aroca et al. (2014), and Schurer et al. (2016).

These results apply to ATT models, with or without endogenous variables for the treatment variable.

Assuming that the propensity score is calculated using the logit link function, then,

$$E(Y_i | X) = \frac{\exp(g(X))}{1 + \exp(g(X))} + \epsilon_i \quad (2)$$

Traditional methods to estimate (2) use economic intuition to determine the variables and the functional form of $g(X)$. Let $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_p)$ be the parameter vector of X . It is assumed that X is formed by original control variables and their transformations⁵ and that $p \ll \dim(X)$. The Lasso method selects s ($s \ll p$) parameters after application of the following minimization problem:

$$\beta_L = \operatorname{argmin} \hat{Q}(\beta) + \frac{\lambda}{n} \|\beta\|_1 \quad (3)$$

where $\hat{Q}(\beta) = E[(g_i - X\beta)^2]$, $g_i = \{0, 1\}$ being 1 if individual i participated in the program and 0 otherwise, $\|\beta\|_1 = \sum_{j=1}^p |\beta_j|$. That is, the method minimizes the sum of the squares of the residuals conditioned on the parameter constraints.

The term λ (tuning point) corresponds to the weight that will be given to the restriction; the greater its value, the greater the effect of the constraint on the estimated coefficients. Equation (3) can be rewritten as follows:

$$\beta_L = \operatorname{argmin} \sum_{i=1}^n (g_i - X\beta)^2 \quad (4)$$

$$\text{subject to } \sum_{j=1}^p |\beta_j| \leq t \quad (5)$$

This specification makes clear the manner in which the constrained optimization is applied by the Lasso method. The estimation of the parameters will occur provided that the sum does not exceed the turning point. The choice of λ is a crucial element in selecting the variables. Belloni et al. (2010) proposed a feasible λ that is applicable in the presence of heteroscedasticity; their procedure is employed in this work to estimate equation (2).

It was decided to apply the Lasso variable selection method to the propensity score. This enables obtaining a score through the estimation of $g(X)$ composed of robustly selected variables. Although the method does not require selecting the variables based on economic theory, in certain situations, there may be interest in some variables not being subject to constraints because some of them may have sufficient theoretical relevance such that keeping them in the model is required. Belloni et al. (2010), for example, estimate yield equations for the United States using the Lasso method to select relevant instrumental variables but do not subject variables such as sex, experience, and squared experience to constraints.

The Lasso method is a particular case of a set of variable selection methods known as shrinkage methods and has two advantages over other variable

⁵These transformations may include non-transformed variables and variables subject to some transformation, such as interactions between variables, polynomial variables, and B-splines, among others.

selection techniques. First, it selects variables when forcing certain irrelevant parameters to obtain a value of zero, in the sense of not reducing the mean square error by including the variable. Second, the functional form of equation (3) is convex. Therefore, the optimization problem is computationally simpler, and the optimal values obtained will be global. These two properties make the Lasso method appropriate to select control variables relevant to explain the behavior of the binary variable or the treatment variable, as in Belloni et al. (2014).

Therefore, this paper adopts the Lasso estimation technique, in which an *ex ante* selection is performed. It is important to note that not necessarily the selected variables need to have economic significance. In fact, these will only have strong explanatory power over the binary or treatment variable.

To compose the set of variables to be selected by the Lasso method—i.e., starts and stays in VESSs during secondary education from 2012 to 2014, variables representing personal and educational characteristics of students, parents' education and school infrastructure in 2011⁶, the period prior to the entry of these students into vocational schools—which will determine the probability that the student belongs to the treatment group, were included. These variables were transformed because some transformations may also have explanatory power on the treated.

3.3 Sensitivity Analysis

If there are unobserved variables that affect the selection process, they will also affect the results; therefore, estimators based on the propensity score are not consistent with the treatment effect. Thus, omission of these variables can generate biased results for the estimated mean ATT. The method known as Rosenbaum bounds (Rosenbaum 2002, DiPrete & Gangl 2004) allows determining how “strong” should be the influence of an omitted variable on the selection to participate. The probability of participation of an individual i is given by

$$\pi_i = Pr(D_i = 1 | x_i) = F(\beta x_i + \gamma u_i) \quad (6)$$

As already explained, D_i is equal to 1 if the individual receives the treatment and 0 otherwise; x_i are the observed characteristics of individual i ; u_i corresponds to the unobserved variable and represents the effect of u_i on the decision to participate in the program. If there is no selection bias, then will be zero, and the probability of participation will be exclusively determined by the observable characteristics. However, in the presence of selection bias, two individuals with the same observed covariates x will have different chances of receiving the treatment, $\frac{\theta_i}{1-\theta_i}$ and $\frac{\theta_j}{1-\theta_j}$ the odds ratio is given by

$$\frac{\frac{\theta_i}{1-\theta_i}}{\frac{\theta_j}{1-\theta_j}} = \frac{\theta_i(1-\theta_j)}{\theta_j(1-\theta_i)} = \exp[\gamma(u_i - u_j)] \quad (7)$$

If individuals have the same observable characteristics, then vector x is cancelled out. Thus, if there are no differences in unobserved variables ($u_i = u_j$) and if these variables do not influence the probability of participation ($\gamma =$

⁶All variables may be found in Table A.1 and Table A.1 in Appendix Appendix A.

0), the odds ratio is equal to 1, implying the non-existence of selection bias. It follows then that their odds of participation differ, i.e., if the odds ratio is other than 1, it can only be due to the presence of non-observable variables. The sensitivity analysis evaluates how much of the program's effect is altered by changes in the values of γ and $u_i - u_j$. This means examining the limits of the odds ratio of participation. Rosenbaum (2002) shows that (7) implies the following limits for the odds ratio:

$$\frac{1}{e^\gamma} \leq \frac{\theta_i(1 - \theta_j)}{\theta_j(1 - \theta_i)} \leq e^\gamma \quad (8)$$

3.4 Variables and Databases

To assess the impact of the vocational education in secondary education policy of the VESSs of Ceará on the performance of students on the ENEM, the students' scores in five areas and the overall mean score on the ENEM were used as indicators of impact, namely, Natural Sciences (NS), Humanities (HM), Language and Codes (LC), Mathematics (MT) Writing (WT), and Overall Mean (OM).

Data about the performance in the five areas of knowledge of the ENEM 2014⁷ and school infrastructure in 2011 were taken from the INEP, ENEM Microdata and the School Census. The personal and educational characteristics and parents' education of students in public state schools in Ceará and the identification of vocational schools were obtained from the Department of Education of Ceará (Secretaria de Educação do Ceará, SEDUC) through SPAECE 2011. Thus, to construct the sample to be used for this study, it was necessary to join three different databases, SPAECE, ENEM and School Census, which was only possible through the provision of identifiers created in the SEDUC to follow students from the 9th grade until the 3rd and last grade of secondary education.

To fulfill the objective established for this study, two groups were formed: one belonging to the program (treatment group) and another that did not undergo the program (control group). The treatment group is composed of students who entered secondary education in vocational schools in 2012 and were attending the 3rd and last grade of this level in 2014 in these schools; the same definition is used for the control group, but referring to regular schools. To form the treatment group, it is necessary to follow these students throughout secondary education, i.e., identify whether they stayed in vocational schools and whether they repeated a grade during the period from 2012 to 2014. The databases SPAECE/2012 and ENEM 2014 were used for this identification.

It is worth noting that it was not possible to observe these students in 2013 because SPAECE/2013 is based on just a sample. However, it is believed that this does not compromise the results because following the students in 2012, 2013 and 2014 only serves to identify whether they stayed in vocational schools during secondary education. Given that it was possible to observe the students who attended the 1st year of this level in a VESS in 2012 and the 3rd year in 2014 at the same school, it is expected that these students also

⁷Last year with available data about individual performance on ENEM.

attended the 2nd year in this school, as it is not probable that a student would leave the vocational school for one year to return the following year.

First, to be included the sample, students must have taken the SPAECE exam and have completed the 9th grade in 2011 such that the variables that will determine the entry into vocational schools in 2012 can be extracted. Students must also have taken the ENEM in 2014 to obtain the outcome variables. A total of 40,435 students were included in the sample at this point. Of these, 35,680 students could also be observed in SPAECE 2012, where 35,312 started secondary education that year⁸, and 5,491 students enrolled in vocational schools. In 2014, 5,092 students remained in VESSs, 24 repeated the 2nd year, and 5,068 were attending the 3rd year; of these, 4,977 were present on the day of the ENEM 2014, but only 4,635 had data regarding personal characteristics (treatment group). Regarding regular schools, 29,658 students stayed in these schools in 2014, of which 6 students were in the 1st year, 1,937 were in the 2nd year and 27,715 were in the 3rd year. Of these, 22,201 took the exam that year and only 19,811 answered the questionnaire about personal characteristics (control group)⁹. For the model estimations, different covariates obtained from the originals ones were considered, such as described in Table A.1 and Table A.1 in Appendix Appendix A.

4 Results

4.1 Descriptive Analysis

Descriptive statistics regarding the dependent variables and some control variables¹⁰ related to students from VESSs and regular schools in Ceará, extracted from the SPAECE 2011, School Census 2011 and ENEM 2014 databases, are presented in Table 1.

The mean scores on the ENEM 2014 of students from VESSs are higher than those of students from regular schools, and the coefficient of variation for VESSs is less than or equal to those for regular schools for all exams. In Natural Sciences, the mean difference in scores is 40.12 points in favor of vocational schools, and the relative variation is the same. There are differences in terms of the scores in Humanities and Language and Codes of 52.32 and 49.39 points, respectively, with dispersion relative to the mean 16% and 36% higher, respectively, for the students from VESSs.

The differences in the Mathematics and Writing scores were higher and less homogeneous, as the students from VESSs scored 57.51 and 143.77 points higher, respectively (relative variation of 4.7% and 56.6%), in these subjects than the students from regular schools. The Overall Mean showed that the students from VESSs outperformed the students from regular schools by approximately 68 points (15.4%). However, the variation relative to the mean was approximately 21% higher for the students from regular schools.

Based on this descriptive analysis of the dependent variables, it is expected that the effect of vocational education on the performance of students on the ENEM is significant, but this cannot be verified only by comparing the two groups. This is a “naïve” technique that is commonly used by non-experts

⁸368 students repeated the 9th grade in 2012.

⁹For details, see the Appendix Appendix A.

¹⁰Total of 95 control variables.

because not having undergone the intervention does not mean that the untreated group is a good representation of what would have happened to the treatment group had it not been treated, i.e., absence of treatment for some does not automatically generate the counterfactual of no treatment for others. Thus, appropriate methods that seek to isolate the effect of the programs from the effects of other factors affecting the variables of interest are needed.

The variables related to the characteristics of the students observed in 2011, the period prior to the entry of the students into secondary education, are presented in Table 1. The students from vocational schools had approximately 10% higher scores in Mathematics and Writing on the SPAECE exam than the students from regular schools. These variables were included to represent the educational background and skills of students in primary education and may have been important in the selection of these students by the vocational schools.

Both VESSs and regular schools have similar characteristics regarding the students in 2011: mean age of 15.7 years, more than 50% are female and approximately 20% consider themselves white. However, the students who entered vocational schools have parents with better educational levels, as 21% and 31% of the students have fathers and mothers, respectively, with at least incomplete secondary education, whereas this proportion for students from regular schools is 14% and 20%. It is important to note that the proportion of the students from VESSs who could not provide an answer about the educational levels of their fathers and mothers were 29%, and 17%, respectively, and the proportions were 32% and 22%, respectively, for the students from regular schools.

The variables representing the socioeconomic conditions of students in 2011 presented in Table 1 indicate that the students who entered vocational schools have better economic status than students who went to regular schools; for instance, the proportion of VESS students whose family are enrolled in the Cash Transfer Program is lower and the proportions that own a car, employ a domestic worker and have a washing machine are greater.

The characteristics related to the infrastructure of high schools (vocational and regular) in 2011 were used for this study because it is expected that these influenced the decision of the student in choosing the school after primary education. It is believed that the students observe these characteristics before choosing the type of school they plan to study in. The choice certainly will depend upon school infrastructure. Thus, this justifies adding these variables lagged one period prior to entry school. Based on Table 1, vocational schools have some better characteristics than regular schools, such as 99% have a teachers' lounge, 88% have a library, and they have 59% more computers than regular schools.

4.2 Results of Pre-Matching

Before estimating the effect of this type of school on students' performance in ENEM, we chose to balance through CEM algorithm, using as covariates the Mathematics and Portuguese proficiency in SPAECE, based on the assumption that there is a direct relation of these variables with the schools' selective process. This will allow comparing similar individuals in terms of school performance. Thus, after balancing the groups, students who entered vocational and regular schools in 2011 will not have significant differences in terms of

Table 1: Descriptive statistics regarding the sample variables - 2014

Variables		VESSs			Regular Schools		
		Mean	Standart deviation	Variation coefficient	Mean	Standart deviation	Variation coefficient
Var. Results	Score_NS	489.82	65.29	0.13	449.70	58.92	0.13
	Score_HM	550.34	66.15	0.12	498.02	69.57	0.14
	Score_MT	479.07	102.10	0.21	421.56	90.85	0.22
	Score_LC	512.98	71.55	0.14	463.59	88.06	0.19
	Score_WT	533.46	158.54	0.30	389.69	184.61	0.47
	Score_OM	512.98	71.55	0.14	444.51	74.90	0.17
Algorithm CEM	Spaace_MT_2011	268.67	42.35	0.16	244.49	41.70	0.17
	Spaace_PT_2011	263.37	40.76	0.15	237.74	42.92	0.18
Covariates*							
Student characteristics	Age	15.7	7.82	0.50	15.7	7.27	0.46
	Sex	0.42	0.49	1.16	0.43	0.49	1.14
	Race	0.21	0.41	1.95	0.19	0.39	2.05
Educational level Father	E_father1	0.07	0.25	3.57	0.11	0.31	2.82
	E_father2	0.43	0.49	1.14	0.43	0.49	1.14
	E_father3	0.17	0.38	2.24	0.11	0.31	2.82
	E_father4	0.04	0.21	5.25	0.03	0.18	6.00
	E_mother1	0.03	0.17	5.67	0.05	0.23	4.60
Educational level Mother	E_mother2	0.49	0.50	1.02	0.53	0.49	0.92
	E_mother3	0.23	0.42	1.83	0.14	0.35	2.50
	E_mother4	0.08	0.28	3.50	0.06	0.24	4.00
	Cash transfer	0.72	0.44	0.61	0.80	0.39	0.49
Socio-economic condition	Car	0.51	0.49	0.96	0.47	0.49	1.04
	Domestic_worker	0.09	0.28	3.11	0.07	0.27	3.86
	Computer	0.33	0.47	1.42	0.20	0.40	2.00
	Washing_machine	0.31	0.46	1.48	0.24	0.42	1.75
School characteristics	Waste_collection	0.99	0.06	0.06	0.99	0.08	0.08
	Principal's_office	0.98	0.12	0.12	0.98	0.12	0.12
	Teachers'_lounge	0.99	0.04	0.04	0.96	0.18	0.19
	Computer_lab	0.99	0.12	0.12	0.99	0.06	0.06
	Library	0.88	0.32	0.36	0.83	0.36	0.43
	No. Computers	68.31	22.13	0.32	42.90	19.35	0.45

Source: Own calculations based on SPAECE 2011 Microdata, School Census 2011 and ENEM 2014.

Note: Education level – (1) did not study, (2) primary education, (3) secondary education, (4) higher education.(*). Since there were 95 covariates to estimate the Lasso method, we chose to expose only a few ones related to student characteristics, family background and characteristics of high schools in 2011.

observed scholar skills. Therefore, the binary variable of treatment was considered for the students who entered the vocational schools (treaties) in 2011 and also graduated in these schools; the control refers to the students of other schools.

The student effect can harm the estimation results when finding the effect of the vocational school policy on student academic performance on the ENEM is desired. Thus, as a strategy to isolate the effects of students considered as good before entering the vocational schools, the coarsened exact matching (CEM) algorithm was applied to the variables proficiency in Mathematics and in Writing on the SPAECE 2011 exam of 9th graders.

Table 2 presents the measures of imbalances before and after matching. It is observed that the multivariate of each variable was reduced to values closer to zero. Moreover, the difference between the means of the treated and control groups was reduced in the two proficiencies: 24.17 to 0.05 in Mathematics and 25.62 to 0.0833 in Writing. This algorithm allowed identifying students in the two groups (control and treatment) who can be compared. It was possible to observe that 19,660 and 4,634 students belonging to regular and vocational schools, respectively, can be matched based on the established variables to isolate the student effect. Thus, the application of PSM will be restricted only to students contained in the matching and identified by the CEM algorithm.

Table 2: Results of the CEM algorithm

Variables	Pre-Matching		Post-Matching	
	$\mathcal{L}$	Difference of means	$\mathcal{L}$	Difference of means
MT_SPAECE_2011	0.2424	24.17	0.0522	0.2836
PT_SPAECE_2011	0.2526	25.62	0.0479	0.0833
Multivariate $\mathcal{L}$	0.3458		0.2253	
No. Treated	4.635		4.634	
No. Control	19.811		19.660	

Source: Own calculations.

4.3 Lasso method and PSM

After restricting the sample by considering only students who were selected by the CEM algorithm, in order to minimize the selection bias by the school, the estimation of the results will consist of the following principle: Application of the Lasso method, which will select from 449 variables (95 level variables exposed in Table A.2 in the Appendix Appendix A and 354 created from their power and interaction), those that are important in determining the choice of the type of school to be attended in high school by the student.

It is noteworthy that this method selects the variables not by economic intuition, but by the process of minimizing the distance between the two treated groups and control, in order to find the variables that will have only strong explanatory power about the treatment variable. Therefore, the variables selected by the Lasso method are not interpreted. They are used in PSM to find the average treatment effect on those treated with the lowest bias between the two groups.

Once the variables have been selected, the traditional propensity score matching procedures are applied: Logit is estimated, the common support region is identified, the weights are chosen for balancing using a specific method (radius, nearest neighbor or kernel), and finally, the average effect of treatment on treatments is found.

The selection of variables input in the PSM model was guided by the Lasso method. Based on the 95 control variables contained in the sample, 449 variables were created from their interactions, and the selection process was applied. Of these, the method proposed by Belloni & Fernandez-Val (2015) selected 39 variables considered as important in determining the treatment, of which 24 are original values (if the school has equipment for photo, satellite, VCR, slide projector, stereo, piped water, nursery, garbage collection, reading room, shower in the bathroom, cafeteria, utility room, generator power, toilet outside the building, special care room, buried trash, public sewer, if student has internet at home, washing machine at home, if student's mother has not studied, if student's mother has complete or incomplete elementary school, if the student's parent has not studied and if the student's parent has completed or incomplete high school), 4, are in the power form (number of computers squared, number of computers cubed, number of employees cubed, number of rooms cubed and 11 are the number of results (if the school has an auditorium and internet, green area and photo equipment, special care room and green area, buried trash and green area, computer number if math proficiency, number of computers and Portuguese proficiency, number of computers and race, number of computers and if the mother did not study, proficiency in Portuguese and number of existing rooms, reading and parabolic room, sound equipment and green area).

Following the procedures of Becker & Ichino (2002), first a logit binary model of a student belonging to a vocational school was estimated using, as observable characteristics, the variables selected by the Lasso method to describe the treatment and control groups. Subsequently, students with propensity scores outside of the support were discarded from the sample.

The results presented in Table A.2 in the Appendix Appendix A indicate that 30 of the 39 variables were significant in determining the treatment when only students who were matchable by the CEM algorithm were considered. It is noted that the common support region is the interval whose propensity score ranges from 0.001769 to 0.9999984. This region ensures that the observations in the treatment group are comparable to those of the control group in terms of the variables selected by the Lasso method.

Thus, the matching to obtain the ATT will occur within this range. However, other methods in addition to PSM are necessary to estimate the ATT, such as the nearest-neighbor, radius and kernel matching methods. An important procedure for constructing the propensity score and implementing matching is to verify the balancing conditions. Figures A.2 through A.4 in the Appendix Appendix A show the results of testing for density overlap between the pre- and post-matching groups using these methods. Tight and similar overlapping is observed between the kernel and radius methods. Thus, we chose matching using the kernel (0.01) method, which was used to find the ATT, whose results are presented in Table 3.

The differences in scores between the two types of school estimated by matching with the first kernel are displayed in Table 3. The table indicates that these differences are significant in favor of VESSs in all areas of knowl-

Table 3: Average treatment effect in the areas of knowledge of ENEM using the kernel (0.01) method

Variables	VESS	Regular	ATT	t-statistic
Score_NS	490.92	445.11	45.11 (10.1%)	13.57
Score_HM	553.05	498.19	54.86 (11%)	14.30
Score_MT	484.05	417.55	66.50 (15.92%)	13.03
Score_LC	517.04	458.85	58.19 (12.68%)	12.23
Score_WT	540.86	386.54	154.32 (39.9%)	15.36
Score_OM	517.18	441.39	75.79 (17.17%)	18.41

Source: Own calculations.

edge. On average, a student belonging to a vocational school performed approximately 12.7% and 11% better in Languages and Codes (LC) and Humanities (HM), respectively, than a student from a regular school in the control group. In Mathematics (MT), the difference is 66.5 points, 15.92% in favor of vocational education students. The lowest and highest effects were observed in the areas of Natural Sciences (NS) and Writing (WT), with VESS students scoring 45.11 points (10.13%) and 154.32 points (39.9%) more than students from regular schools, respectively. For the Overall Mean (OM), the impact of VESS was 75.79 points (17.17% better than regular education). In short, the results indicate that vocational education is more effective at enhancing cognitive abilities than regular education. The results presented in Table 4 show that the ATT is robust to the possible presence of selection bias in all areas of knowledge and in the overall mean.

Concluding Remarks

We believe that this article provides a reasonable contribution to the current debate about vocational education in the literature regarding education economics in Brazil, with emphasis on the effects on school performance. New evidence about the role of public vocational schools is provided by comparing students from these schools with students from regular education schools, isolating the student effect and testing the existence of significant differences between them.

One of the contributions of this study is the database used to measure the effect of vocational education because through the construction of identifiers in partnership with SEDUC, it was possible to assemble a longitudinal sample by combining different databases, namely, SPAECE 2011 and 2012, School Census 2011 and ENEM 2014, which, to the best of our knowledge, has not been performed in any study thus far. Thus, it was possible to observe the students from the 9th grade until the end of secondary education, thereby verifying their trajectory in vocational schools.

Data about performance on ENEM 2014 in five areas of knowledge and school infrastructure in 2011 were taken from the INEP via ENEM Microdata and the School Census, respectively. Data about the personal and educational characteristics and parents' education of students from public state schools in Ceará and the identification of vocational schools were obtained from SEDUC via SPAECE 2011 and 2012.

Table 4: Sensitivity analysis (Rosenbaum Bounds) for the areas of knowledge and the overall mean on the ENEM

Γ	HM	NS	MT	LC	WT	OM
	P^+	P^+	P^+	P^+	P^+	P^+
1	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1.05	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1.1	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1.15	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1.2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1.25	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1.3	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1.35	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1.4	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1.45	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1.5	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1.55	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1.6	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1.75	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1.8	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1.85	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1.9	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1.95	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Source: Own calculations.

To meet the objective set for this study, a group receiving vocational education and another group not receiving it were formed. The treatment group was composed of students who entered secondary education in vocational schools in 2012 and were attending the last year (3rd grade) in 2014 in these schools; the same definition was used for the control group except that it contained students from regular schools. Based on data about these students in 2011, it was possible to observe the factors that may have led to their entry into vocational schools in 2012.

As a strategy to isolate the effects of students considered good before entering the vocational schools, this study applied the CEM algorithm to the variables proficiency in Mathematics and Writing on SPAECE 2011 for 9th graders because this effect can harm the estimation results when the objective is to find the effect of the vocational school policy on performance on the ENEM. This method established that 19,660 and 4,634 students belonging to regular and vocational schools, respectively, could be matched based on the established variables to isolate the student effect.

Another contribution of this study to the literature about Brazil is the methodological approach chosen to conduct the assessment, as it was based on a model recently developed by Belloni & Fernandez-Val (2015), which applies Lasso and post-Lasso selection in the estimation of the propensity score. This method selected 39 of the 449 variables created from the 95 original variables.

To measure the ATT, matching was performed using the nearest-neighbor, radius and kernel methods. Although these methods yielded similar results,

the kernel (0.01) method was chosen because it was the most balanced for determining the effect. It was found that the students from vocational schools exhibited significant differences in all areas of knowledge; among those who attended VESSs and those who attended only regular school, the most significant effect was on Writing, as the students from vocational schools performed 39.9% better than their counterparts. On average, the students from vocational schools performed 12.7% and 11% better in Languages and Codes and Humanities, respectively, than the students from regular schools. In mathematics, the difference was 66.5 points, 15.9% in favor of vocational students. A lower effect was observed for Natural Sciences (45.11 points; 10.1%). In terms of Overall Mean, the impact of VESSs was 75.79 points, or 17.17%. Furthermore, through sensitivity testing, it was found that the results are robust to the presence of omitted variables.

Therefore, vocational schools were found to be effective at enhancing cognitive skills compared to regular education. By observing the educational background of the student in 2011 and considering it to obtain the matching, this study reduced the student effect and sought to isolate the school effect on school performance in 2014.

These results corroborate and complement Araújo (2014), since they point to a positive correlation between professional education and school performance. However, this study seeks to fill the gap left by the authors regarding selection bias, in which they admit, but do not deal with it. That is, there exists a positive bias of vocational education that results exclusively from selective processes and which may occur not only in vocational schools, but also in private and federal regular schools.

The performance of VESS students at ENEM is reflected in their entrance to the University. According to the Coordination of the Development of Professional Education Development of the State Department of Education, the percentage of approval of students from the VESS increased from 26.5% in 2012 to 49% in 2016. In addition, the presence of these schools in most municipalities in the state tends to reduce regional educational disparities, since the percentage of approval of these students in public universities was expanded in all groups – city capital, Metropolitan Region, medium and small municipalities – between the years of 2014 and 2015.

Acknowledgments

The authors thank the Ceará State Education Secretariat for providing part of the data applied in the paper.

Bibliography

Amoroso Neto, V., Menezes-Filho, N. & Komatsu, B. K. (2017). Os efeitos da educação profissional e do PRONATEC sobre os salários. *Policy Paper, São Paulo*, n. 25, p. 3–24.

Angrist, J. D. & Pischke, J. S. (2008). *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*. 1. ed. Princeton university press.

- Araújo, A. J. N. (2014). Ensino Profissionalizante, Desempenho Escolar e Inserção Produtiva: uma análise com dados do Enem. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, p. 131–160.
- Aroca, P., Brida, J. G., Pereyra, J. S. & Volo, S. (2014). *Tourism statistics: correcting data inadequacy using coarsened exact matching*. Bozen Economics & Management Paper Series. BEMPS22.
- Assunção, J. & Gonzaga, G. (2010). *Educação Profissional no Brasil: Inserção e Retorno*. Série Cenários, n. 3.
- Attanasio, O., Kugler, A. & Meghir, C. (2011). Subsidizing vocational training for disadvantaged youth in Colombia: Evidence from a randomized trial. *American Economic Journal: Applied Economics*, p. 188–220.
- Barro, R. J. (2013). Education and Growth. *Annals of Economics and Finance*, v. 14, n. 2, p. 301–328.
- Becker, S. O. & Ichino, A. (2002). Estimation of average treatment effects based on propensity scores. *The Stata journal*, v. 2, n. 4, p. 358–377.
- Bellei, C. (2009). Does lengthening the school day increase students' academic achievement? Results from a natural experiment in Chile. *Economics of Education Review*, v. 28, n. 5, p. 629–640.
- Belloni, A., C. V. & Fernandez-Val, I, H. C. (2015). *Program evaluation with high-dimensional data*. Institute for Fiscal Studies.
- Belloni, A., Chernozhukov, V. & Hansen, C. (2010). *LASSO Methods for Gaussian Instrumental Variables Models*. SSRN Electronic Journal.
- Belloni, A., Chernozhukov, V. & Hansen, C. (2014). High-dimensional methods and inference on structural and treatment effects. *Journal of Economic Perspectives*, v. 28, n. 2, p. 29–50.
- Blackwell, M., Iacus, S., King, G. & Porro, G. (2009). CEM: Coarsened Exact Matching in Stata. *The Stata Journal*, v. 9, n. 4, p. 524–546.
- Castro, M H G, T. S. (2005). Os Desafios da Educação no Brasil. In: *A Reforma do Ensino Médio e a Implantação do Enem no Brasil*. Nova Fronteira, p. 119–154.
- Chae, C. & Chung, J. (2009). *Pre-employment vocational education and training in Korea*. World Bank.
- Datta, N. (2015). Evaluating impacts of watershed development program on agricultural productivity, income, and livelihood in Bhalki watershed of Bardhaman District, West Bengal. *World Development*, v. 66, n. 1, p. 443–456.
- DiPrete, T. A. & Gangl, M. (2004). Assessing bias in the estimation of causal effects: Rosenbaum bounds on matching estimators and instrumental variables estimation with imperfect instruments. *Sociological methodology*, v. 34, n. 1, p. 271–310.
- El-Hamidi, F. (2006). General or vocational schooling? Evidence on school choice, returns, and 'sheepskin' effects from Egypt 1998. *Journal of Economic Policy Reform*, v. 9, n. 2, p. 157–176.

- Ganimian, A. J. & Solano, R. A. (2011), 'Measuring up? How did Latin America and the Caribbean perform on the 2009 Programme for International Student Assessment (PISA)?', Working Paper. n.38410.
- Hanushek, E. A. & Woessmann, L. (2012). Schooling, educational achievement, and the Latin American growth puzzle. *Journal of Development Economics*, v. 99, n. 2, p. 497–512.
- Horowitz, A. W. & Schenzler, C. (1999). Returns to general, technical and vocational education in developing countries: recent evidence from Suriname. *Education Economics*, v. 7, n. 1, p. 5–20.
- Iacus, S. M., King, G. & Porro, G. (2008). *Matching for Causal Inference Without Balance Checking*. SSRN Electronic Journal, Elsevier BV.
- Kahyarara, G. & Teal, F. (2008). The returns to vocational training and academic education: Evidence from Tanzania. *World Development*, v. 36, n. 11, p. 2223–2242.
- Lechner, M. (2000). An Evaluation of Public-Sector-Sponsored Continuous Vocational Training Programs In East Germany. *The Journal of Human Resources*, v. 35, p. 347–375, abr.
- Leme, A. C., Escardíbul, J. O., Nunes, L. C., Reis, A. R. & Seabra, C. (2016). *The effect of a specialized versus a general upper-secondary school curriculum on students' performance and inequality. A difference-in-differences cross-country analysis*. Documents De Treball De L'ieb 16.
- Levy, S. & Schady, N. (2013). Latin America's social policy challenge: Education, social insurance, redistribution. *Journal of Economic Perspectives*, v. 27, n. 2, p. 193–218.
- Mahirda, K. & Wahyuni, H. (2016). Returning to general and vocational high-schools in Indonesia. *Review of Economic and Business Studies*, v. 9, n. 2, p. 9–28.
- Malamud, O. & Pop-Eleches, C. (2008). *General education vs. vocational training: evidence from an economy in transition*. NBER, Working Paper.
- Martins, A. P. (2012). Pressupostos de Gramsci na Educação Profissional e Tecnológica de Nível Médio. *Revista de Educação, Ciência e Tecnologia*, v. 1, n. 2.
- Moehlecke, S. (2012). O ensino médio e as novas diretrizes curriculares nacionais: entre recorrências e novas inquietações. *Revista Brasileira de Educação*, v. 17, n. 49, p. 39–58.
- Neuman, S. & Ziderman, A. (1989). Vocational Secondary Schools can be more Cost-effective than Academic Schools: the case of Israel. *Comparative Education*, v. 25, n. 2, p. 151–163.
- Newhouse, D. & Suryadarma, D. (2011). The value of vocational education: High school type and labor market outcomes in Indonesia. *The World Bank Economic Review*, v. 25, n. 2, p. 296–322.

Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico - OECD (2016). *Who Are The Low-Performing Students?*. OECD Publishing. Pisa in Focus, 60.

PISA (2013). *Relatório Nacional PISA 2012 – Resultados brasileiros*. Fundação Santillana.

Polidano, C Tabasso, D. (2016). *Fully Integrating Upper-Secondary Vocational and Academic Courses: A Flexible New Way?*. Working Paper, n. 9694.

Rosenbaum, P. (2002). *Observational Studies*. 2. ed. Springer.

Schurer, S., Alspach, M., MacRae, J. & Martin, G. (2016). *The Medical Care Costs of Mood Disorders: A Coarsened Exact Matching Approach*. Iza Discussion Papers.

Severnini, E. R. & Orellano, V. I. F. (2010). *O efeito do ensino profissionalizante sobre a probabilidade de inserção no mercado de trabalho e sobre a renda no período pré-Planfor*. Fundação Getulio Vargas, Escola de Economia de São Paulo.

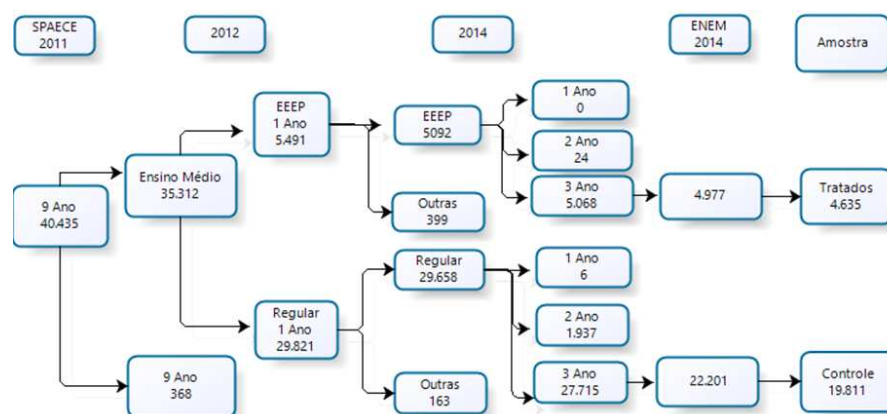
Silva, V. H. O. (2013). *Análise da Participação das Escolas Públicas Estaduais Cearenses no Exame Nacional do Ensino Médio (Enem): 2009-2011*. Ipece Informe, 54.

Tavares, P. A. (2015), PhD thesis. *Três ensaios em economia da educação*. Tese (Doutorado) - FGV EESP - Escola de Economia de São Paulo.

Tibsharani, R. (1996). Regression shrinkage and selection via the lasso. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, v. 58, n. 1, p. 267–288.

Appendix A

Figure A.1: Construction of groups: treatment and control



Source: Own Elaboration based on Microdata of SPAECE 2011, 2012; Escolar Census 2011 e ENEM 2014

Table A.1: Description of Variables

Variables	Description	
Areas of knowledge		
NS	Proficiency in Nature Science	ENEM 2014
HM	Proficiency in Humanities	ENEM 2014
MT	Proficiency in Mathematics	ENEM 2014
LC	Proficiency in Language and Codes	ENEM 2014
WT	Proficiency in Writing	ENEM 2014
OM	Proficiency in Overall Mean	ENEM 2014
Treatment		
EEEE	1, if vocational school; 0, otherwise	SPAECE
Algorithm CEM		
MT_2011	Proficiency in Mathematics in 2011	SPAECE 2011
Nota_WT_2011	Proficiency in Writing in 2011	SPAECE 2011
Covariates		
Age	Years of age	SPAECE 2011
Gender	1, if male; 0, otherwise	SPAECE 2011
Race	1, if white; 0, otherwise	SPAECE 2011
Father's schooling		
E_pai01	1, if father is illiterate; 0, otherwise	SPAECE 2011
E_pai02	1, if father concluded fundamental school; 0, otherwise	SPAECE 2011
E_pai03	1, if father concluded high school; 0, otherwise	SPAECE 2011
E_pai04	1, if father concluded university; 0, otherwise	SPAECE 2011

Source: Own calculations.

Table A.1: Description of Variables (continued)

Variables	Description	
Mother's schooling		
E_mae01	1, if mother is illiterate; 0, otherwise	SPAECE 2011
E_mae02	1, if mother concluded fundamental school	SPAECE 2011
E_mae03	1, if mother concluded high school; 0, otherwise	SPAECE 2011
E_mae04	1, if mother concluded university; 0, otherwise	SPAECE 2011
Home Socioeconomic Characteristics		
Calç_rua	1, if home locates at nondirty road; 0, otherwise	SPAECE 2011
E_rua	1, if electric power; 0, otherwise	SPAECE 2011
Água_rua	1, if piped water; 0, otherwise	SPAECE 2011
Coleta_rua	1, if garbage collection, 0, otherwise	SPAECE 2011
Bolsa_familia	1, if cash transfer program; 0, otherwise	SPAECE 2011
Empregada	1, if housekeeper; 0, otherwise	SPAECE 2011
Banheiro_casa	1, if bathroom; 0, otherwise	SPAECE 2011
Radio_casa	1, if radio; 0, otherwise	SPAECE 2011
Geladeira_casa	1, if refrigerator; 0, otherwise	SPAECE 2011
TV_casa	1, if TV; 0, otherwise	SPAECE 2011
Maq_lavar_casa	1, if laundry machine; 0, otherwise	SPAECE 2011
DVD_casa	1, if DVD; 0, otherwise	SPAECE 2011
Carro/moto	1, if automobile; 0, otherwise	SPAECE 2011
Computador	1, if computer; 0, otherwise	SPAECE 2011
Internet	1, if internet; 0, otherwise	SPAECE 2011
Jornais	1, if newspaper; 0, otherwise	SPAECE 2011
Revistas	1, if magazines; 0, otherwise	SPAECE 2011
Dicionários	1, if dictionary; 0, otherwise	SPAECE 2011

Source: Own calculations.

Table A.1: Description of School Variables (continued)

Variables	Description	
School Characteristics		
Localização	1, if urban; 0, otherwise	Escolar Census2011
Agua_filtrada	1, if filtered water; 0, otherwise	Escolar Census2011
Agua_rede_publica	1, if public water network; 0, otherwise	Escolar Census2011
AGUA_POCO	1, if water from deep well; 0, otherwise	Escolar Census2011
AGUA_CACIMBA	1, if water from shallow well; 0, otherwise	Escolar Census2011
AGUA_RIO	1, if water from river; 0, otherwise	Escolar Census2011
E_GERADOR	1, if electric power generator; 0, otherwise	Escolar Census2011
E_OUTROS	1, if other type energy supply; 0, otherwise	Escolar Census2011
ESGOTO_PUBLICA	1, if sewage public network; 0, otherwise	Escolar Census2011
ESGOTO_FOSSA	1, if septic tank; 0, otherwise	Escolar Census2011
ESGOTO_INEX	1, if sewage; 0, otherwise	Escolar Census2011
LIXO_COLETA	1, if garbage collection; 0, otherwise	Escolar Census2011
LIXO_QUEIMA	1, if garbage is burned; 0, otherwise	Escolar Census2011
LIXO_JOGA	1, if garbage is discarded; 0, otherwise	Escolar Census2011
LIXO_RECICLA	1, if garbage is recycled; 0, otherwise	Escolar Census2011
LIXO_ENTERRA	1, if garbage is buried; 0, otherwise	Escolar Census2011
LIXO_OUTROS	1, if other discard of garbage; 0, otherwise	Escolar Census2011
S_DIRETORIA	1, if principal's office; 0, otherwise	Escolar Census2011
S_PROFESSOR	1, if teacher's office; 0, otherwise	Escolar Census2011
L_INFORMATICA	1, if computer lab; 0, otherwise	Escolar Census2011
L_CIENCIAS	1, if science lab; 0, otherwise	Escolar Census2011
S_A_ESPECIAL	1, if special hearing office; 0, otherwise	Escolar Census2011
Q_ESPORTES_C	1, if indoor sports court; 0, otherwise	Escolar Census2011
Q_ESPORTES_D	1, if outdoor sports court; 0, otherwise	Escolar Census2011
COZINHA	1, if kitchen; 0, otherwise	Escolar Census2011
BIBLIOTECA	1, if library; 0, otherwise	Escolar Census2011
S_LEITURA	1, if reading room; 0, otherwise	Escolar Census2011
P_INFANTIL	1, if playground; 0, otherwise	Escolar Census2011
BERCARIO	1, if nursery room; 0, otherwise	Escolar Census2011
SANIT_FORA	1, if toilet outside building; 0, otherwise	Escolar Census2011
SANIT_EI	1, if proper toilet to children; 0, otherwise	Escolar Census2011

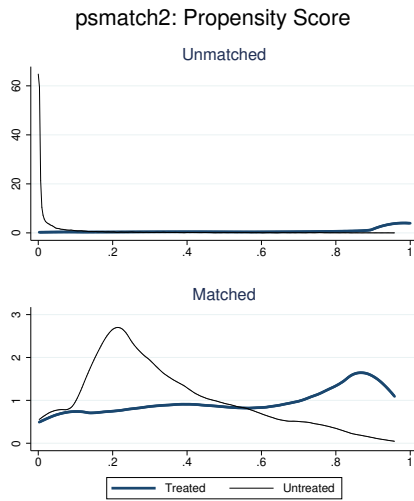
Source: Own calculations.

Table A.1: Description of School Variables (continued)

Variables	Description	
SANIT_PNE	1, if bathroom suitable for the disabled; 0 otherwise	Escolar Census2011
SECRETARIA	1, if there is secretary; 0, otherwise	Escolar Census2011
BANHEIRO	1, if bathroom; 0, otherwise	Escolar Census2011
REFEITORIO	1, if there is dining room; 0, otherwise	Escolar Census2011
DESPENSA	1, if there is food storage; 0, otherwise	Escolar Census2011
ALMOXARIFADO	1, if warehouse; 0, otherwise	Escolar Census2011
AUDITORIO	1. if auditorium; 0, otherwise	Escolar Census2011
PATIO_C	1, if indor courtyard; 0, otherwise	Escolar Census2011
ALOJAM_A	1, if accomodation for students; 0, otherwise	Escolar Census2011
ALOJAM_P	1, if accomodation for teachers; 0, otherwise	Escolar Census2011
AREA_VERDE	1, if green area; 0, otherwise	Escolar Census2011
LAVANDERIA	1, if laundry; 0, otherwise	Escolar Census2011
N_SALAS	Total number of classrooms	Escolar Census2011
N_SALAS_U	Number of classrooms used	Escolar Census2011
TV	1, if TV; 0, otherwise	Escolar Census2011
VIDEOCASSETTE	1, VCR; 0, otherwise	Escolar Census2011
DVD	1, if DVD; 0, otherwise	Escolar Census2011
PARABOLICA	1, if satellite antena ; 0, otherwise	Escolar Census2011
COPIADORA	1, if copy machine; 0, otherwise	Escolar Census2011
RETRO	1, if slide projector; 0, otherwise	Escolar Census2011
IMPRESSORA	1, if printer; 0, otherwise	Escolar Census2011
E_SOM	1, if sound equipment; 0, otherwise	Escolar Census2011
E_MULTIMIDIA	1, if multimedia; 0, otherwise	Escolar Census2011
E_FAX	1, if fax machine; 0, otherwise	Escolar Census2011
E_FOTO	1, if camera; 0, otherwise	Escolar Census2011
N_COMP	Total number of computers	Escolar Census2011
INTERNET	1, if internet; 0, otherwise	Escolar Census2011
N_FUNC	Total number of employees	Escolar Census2011
AEE	1, if special attendance; 0, otherwise	Escolar Census2011
M_ATIV_C	1, if any complement activities; 0, otherwise	Escolar Census2011

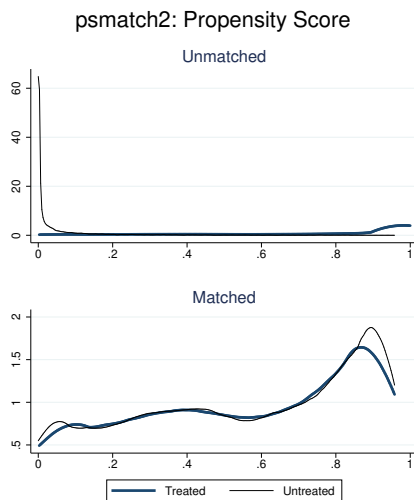
Source: Own calculations.

Figure A.2: Propensity score overlapping via the nearest-neighbor method



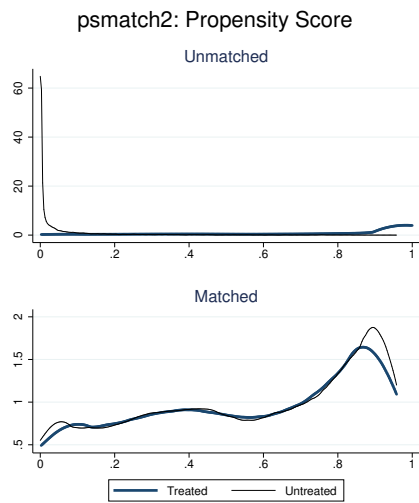
Source: Own elaboration.

Figure A.3: Propensity score overlapping via the kernel method



Source: Own elaboration.

Figure A.4: Propensity score overlapping via the radius method



Source: Own elaboration.

Table A.2: Estimation of Propensity Score post Lasso

Variables	Coefficients	p-value	Variables	Coefficients	p-value
E_foto	-1.8178	0.000	despensa	-0.4902	0.000
Parabólica	-0.6771	0.000	E_gerador	-1.4019	0.000
Retro	-0.5597	0.000	S_leitura*parabolica	-1.0987	0.000
E_som	-1.3684	0.000	Sanit_fora	1.66349	0.000
(N_comp) ²	-0.2696	0.000	AEE	-1.5638	0.000
videocassete	0.0025	0.000	AEE*área_verde	-1.6719	0.000
(N_comp) ³	-0.0001	0.000	Lixo_enterra	3.6820	0.401
(N_func) ³	-5.49E(-06)	0.000	Lixo_enterra*área_verde	0.0480	0.825
(N_sala_u) ³	-0.0010	0.000	Esgoto_rede_pub	0.5221	0.000
Agua_poço	0.8079	0.000	N_comp*Prof_mt	0.0001	0.000
Agua_cacimba	-0.7612	0.000	N_comp*Prof_pt	-0.0001	0.000
bercario	-4.2957	0.000	N_comp*raça	0.0020	0.168
Lixo_coleta	0.5127	0.000	N_comp*e_mae1	-0.0017	0.302
Mq_lavar_casa	0.1093	0.130	E_mae1	-0.7750	0.000
S_leitura	0.1231	0.268	E_mae2	-0.3356	0.000
Internet_casa	0.1813	0.147	E_pai1	-0.2806	0.047
Auditório*internet	0.1101	0.180	E_pai3	0.6220	0.000
E_foto*Area_verde	0.1147	0.159	E_som*área_verde	-0.2412	0.001
banheiro	2.0626	0.000	Prof_port*n_sala_existente	0.0014	0.000
Refeitório	1.9734	0.000	constante	-4.6691	0.000

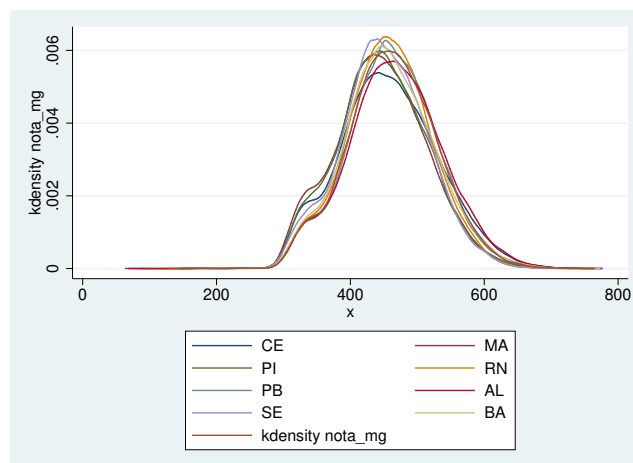
Source: Own calculations.

Table A.3: Overall Mean in ENEM , Brazilian States, 2009 and 2011

State	2009				2011				2011/2009			
	Grade		Participation		Grade		Participation		Grade		Participation	
	Value	Rank	%	Rank	Value	Rank	%	Rank	Value	Rank	Value	Rank
AC	438.6	26	0.16	26	443.7	26	1.07	22	1.17%	4	568.75%	1
PA	479.1	9	0.5	23	454.5	16	1.79	17	-5.13%	27	258.00%	2
CE	448.8	2	2.78	14	449.5	19	8.89	4	0.16%	8	219.78%	3
CE-EM	448	-	4.72	-	442.5	-	7.6	-	-	-	-	-
CE-EP	514.9	-	0.13	-	480.8	-	1.52	-	-	-	-	-
AL	451.3	18	0.11	27	456	15	0.32	27	1.04%	5	190.91%	4
RR	441.1	25	0.23	24	448.6	21	0.46	25	1.71%	1	100.00%	5
AP	457.8	16	0.2	25	450.3	18	0.38	26	-1.66%	22	90.00%	6
SP	509.9	1	9.81	3	491.5	4	18.58	1	-3.61%	26	89.40%	7
GO	473.8	11	2.01	17	468.6	11	3.72	7	-1.09%	20	85.07%	8
PB	462.8	14	1.04	22	453.9	17	1.63	20	-1.92%	23	56.73%	9
PR	481.4	8	6.43	5	481.3	7	6.36	5	-0.03%	11	-1.09%	10
PI	449.8	19	2.01	16	448.6	22	1.89	15	-0.25%	12	-5.97%	11
RO	472.4	12	1.84	19	466.7	12	1.66	18	-1.22%	21	-9.78%	12
PE	490.9	6	2.9	13	479	8	2.51	13	-2.44%	25	-13.45%	13
MS	477	10	3	11	473.7	9	2.59	12	-0.69%	18	-13.67%	14
RJ	497.9	3	3.88	9	494.4	2	3.25	9	-0.70%	19	-16.24%	15
RS	496.7	4	12.69	2	494.3	3	10.18	3	-0.49%	16	-19.78%	16
TO	446.2	23	1.95	18	444.5	24	1.56	21	-0.36%	14	-20.00%	17
MG	491.5	5	13.99	1	489.2	5	11.14	2	-0.47%	15	-20.37%	18
DF	506.7	2	2.72	15	495.3	1	2.15	14	-2.24%	24	-20.96%	19
AM	437.6	27	4.43	7	443.7	25	3.45	8	1.38%	2	-22.12%	20
BA	470.6	13	4.07	8	469.1	10	2.7	11	-0.34%	13	-33.66%	21
MA	444.4	24	4.58	6	441.5	27	2.84	10	-0.64%	17	-37.99%	22
MT	456.5	17	3.14	10	462.6	13	1.89	16	1.33%	3	-39.81%	23
ES	461.6	15	9.75	4	461.7	14	5.81	6	0.02%	10	-40.41%	24
SE	446.2	22	1.24	21	448.5	23	0.72	24	0.51%	7	-41.94%	25
SC	483.8	7	2.98	12	487.9	6	1.66	19	0.85%	6	-44.30%	26

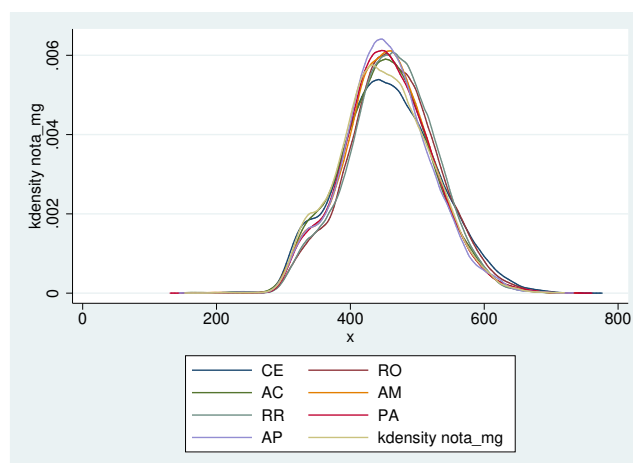
Source: Own calculations.

Figure A.5: Overall Mean Performance in ENEM, Ceará and Northeastern States - 2014



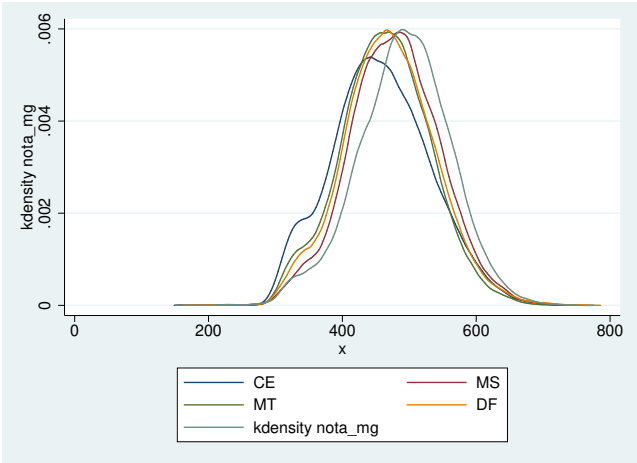
Source: Own elaboration.

Figure A.6: Overall Mean Performance in ENEM, Ceará and Northern States - 2014



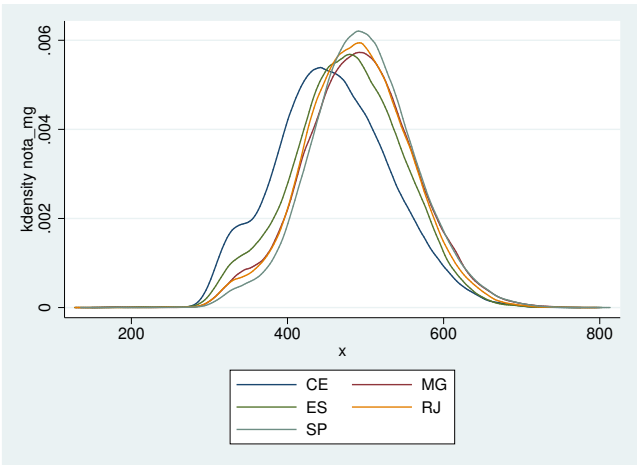
Source: Own elaboration.

Figure A.7: Overall Mean Performance in ENEM, Ceará and Mid-western States - 2014



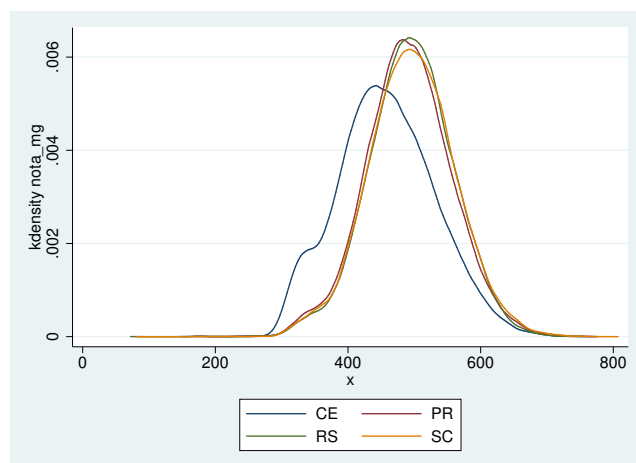
Source: Own elaboration.

Figure A.8: Overall Mean Performance in ENEM, Ceará and Southeastern States - 2014



Source: Own elaboration.

Figure A.9: Overall Mean Performance in ENEM, Ceará and Southern States - 2014



Source: Own elaboration.

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 $\text{\LaTeX}$.
 - Arquivo de referências bibliográficas no padrão $\text{\BibTeX}$.
 - 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 1980-5330



The Brazilian Journal of Applied Economics is a quarterly publication of the Departments of Economics of the FEA-RP of the University of São Paulo. The published papers are sole responsibility of the author(s). As the author(s) send a manuscript for submission to the Journal they tacitly agree that, if accepted for publication, the copyright of the material will be transferred to the ECONOMIA APLICADA (BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS). The Journal may then publish the material in paper and electronic formats that will be exclusive property of the ECONOMIA APLICADA (BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS). The publication of the whole papers or parts of it is permitted as long as the source is explicitly mentioned. The Brazilian Journal of Applied Economics is published with the financial support of the CNPq - Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico. This journal is indexed by Journal of Economic Literature, electronic on line and CD-ROM, and Revistas USP.

Secretary, Sales and Delivery: Marlene Dietrich Cover: Christof Gunkel
Linguistic revision (Portuguese and English): Iulo Feliciano Afonso (Solution Translations Eireli — Epp)
Diagramming: Caio Henrique Montoro de Lucca

Mailing Address

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

Editor

Eliezer Martins Diniz

Associate Editors

Edson Zambon Monte

Fernando Antonio de Barros Júnior

Reynaldo Fernandes

Eliezer Martins Diniz

Lízia de Figueirêdo

Sergio Naruhiko Sakurai

Editorial Board

Affonso Celso Pastore

USP

Cássio F. Camargo Rolim

UFPR

Clélio Campolina Diniz

CEDEPLAR

Eleutério F. S. Prado

USP

Francisco Anuatti Neto

USP/RP

Geraldo Sant'ana de Camargo Barros

ESALQ/USP

José Marcelino da Costa

NAEA/PA

Marcelo Portugal

UFRGS

Márcio Gomes Pinto Garcia

PUC/RJ

Paulo César Coutinho

UnB

Pierre Perron

Boston University

Ricardo R. Araújo Lima

UnB

Roberto Smith

UFCE

Rogério Studart

UFRJ

Sérgio Werlang

FGV/RJ

Victor Bulmer-Thomas

University of London

Antônio Barros de Castro

UFRJ

Cláudio Monteiro Considera

UFF

Denisard C. de Oliveira Alves

USP

Fernando de Holanda Barbosa

FGV-UFF

Geoffrey J. D. Hewings

University of Illinois

Gustavo Maia Gomes

IPEA

José A. Scheinkman

Princeton University

Maria José Willumsen

Florida International University

Mário Luiz Possas

UFRJ

Paulo Nogueira Batista Júnior

FGV/SP

Pedro Cesar Dutra Fonseca

UFRGS

Robert E. Evenson

Yale University

Rodolfo Hoffmann

ESALQ/USP

Russell E. Smith

Washburn University

Tomás Málaga

FGV/SP

Wilson Suzigan

Unicamp