



# ECONOMIA APLICADA

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 19 – nº 4

Outubro – Dezembro 2015

## ARTIGOS

**Política Monetária e Compulsório em um Modelo DSGE com Fricções Financeiras**

José Angelo Divino, Alexandre Kornelius

**Detectando quebra na longa memória: um caso do desemprego brasileiro**

Robson Oliveira Lima, Jailson da Conceição Teixeira de Oliveira, Murilo Massaru da Silva

**Migração no Brasil — Um exercício de insumo–produto para o ano de 2010**

Fernando Salgueiro Perobelli, Paloma Leite de Siqueira, Ricardo Freguglia

**Função de produção de ideias e crescimento no Brasil e suas regiões**

Leilyanne Viana Nogueira, Ronaldo de Albuquerque e Arraes

**Relações não lineares na curva de Phillips: uma abordagem semi-paramétrica**

Tiago Santana Tristão, Hudson da Silva Torrent

**Crescimento, comércio, bem-estar e Meio Ambiente: Os efeitos de externalidades tecnológicas**

Lucas Vitor de Carvalho Sousa, Elaine Aparecida Fernandes, Evaldo Henrique da Silva, Jader Fernandes Cirino

**Supply Behavior of Hydrous Ethanol in Brazil**

Cynthia Cabral da Costa, Heloisa Lee Burnquist, Constanza Valdes, Maurício Jorge Pinto de Souza

ECONOMIA FEA-RP/USP



ECONOMIA APLICADA

Vol. 19 – nº 4 Outubro – Dezembro 2015

PAPERS

**Monetary Policy and Reserve Requirement in a DSGE Model with Financial Frictions**

José Angelo Divino, Alexandre Kornelius

**Detecting breaks on the long memory: a case about the brazilian unemployment**

Robson Oliveira Lima, Jailson da Conceição Teixeira de Oliveira, Murilo Massaru da Silva

**Migration in Brazil: an input-output exercise for 2010**

Fernando Salgueiro Perobelli, Paloma Leite de Siqueira, Ricardo Freguglia

**Ideas Production Function and Growth in Brazil**

Leilyanne Viana Nogueira, Ronaldo de Albuquerque e Arraes

**Nonlinearities in Phillips curve: A semi-parametric approach**

Tiago Santana Tristão, Hudson da Silva Torrent

**Growth, trade, well-being and environmental: the effects of technological spillovers**

Lucas Vitor de Carvalho Sousa, Elaine Aparecida Fernandes, Evaldo Henrique da Silva, Jader Fernandes Cirino

**Supply Behavior of Hydrous Ethanol in Brazil**

Cinthia Cabral da Costa, Heloisa Lee Burnquist, Constanza Valdes, Maurício Jorge Pinto de Souza

ISSN 1413-8050



9 771413 805001

APOIO:



Ministério  
da Educação

Ministério da  
Ciência e Tecnologia





# ECONOMIA APLICADA

---

Vol. 19 – nº 4

Outubro – Dezembro 2015

---

## **Editor**

Reynaldo Fernandes

## **Editores Associados**

Luiz Guilherme Scorzafave  
Angelo Costa Gurgel  
Rodrigo De Losso  
Cláudio Ribeiro de Lucinda & Walter Belluzzo Junior

Sergio Naruhiko Sakurai  
Eliezer Martins Diniz  
Irineu E. de Carvalho Filho

## **Conselho Editorial**

**Affonso Celso Pastore**  
USP  
**Cássio F. Camargo Rolim**  
UFPR  
**Clélio Campolina Diniz**  
CEDEPLAR  
**Eleutério F. S. Prado**  
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  
**Werner Baer**  
University of Illinois

**Antônio Barros de Castro**  
UFRJ  
**Cláudio Monteiro Considera**  
UFF  
**Denisard C. de Oliveira Alves**  
USP  
**Fábio Augusto Reis Gomes**  
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  
**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. Esta revista está sendo indexada por Journal of Economic Literature, versões *eletronic on line* e CD-ROM e Scielo Brasil.

Secretaria e Divulgação: Juliana de Freitas Vitória      Capa: Christof Gunkel  
Revisão linguísticas (Português e Inglês): Iulo Feliciano Afonso (Solution Translations  
Eireli — Epp)  
Diagramação: Bruna Carolina Garcia & Matheus Alves Albino

## Endereço

Revista Economia Aplicada, Departamento de Economia, FEA-PR/USP  
Avenida do Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, SP.  
CEP 14040-905  
Telefone: (0xx16) 3315-3910  
email:revecap@usp.br  
site: <http://www.usp.br/revecap>

## Assinaturas

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

\*inclui custos de postagem

### FICHA CATALOGRÁFICA

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

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

Trimestral

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

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

CDD 22.ed – 330.

# ECONOMIA APLICADA

Vol. 19 – nº 4

Outubro – Dezembro 2015

## ARTIGOS

- 579 **Política Monetária e Compulsório em um Modelo DSGE com Fricções Financeiras**  
José Angelo Divino , Alexandre Kornelius
- 611 **Detectando quebra na longa memória: um caso do desemprego brasileiro**  
Robson Oliveira Lima , Jailson da Conceição Teixeira de Oliveira , Murilo Massaru da Silva
- 625 **Migração no Brasil — Um exercício de insumo-produto para o ano de 2010**  
Fernando Salgueiro Perobelli , Paloma Leite de Siqueira , Ricardo Freguglia
- 641 **Função de produção de ideias e crescimento no Brasil e suas regiões**  
Leilyanne Viana Nogueira , Ronaldo de Albuquerque e Arraes
- 679 **Relações não lineares na curva de Phillips: uma abordagem semi-paramétrica**  
Tiago Santana Tristão , Hudson da Silva Torrent
- 705 **Crescimento, comércio, bem-estar e Meio Ambiente: Os efeitos de externalidades tecnológicas**  
Lucas Vitor de Carvalho Sousa , Elaine Aparecida Fernandes , Evaldo Henrique da Silva , Jader Fernandes Cirino
- 731 **Supply Behavior of Hydrous Ethanol in Brazil**  
Cinthia Cabral da Costa , Heloisa Lee Burnquist , Constanza Valdes , Maurício Jorge Pinto de Souza

## POLÍTICA MONETÁRIA E COMPULSÓRIO EM UM MODELO DSGE COM FRICÇÕES FINANCEIRAS

JOSÉ ANGELO DIVINO\*  
ALEXANDRE KORNELIUS†

### Resumo

Este artigo modifica o modelo DSGE de Gertler & Karadi (2011), que inclui fricção sobre o balanço dos intermediários financeiros, para introduzir a exigência de recolhimentos compulsórios pela Autoridade Monetária e um choque de confiança dos depositantes no sistema financeiro. Os impactos dessas mudanças sobre os canais de transmissão da política monetária são analisados. Os resultados indicam que a presença de compulsório amplifica a transmissão da política monetária pelo canal do crédito, aumentando a alavancagem dos bancos quando há uma queda nos juros e diminuindo caso contrário. A diminuição do crédito quando os juros aumentam pode ser contrabalanceada por uma política macroprudencial de ajuste do nível de compulsório baseada em uma regra que depende de desvios do crédito no estado estacionário. O compulsório não deve, porém, substituir a taxa de juros como o instrumento de política monetária mais adequada para estabilizar a inflação.

**Palavras-chave:** Fricções financeiras, Política monetária, Compulsório, Política macroprudencial.

### Abstract

This paper modifies the DSGE model of Gertler & Karadi (2011), which includes financial frictions on the balance sheet of the financial intermediaries, to introduce reserve requirements that must be held at the Monetary Authority and a confidence shock in the financial system. We analyzed the impacts of those changes on the transmission channels of the monetary policy. The results indicate that the presence of reserve requirements amplifies the transmission of monetary policy by the credit channel, increasing the leverage of banks when the interest rate falls and decreasing otherwise. The decline in the credit level when the interest rate is increased can be counterbalanced by a macroprudential policy that adjusts the reserve requirements based on a rule which depends on deviations of the credit from the steady state. However, reserve requirements should not replace the interest rate as the most adequate monetary policy instrument for inflation stabilization.

---

\* Universidade Católica de Brasília. Mestrado e Doutorado em Economia. Brasília, Distrito Federal, Brasil. E-mail: jangelo@pos.ucb.br.

† Banco Central do Brasil e The George Washington University. Brasília, Distrito Federal, Brasil. E-mail: alexandre.kornelius@catolica.edu.br.

**Keywords:** Financial frictions, Monetary policy, Reserve requirements, Macroprudential policy.

**JEL classification:** E44, E58, E52

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea126946>

## 1 Introdução

A crise financeira internacional de 2007 disseminou a prática de algumas medidas de política monetária pouco convencionais por diversos bancos centrais. Visando combater a escassez de crédito e seus reflexos negativos sobre a atividade econômica, vários bancos centrais adotaram medidas complementares à redução na taxa básica de juros como forma de afastar a recessão econômica advinda da crise do sub-prime. O Federal Reserve (FED), por exemplo, começou a conceder empréstimos diretos no mercado de crédito privado, política que representou uma ruptura com a prática do pós-segunda guerra de manipular a taxa de juros dos fundos federais (federal funds rate) para afetar as taxas de juros de mercado. Essa política de empréstimos diretos, segundo Gertler & Karadi (2011), mostrou-se efetiva para reduzir os custos do crédito e evitar efeitos ainda mais danosos da crise financeira sobre a economia americana.

No caso da economia brasileira, paralelamente a mudanças na taxa básica de juros do Over Selic, conforme rege a política monetária de metas para a inflação, também foram editadas medidas visando a expansão do crédito no mercado interno. Os bancos públicos foram usados na promoção dessa política, facilitando o acesso a empréstimos para pessoas físicas e jurídicas. Além disso, o Banco Central do Brasil intensificou a utilização do requerimento de recolhimentos compulsórios como forma de afetar o ciclo econômico. Tal política possui efeitos imediatos tanto sobre o volume de crédito concedido pelos bancos ao setor privado quanto sobre o *spread* entre as taxas de juros de captação e concessão de empréstimos. É importante avaliar, contudo, o caráter complementar ou substituto dessas medidas em relação à política monetária convencional.

O objetivo deste estudo é usar um modelo DSGE (dynamic stochastic general equilibrium) com fricções financeiras para investigar como o requerimento de que as instituições financeiras mantenham recolhimentos compulsórios junto à autoridade monetária afeta o ciclo econômico. Para tanto, o modelo de Gertler & Karadi (2011), que inclui fricções financeiras endógenas e alguns aspectos de política monetária não convencional, será modificado para refletir algumas das medidas de política econômica adotadas pelo Banco Central do Brasil após a crise financeira de 2007. Especificamente, é excluída a possibilidade de empréstimos diretos por parte da autoridade monetária ao setor privado e são incluídos os recolhimentos compulsórios e um choque de confiança do depositante no sistema financeiro. Será analisado como o compulsório afeta a dinâmica de propagação e amplia os efeitos de alguns choques por meio do canal do crédito, aumentando as respostas dos bancos aos movimentos nas taxas de juros.

Para se avaliar os efeitos de uma política de compulsório, propõe-se o comprometimento com a aplicação de uma regra para o nível de compulsório com base no volume de crédito vigente no equilíbrio de estado estacionário. As políticas então adotadas visaram, sobretudo, expandir a liquidez do sistema bancário, ainda que de forma desconexa da modelagem macroeconômica. Por fim, avaliam-se as razões de sacrifício das políticas de juro e de compulsório para uma redução equivalente na taxa de inflação da economia. Esses objetivos são aderentes, também, à preocupação de regulação do sistema financeiro, que surgiu com a crise do sub-prime, como forma de garantir sua estabilidade. Passou-se a discutir as chamadas políticas macroprudenciais, que visam redu-

zir a vulnerabilidade do sistema financeiro a flutuações adversas no ambiente macroeconômico, minimizando o risco sistêmico. Blanchard et al. (2010), por exemplo, argumentam pela separação entre objetivos e instrumentos de política monetária e de política macroprudencial, mas pela inclusão desses instrumentos regulatórios no arcabouço utilizado para as análises macroeconômicas. Eles sugerem a utilização de uma regra simples para as políticas macroprudenciais, em conformidade com o que se adota para a política monetária.

Um dos instrumentos clássicos usado na edição de medidas macroprudenciais é a exigência de que as instituições financeiras mantenham recolhimentos compulsórios depositados junto à autoridade monetária. Montoro & Moreno (2011) destacam que isso pode contribuir para a estabilidade financeira porque suaviza flutuações de liquidez durante o ciclo econômico. Assim, na fase ascendente, o requerimento de reservas deve aumentar para restringir a excessiva expansão do crédito e, na fase descendente, reduzir para permitir o uso do colchão de liquidez acumulada e a expansão do crédito.

Este artigo contribui com a literatura por incluir, em um modelo DSGE com fricções financeiras, o requerimento de recolhimentos compulsórios junto à autoridade monetária e avaliar a relação dessa política com a utilização de uma regra de juros para promover a estabilidade econômica<sup>1</sup>. O compulsório influi na dinâmica de propagação de alguns choques exógenos e amplia seus efeitos por meio do canal do crédito, aumentando as respostas dos bancos aos movimentos dos juros. Quando essa ampliação é indesejável, como no caso de contração do crédito em função de aumento dos juros, ela pode ser contrabalanceada por uma regra para o nível de compulsório com base no volume de crédito de equilíbrio. A utilização dessa regra de ajuste para o requerimento de compulsório mostra-se mais eficiente na redução das flutuações econômicas do que a manutenção do compulsório em um patamar fixo. Além disso, foi acrescentado ao modelo um choque de confiança dos depositantes nas instituições financeiras, que permite avaliar os efeitos de uma corrida bancária sobre o lado real da economia.

O modelo de Gertler & Karadi (2011) foi usado como referência porque insere a intermediação financeira em um arcabouço DSGE, permite avaliar efeitos combinados da taxa básica de juros e dos recolhimentos compulsórios controlados pelo Banco Central sobre as variáveis macroeconômicas e possui um conjunto de características que o diferenciam de modelagens alternativas que incluem o setor financeiro, como Jermann (2009), Goodfriend & McCallum (2007), Christiano et al. (2009), Gertler & Kiyotaki (2009). Em primeiro lugar, Gertler & Karadi (2011) colocam a fricção financeira diretamente no setor de intermediação financeira, por meio de uma restrição à capacidade dos bancos emprestarem que tem origem em seus próprios balanços. Essa característica o distancia de modelos que limitam a capacidade dos bancos emprestarem por meio de restrições colocadas sobre os tomadores dos empréstimos, como o requerimento de colateral. Adicionalmente, as taxas de captação de depósitos e de aplicação em empréstimos e, portanto, o *spread* entre essas taxas saem como variáveis endógenas ao modelo<sup>2</sup>.

---

<sup>1</sup>Essa contribuição está registrada em Kornelius (2011), Divino & Kornelius (2011), que são as versões iniciais do presente artigo. Posteriormente, Areosa & Coelho (2013) seguiram estratégia de modelagem semelhante.

<sup>2</sup>Vale ressaltar que o objetivo deste estudo não é desenvolver um modelo de larga escala, que explique e avalie medidas de política econômica, mas somente adaptar um modelo DSGE de pequena escala para investigar as atuações da taxa básica de juros e do recolhimento compulsório

Na literatura nacional há algumas aplicações da modelagem DSGE para a economia brasileira, com destaque para Silveira (2006, 2008), Valli & Carvalho (2010), Furlani et al. (2010), Carvalho & Valli (2011), Castro et al. (2011), Divino & Silva Junior (2013). Considerando, especificamente, trabalhos que incluem elementos do mercado financeiro na modelagem DSGE, pode-se destacar Carvalho et al. (2013), Divino & Vasconcelos (2014), Carvalho & Azevedo (2008), Cavalcanti & Vereda (2011), Kanczuk (2013), Areosa & Coelho (2013). Embora possuam objetivos distintos e, em alguns casos, ofereçam evidências empíricas sobre os temas abordados, poucos trabalhos analisaram o papel dos recolhimentos compulsórios para a transmissão da política monetária via canal do crédito. Areosa & Coelho (2013) também usam o modelo de Gertler & Karadi (2011) para investigar os impactos dos recolhimentos compulsórios. Contudo, os autores limitaram-se a avaliar os impactos macroeconômicos de um aumento temporário de 10% na alíquota de recolhimento compulsório. Já o presente estudo explora de forma mais ampla as consequências macroeconômicas de se utilizar o recolhimento compulsório como um instrumento alternativo de política monetária.

O artigo está organizado da seguinte forma. A próxima seção descreve o modelo base bem como as alterações que são realizadas, incluindo o requerimento de compulsório e o choque de confiança do depositante. A terceira seção discute a calibração, os experimentos realizados e os resultados obtidos. Por fim, a quarta seção é dedicada às observações conclusivas.

## 2 Modelo

O modelo base, proposto por Gertler & Karadi (2011), será alterado para excluir os empréstimos diretos da autoridade monetária ao setor privado e incluir o requerimento de recolhimentos compulsórios e um choque de confiança do depositante no sistema financeiro. Consiste de um modelo DSGE novo-keynesiano padrão, com formação de hábitos de consumo e custo de ajustamento do nível de investimento. Sobre esse arcabouço, Gertler & Karadi (2011) incluem um setor de intermediação financeira (bancos), com fricção na capacidade de obterem depósitos das famílias. A estrutura do modelo é descrita a seguir, começando pela intermediação financeira com fricção, que é onde se localiza o principal diferencial de Gertler & Karadi (2011). As inclusões propostas ao modelo base serão apresentadas e discutidas nas seções 2.7 e 2.8.

### 2.1 Intermediação Financeira

A intermediação de recursos entre os agentes superavitários (famílias) e os deficitários (empresas) é realizada pelo setor bancário. Esse setor recebe depósitos das famílias e os combina com seu capital próprio para então gerar ativos na forma de empréstimos às empresas<sup>3</sup>.

Sejam  $N_{jt}$  o patrimônio líquido de cada banco  $j$  ao final do período  $t$  e  $D_{jt}$  os depósitos líquidos que as famílias realizam no banco  $j$  no período  $t$ . O banco irá combinar esses recursos à sua disposição e gerar uma quantidade  $S_{jt}$

---

como instrumentos de política monetária.

<sup>3</sup>Note que todas as taxas e montantes que aparecem no problema do intermediário financeiro são valores reais.

de empréstimos às empresas, os quais terão um valor de mercado  $Q_t$ . Dessa forma, o balanço de um banco  $j$  ao final do período  $t$  pode ser resumido como:

$$Q_t S_{jt} = N_{jt} + D_{jt} \quad (1)$$

Pelos depósitos recebidos em  $t$ , o banco deverá remunerar ao depositante em  $t + 1$  a taxa bruta de  $R_{t+1}$ . E pelos empréstimos realizados em  $t$ , o banco deverá receber do tomador em  $t + 1$  a taxa bruta de  $R_{kt+1}$ . Essas taxas,  $R_{t+1}$  e  $R_{kt+1}$ , serão obtidas endogenamente no modelo. Devido ao fluxo de pagamentos, o patrimônio líquido do banco  $j$  irá evoluir de acordo com a seguinte expressão:

$$N_{jt+1} = R_{kt+1} Q_t - R_{t+1} D_{jt} \quad (2)$$

Substituindo o valor de  $D_{jt}$  obtido em (1) resulta:

$$N_{jt+1} = (R_{kt+1} - R_{t+1}) Q_t S_{jt} + R_{t+1} N_{jt} \quad (3)$$

Por (3) podemos perceber que, enquanto a diferença entre as taxas de aplicação e captação (*spread*) for positiva, o banco irá expandir sua base de empréstimos (e, conseqüentemente, seu capital) indefinidamente. Não haveria restrição endógena à capacidade dos bancos de expandirem seus empréstimos conforme seu nível de capital próprio. Para superar isso, Gertler & Karadi (2011) introduzem uma “taxa de mortalidade” entre os bancos.

Os bancos têm uma probabilidade  $\theta$  de continuarem operando e  $(1 - \theta)$  de saírem do mercado no próximo período. Essa probabilidade é i.i.d. entre os bancos e ao longo do tempo. Para que a quantidade de bancos se mantenha constante em  $j$  ao longo do tempo, supõe-se que para cada banco que saia do mercado haja a entrada de um novo banco em seu lugar. O banco que sai do mercado transfere seu patrimônio para a família que é sua proprietária e os novos bancos recebem das famílias a transferência de um capital inicial para que possam começar a operar.

Dessa forma, o objetivo do banqueiro é escolher os valores futuros do seu capital próprio de forma a maximizar o valor esperado que será repassado à família detentora quando ele sair do mercado. Tal valor esperado consistirá do valor descontado do capital próprio do banco a cada período, multiplicado pela probabilidade de sair do mercado naquele período, isto é:

$$V_{jt} = E_t \sum_{i=0}^{\infty} (1 - \theta) \theta^i \beta^{1+i} \Lambda_{t,t+1+i} N_{jt+1+i} \quad (4)$$

onde  $\beta^{1+i} \Lambda_{t,t+1+i}$  é o fator de desconto intertemporal estocástico do banqueiro<sup>4</sup>.

Substituindo o valor de  $N_{jt+1+i}$  obtido em (3), o banqueiro irá escolher a trajetória de seus ativos ( $S_{jt+i}$ ) de forma a maximizar o seu valor esperado de saída do mercado:

$$V_{jt} = E_t \sum_{i=0}^{\infty} (1 - \theta) \theta^i \beta^{1+i} \Lambda_{t,t+1+i} [(R_{kt+1+i} - R_{t+1+i}) Q_{t+i} S_{jt+i} + R_{t+1+i} N_{jt+i}] \quad (5)$$

<sup>4</sup>Note que as famílias são proprietárias dos bancos. Por isso, o valor presente esperado do capital próprio é descontado também pelo fator de desconto intertemporal estocástico, cuja definição é dada em (26)

Podemos, então, escrever  $V_{jt}$  de forma recursiva como:

$$V_{jt} = v_t Q_t S_{jt} + \eta_t N_{jt} \quad (6)$$

onde:

$$v_t = E_t(1 - \theta)\beta\Lambda_{t,t+1}(R_{kt+1} - R_{t+1}) + \theta\beta\Lambda_{t,t+1}x_{t,t+1}v_{t+1} \quad (7)$$

$$\eta_t = E_t(1 - \theta)\beta\Lambda_{t,t+1}R_{t+1} + \theta\beta\Lambda_{t,t+1}z_{t,t+1}\eta_{t+1} \quad (8)$$

As taxas de crescimento dos ativos e do capital próprio são definidas por:

$$x_{t,t+i} = \frac{Q_{t+i}S_{jt+i}}{Q_t S_{jt}} \quad (9)$$

$$z_{t,t+i} = \frac{N_{jt+i}}{N_{jt}} \quad (10)$$

Observe que  $v_t$  e  $\eta_t$  podem ser interpretadas como preços-sombra. Assim,  $v_t$  é o ganho esperado e descontado do banqueiro ao expandir os ativos em uma unidade, mantendo-se o capital constante. Já  $\eta_t$  é o ganho esperado e descontado do banqueiro ao expandir o capital em uma unidade, mantendo-se seus ativos constantes.

A fricção financeira ocorre no lado da captação de depósitos pelos bancos, por meio de uma restrição endógena que limita o montante de recursos que as famílias estarão dispostas a depositar nos bancos. Os banqueiros terão a possibilidade de desviar recursos de seu banco, que encerrará suas atividades, transferindo uma proporção  $\lambda$  de seus ativos para a família do banqueiro. Os depositantes, por sua vez, conseguem recuperar apenas uma proporção  $(1 - \lambda)$  dos ativos. Para evitar esse risco, as famílias apenas depositarão recursos no banco até o limite em que o valor esperado para o banqueiro manter o banco em funcionamento for maior do que desviar os recursos do banco. Ou seja, haverá depósitos se a seguinte restrição for satisfeita:

$$V_{jt} \geq \lambda Q_t S_{jt} \quad (11)$$

Substituindo a expressão de  $V_{jt}$  em (6) temos que  $v_t Q_t S_{jt} + \eta_t N_{jt} \geq \lambda Q_t S_{jt}$ , o que implica em:

$$\frac{Q_t S_{jt}}{N_{jt}} \leq \frac{\eta_t}{(\lambda - v_t)} \equiv \phi_t \quad (12)$$

onde definimos  $\phi_t \equiv \frac{\eta_t}{(\lambda - v_t)}$  como sendo o índice de alavancagem máxima suportada pelas famílias para manterem seus depósitos nos intermediários financeiros.

Os bancos, na medida em que esperam um *spread* descontado positivo, tomarão todos os depósitos disponíveis das famílias até que a restrição esteja ativa, isto é:

$$Q_t S_{jt} = \phi_t N_{jt} \quad (13)$$

Combinando essa equação com (3), obtemos:

$$N_{jt+1} = [(R_{kt+1} - R_{t+1})\phi_t + R_{t+1}]N_{jt} \quad (14)$$

Usando (9) e (10), que definem as taxas de crescimento do capital e dos ativos, a evolução do capital dos bancos será:

$$z_{t,t+1} = \frac{N_{jt+1}}{N_{jt}} = (R_{kt+1} - R_{t+1})\phi_t + R_{t+1} \quad (15)$$

$$x_{t,t+1} = \frac{Q_{t+1}S_{jt+1}}{Q_tS_{jt}} = \frac{\phi_t + N_{jt+1}}{\phi_t N_{jt}} = \frac{\phi_{t+1}}{\phi_t} z_{t,t+1} \quad (16)$$

A equação (13) pode ser agregada para todos os bancos da economia, resultando em:

$$Q_t S_t = \phi_t N_t \quad (17)$$

onde a ausência do subscrito  $j$  indica que a variável é agregada.

Para derivar uma equação de movimento de  $N_t$ , deve-se lembrar que a cada instante  $t$  há uma parte dos bancos saindo e um conjunto de novos bancos entrando no mercado. Dessa forma, temos:

$$N_t = N_{et} + N_{nt} \quad (18)$$

onde  $N_{et}$  representa o capital agregado dos bancos que sobrevivem de um período para o outro (*existing*) e  $N_{nt}$  representa o capital agregado dos novos bancos (*new*). O capital do subconjunto  $N_{et}$  de bancos pode ser representado por:

$$N_{et} = \theta[(R_{kt} - R_t)\phi_{t-1} + R_t]N_{t-1} = \theta z_{t-1,t} N_{t-1} \quad (19)$$

O subconjunto de bancos  $N_{nt}$  irá receber uma transferência de capital para iniciar suas atividades proporcional ao tamanho dos ativos dos bancos que se retiraram do mercado no período anterior. Como a probabilidade  $\theta$  é i.i.d, o total de ativos dos bancos retirantes no final do período é  $(1-\theta)Q_t S_{t-1}$ . Gertler e Karadi assumem que a fração  $\omega/(1-\theta)$  desse valor é transferida aos novos bancos, resultando em:

$$N_{nt} = \omega Q_t S_{t-1} \quad (20)$$

## 2.2 Famílias

As famílias escolhem a oferta de trabalho, consumo e quantidade de recursos que depositarão nos bancos de forma a maximizar sua utilidade sujeitas à restrição orçamentária. A utilidade é separável entre consumo e oferta de trabalho e contempla a formação de hábitos de consumo. O problema de otimização intertemporal da família é representado por:

$$\max_{C_t, L_t, D_{t+1}} E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left[ \ln(C_{t+i} - hC_{t+i-1}) - X \frac{L_{t+i}^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right] \quad (21)$$

sujeito a:

$$C_t + D_{t+1} = W_t L_t + R_t D_t + T_t \quad (22)$$

onde  $D_{t+1}$  são os depósitos realizados em  $t$ , cuja maturação será em  $t+1$ ,  $D_t$  são os depósitos realizados em  $t-1$ , que agora estão sendo resgatados com

uma taxa de retorno  $R_t$ ,  $W_t$  é o salário real e  $T_t$  são as transferências líquidas recebidas pelas famílias por serem proprietárias dos bancos.

As condições de primeira ordem são, para a oferta de trabalho das famílias, dadas por:

$$UMgC_t W_t = X L_t^\varphi \quad (23)$$

e para a escolha de consumir ou poupar via depósitos nos bancos:

$$E_t \beta \Lambda_{t,t+1} R_{t+1} = 1 \quad (24)$$

em que a utilidade marginal do consumo é definida como:

$$UMgC_t = (C_t - hC_{t-1})^{-1} - h\beta E_t [(C_{t+1} - hC_t)^{-1}] \quad (25)$$

e a razão entre as utilidades marginais do consumo em  $t$  e  $t+1$  é representada por:

$$\Lambda_{t,t+1} = \frac{UMgC_{t+1}}{UMgC_t} \quad (26)$$

### 2.3 Firms Produtoras de Bens Intermediários

As firmas produtoras de bens intermediários atuam em um ambiente competitivo e utilizam capital e trabalho para produzir bens que serão posteriormente vendidos às firmas produtoras de bens finais. Aquelas firmas tomam empréstimos junto aos bancos ( $S_t$ ) para financiar seu capital no período seguinte ( $K_{t+1}$ ). Os bancos têm informação perfeita sobre a firma e não incorrem em custos para garantir o pagamento desses empréstimos. Assim,

$$Q_t K_{t+1} = Q_t S_t \quad (27)$$

É importante observar que não há fricções na obtenção de empréstimos por parte das firmas. No entanto, como os bancos terão restrições à obtenção de depósitos das famílias, essa restrição do volume de recursos disponível acabará por atingir as firmas, uma vez que limitará a quantidade de empréstimos que os bancos poderão oferecer.

Em determinado período  $t$ , o capital disponível para a produção das firmas ( $K_t$ ) já está dado pelos empréstimos tomados no período anterior ( $S_{t-1}$ ). Assim, as firmas escolherão a taxa de utilização ( $U_t$ ) desse capital e a quantidade de trabalho ( $L_t$ ) que utilizarão na produção, a qual seguirá uma tecnologia Cobb-Douglas:

$$Y_{mt} = A_t (U_t \xi_t K_t)^\alpha L_t^{1-\alpha} \quad (28)$$

onde  $A_t$  é um choque exógeno na produtividade dos fatores e  $\xi_t$  representa um choque exógeno na qualidade do capital, de forma que  $\xi_t K_t$  representará a quantidade efetiva de capital disponível no tempo  $t$ .

A taxa de depreciação do capital dependerá da taxa de utilização do capital escolhida pela firma da seguinte forma:

$$\delta(U_t) = \delta_a + \delta_b \frac{U_t^{1+\zeta}}{1+\zeta} \quad (29)$$

É assumido que o custo de repor o capital depreciado é de 1 unidade. O problema da firma produtora de bens intermediários consiste em escolher a quantidade de trabalho e a taxa de utilização de capital para maximizar seu lucro, dado por:

$$\max_{L_t, U_t} P_{mt} Y_{mt} - W_t L_t - 1 \delta (U_t) \xi_t K_t \quad (30)$$

sujeito à tecnologia definida em (28).

As condições de primeira ordem são para a demanda de trabalho pelas firmas:

$$P_{mt} (1 - \alpha) \frac{Y_{mt}}{L_t} = W_t \quad (31)$$

e para a escolha da taxa de utilização do capital:

$$P_{mt} \alpha \frac{Y_{mt}}{U_t} = \delta' (U_t) \xi_t K_t = \delta_b U_t^{\zeta} \xi_t K_t \quad (32)$$

Após as escolhas ótimas, o lucro da firma será:

$$\Pi_t = \alpha P_{mt} Y_{mt} - \delta (U_t) \xi_t K_t \quad (33)$$

Pela equação (27), a firma tomou empréstimos em  $t$  equivalentes a  $Q_t S_t$  que terão que ser pagos em  $t + 1$  por  $Q_t S_t R_{kt+1}$ . Com o empréstimo tomado, a firma financiou seu capital  $Q_t K_{t+1}$ , que terá um valor em  $t + 1$  igual a  $Q_{t+1} \xi_{t+1} K_{t+1}$ , e o utilizou na produção, gerando um lucro de  $\Pi_{t+1}$ .

O banco, tendo informação perfeita sobre a firma, irá cobrar pelo empréstimo o equivalente ao retorno financeiro que seria obtido pela firma, apropriando-se de todo o seu ganho. Algebricamente, fica:

$$Q_t S_t R_{kt+1} = \Pi_{t+1} + Q_{t+1} \xi_{t+1} K_{t+1} \quad (34)$$

que permite obter:

$$R_{kt+1} = \frac{\xi_{t+1}}{Q_t} \left[ \frac{\alpha P_{mt+1} Y_{mt+1}}{\xi_{t+1} K_{t+1}} + Q_{t+1} - \delta (U_{t+1}) \right] \quad (35)$$

Da mesma forma que no caso da taxa paga aos depositantes, é possível determinar a taxa cobrada pelos empréstimos endogenamente ao modelo.

## 2.4 Firmas Produtoras de Capital

Para permitir o custo de ajustamento do nível de investimento, também fazem parte do modelo base as firmas produtoras de capital. Tais firmas, ao final de cada período, compram o capital remanescente das firmas produtoras de bens intermediários, recuperam o capital depreciado e produzem novo capital, vendendo-os às firmas produtoras de bens intermediários para a produção do próximo período. O capital depreciado, uma vez recuperado, terá custo unitário e não sofre custo de ajustamento. Esse custo irá incidir apenas sobre o novo capital produzido, denominado capital líquido ( $I_{nt}$ ), que é dado por:

$$I_{nt} = I_t - \delta (U_t) \xi_t K_t \quad (36)$$

onde  $I_t$  representa o investimento total realizado no período  $t$ .

O custo de ajustamento foi definido por Gertler & Karadi (2011) como:

$$f\left(\frac{I_{nt} + I_{ss}}{I_{nt-1} + I_{ss}}\right) = \frac{\eta_i}{2} \left(\frac{I_{nt} + I_{ss}}{I_{nt-1} + I_{ss}} - 1\right)^2 \quad (37)$$

onde  $I_{ss}$  representa o nível de investimento no equilíbrio de estado estacionário.

As firmas produtoras de capital atuam em ambiente competitivo. Portanto, tomam o preço do capital,  $Q_t$ , como dado e escolhem o nível de investimento líquido que produzirão de forma a maximizar o lucro. O problema de otimização intertemporal dessas firmas é dado por:

$$\max_{I_{nt}} E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} \beta^{\tau-t} \Lambda_{t,\tau} (Q_{\tau} - 1) I_{n\tau} - f\left(\frac{I_{n\tau} + I_{ss}}{I_{n\tau-1} + I_{ss}}\right) (I_{n\tau} + I_{ss}) \quad (38)$$

cuja condição de primeira ordem fornece a seguinte equação para o nível do investimento líquido:

$$Q_t = 1 + f\left(\frac{I_{nt} + I_{ss}}{I_{nt-1} + I_{ss}}\right) + \frac{I_{nt} + I_{ss}}{I_{nt-1} + I_{ss}} f'\left(\frac{I_{nt} + I_{ss}}{I_{nt-1} + I_{ss}}\right) - E_t \left[ \beta \Lambda_{t,t+1} \left(\frac{I_{nt+1} + I_{ss}}{I_{nt} + I_{ss}}\right)^2 f'\left(\frac{I_{nt+1} + I_{ss}}{I_{nt} + I_{ss}}\right) \right] \quad (39)$$

## 2.5 Firmas Produtoras de Bens Finais

As firmas produtoras de bens finais atuam em um ambiente de competição monopolística, utilizando como único insumo o bem homogêneo produzido pelas firmas intermediárias e produzindo um bem final diferenciado. Possuem, assim, poder de fixar o preço acima do curto marginal. No entanto, tais firmas estão sujeitas a uma rigidez na remarcação de seus preços a la Calvo<sup>5</sup>.

A cada período, apenas uma fração  $(1 - \gamma)$  das firmas podem reajustar livremente os seus preços. Para as demais  $\gamma$  firmas haverá a possibilidade de reajuste de preços com base na inflação nominal observada no período imediatamente anterior. No entanto, essa indexação não será absoluta, mas sujeita a um parâmetro  $\gamma_p$ . Portanto, as  $\gamma$  empresas que não puderem reajustar livremente seus preços, irão reajustá-los pelo fator  $\pi_{t-1}^{\gamma_p}$ .

Observe que todas as empresas que puderem reajustar livremente seus preços escolherão o mesmo preço ótimo. Além disso, todas as empresas que não puderem reajustar livremente seus preços terão o mesmo reajuste passivo. Portanto, os preços dos bens finais irão evoluir conforme a relação:

$$P_t = [(1 - \gamma)(P_t^*)^{1-\varepsilon} + \gamma(\pi_{t-1}^{\gamma_p} P_{t-1})^{1-\varepsilon}]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad (40)$$

que pode ser reescrita como:

$$\pi_t^{1-\varepsilon} = (1 - \gamma) \left(\frac{P_t^*}{P_{t-1}}\right)^{1-\varepsilon} + \gamma \pi_{t-1}^{\gamma_p(1-\varepsilon)} \quad (41)$$

<sup>5</sup>Vide Gertler & Karadi (2011) para uma discussão detalhada sobre o problema das firmas produtoras de bens finais, seguindo a abordagem convencional de Dixit & Stiglitz (1977).

em que  $\varepsilon > 1$  é a elasticidade de substituição entre os bens intermediários que são agregados para gerar o bem final.

O preço ótimo é escolhido com base não apenas no lucro obtido no período em que se deu o reajuste de preços, mas também considerando todos os períodos futuros em que não será possível reajustar ao nível ótimo. Dado que uma empresa  $f$  reajustou para o nível ótimo  $P_t^*$  em  $t$ , no período  $t + i$  seu preço estará no seguinte nível:

$$P_{ft+i} = P_t^* \prod_{k=1}^i \left( \frac{P_{t-1+k}}{P_{t-2+k}} \right)^{\gamma_p} = P_t^* \left( \frac{P_{t+i-1}}{P_{t-1}} \right)^{\gamma_p} \quad (42)$$

Suponha, ainda, que as firmas produtoras de bens finais utilizem uma tecnologia em que, para cada unidade do bem final produzido, seja necessário como insumo uma unidade do bem intermediário. Com essa simplificação, o custo marginal ( $MC_t$ ) de se produzir mais uma unidade do bem final será igual ao preço do bem intermediário ( $P_{mt}$ ). O problema que cada firma  $f$  resolve para escolher o preço ótimo a cada possibilidade de reajuste pode ser expresso por:

$$\max_{P_t^*} E_t \sum_{i=0}^{\infty} \gamma^i \beta^i \Lambda_{t,t+i} Y_{ft+i} \left( \frac{P_{ft+i}}{P_{t+i}} - MC_{t+i} \right) \quad (43)$$

O preço ótimo,  $P_t^*$ , escolhido pela firma que reajusta livremente seus preços será:

$$P_t^* = \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1} \frac{E_t \sum_{i=0}^{\infty} \gamma^i \beta^i \Lambda_{t,t+i} Y_{t+i} P_{mt+i} \left( \frac{P_{t+i-1}}{P_{t-1}} \right)^{-\gamma_p \varepsilon}}{E_t \sum_{i=0}^{\infty} \gamma^i \beta^i \Lambda_{t,t+i} Y_{t+i} \left( \frac{P_{t+i-1}}{P_{t-1}} \right)^{\gamma_p (1-\varepsilon)}} \quad (44)$$

A relação entre esse preço ótimo e o nível de preço agregado da economia é dada por:

$$\frac{P_t^*}{P_{t-1}} = \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1} \frac{E_t \sum_{i=0}^{\infty} \gamma^i \beta^i \Lambda_{t,t+i} Y_{t+i} P_{mt+i} \left( \frac{P_{t+i}}{P_t} \right)^{\varepsilon}}{E_t \sum_{i=0}^{\infty} \gamma^i \beta^i \Lambda_{t,t+i} Y_{t+i} \left( \frac{P_{t+i}}{P_t} \right)^{\varepsilon-1}} \frac{P_t}{P_{t-1}} \quad (45)$$

O índice de reajuste ótimo das firmas que conseguem reajustar livremente seus preços é definido por:

$$\pi_t^* = \frac{P_t^*}{P_{t-1}} \quad (46)$$

A equação 45 pode ser reescrita em forma recursiva utilizando as variáveis auxiliares  $NN_t$  e  $DD_t$ :

$$\pi_t^* = \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1} \frac{NN_t}{DD_t} \pi_t \quad (47)$$

onde:

$$NN_t = Y_t P_{mt} + E_t \left[ \gamma \beta \Lambda_{t,t+1} \left( \frac{\pi_{t+1}}{\pi_t^{\gamma_p}} \right)^\epsilon NN_{t+1} \right] \quad (48)$$

$$DD_t = Y_t + E_t \left[ \gamma \beta \Lambda_{t,t+1} \left( \frac{\pi_{t+1}}{\pi_t^{\gamma_p}} \right)^{\epsilon-1} DD_{t+1} \right] \quad (49)$$

e  $\frac{\epsilon}{\epsilon-1}$  representa o *markup* que as firmas produtoras de bens finais irão praticar sobre o seu custo marginal.

## 2.6 Autoridade Monetária e Restrições Agregadas

A autoridade monetária se compromete com uma regra de Taylor com suavização da taxa de juros, cuja forma linearizada é representada por:

$$i_t = (1 - \rho_i) [i + k_\pi + \pi_t + k_y (\log Y_t - \log Y_t^* + \rho_i i_{t-1})] + \epsilon_{it} \quad (50)$$

em que  $i_t$  é a taxa de juros nominal,  $i$  é a taxa de juros nominal do estado estacionário,  $\rho_i$  é o parâmetro de suavização da taxa de juros nominal,  $\kappa_\pi$  e  $\kappa_y$  representam, respectivamente, as respostas da taxa de juros a variações na inflação e no hiato do produto<sup>6</sup>. O termo  $\epsilon_{it}$  representa um choque aleatório exógeno de política monetária, tal que  $\epsilon_{it} \cong iid(0, \sigma_\epsilon^2)$

A relação entre a taxa de juros nominal e a taxa de juros real é dada pela equação de Fisher:

$$1 + i_t = R_{t+1} E_t \left( \frac{P_{t+1}}{P_t} \right) \quad (51)$$

O produto dessa economia é dividido entre consumo, investimento e custo de ajustamento do nível de investimento, conforme a seguinte restrição agregada:

$$Y_t = C_t + I_t + f \left( \frac{I_{nt}}{I_{nt-1}} \right) I_{nt} \quad (52)$$

A lei de movimento do capital é definida por:

$$K_{t+1} = \xi_t K_t + I_{nt} \quad (53)$$

onde o capital do período corrente é afetado pela realização do choque de qualidade do capital.

## 2.7 Choque de Confiança do Depositante

A fricção financeira desse modelo advém da restrição sobre as famílias depositarem recursos nos bancos além de um limite em que haveria incentivos para os mesmos saírem do mercado. No modelo base, esse limite é dado pelo parâmetro  $\lambda$  e a restrição que as famílias impõem aos bancos está expressa na equação 11. Podemos interpretar esse parâmetro como sendo uma medida do grau de confiança dos depositantes no sistema financeiro.

<sup>6</sup>Implicitamente, a regra (50) admite que a meta de inflação seja zero. Essa prática é seguida por outros autores, como Cavalcanti & Vereda (2011) e Carvalho & Valli (2011). A inclusão de um intervalo de tolerância para a inflação em torno de uma meta variável no tempo, porém, exigiria modificações mais profundas na modelagem, que fogem ao escopo deste estudo.

Gertler & Karadi (2011) assumem que esse comportamento das famílias é constante ao longo do tempo. No entanto, é razoável supor que essa medida de confiança dos depositantes no sistema financeiro possa variar ao longo do tempo. Por exemplo, podemos supor que notícias a respeito de fraudes ou da saúde financeira dos bancos afetem as decisões acerca do volume de depósitos que será realizado. Além disso, essas notícias podem não se confirmar, causando um gradual retorno ao nível de confiança anterior à divulgação das notícias.

Para captar essa variação, o parâmetro  $\lambda$  será denominado  $\bar{\lambda}$  e receberá um choque aleatório, representado por  $\lambda_t$  (onde  $0 \leq \lambda_t \leq 1$ ). Tal variável terá um componente estocástico e seguirá um processo AR(1) estacionário:

$$\lambda_t = \rho_\lambda \lambda_{t-1} + \epsilon_{\lambda_t} \quad (54)$$

em que  $\epsilon_{\lambda_t}$  representa um “choque de confiança” dos depositantes nas instituições financeiras. Em função dessa alteração, a restrição para a captação de depósitos das famílias por parte dos bancos será:

$$v_t Q_t S_{jt} + \eta_t N_{jt} \geq \bar{\lambda}(1 + \lambda_t) Q_t S_{jt} \quad (55)$$

O que resulta em um índice de alavancagem máximo para os bancos definido por:

$$\phi_t \equiv \frac{\eta_t}{[\bar{\lambda}(1 + \lambda_t) - v_t]} \quad (56)$$

As demais equações que definem o comportamento dos bancos no modelo base permanecerão inalteradas, porém utilizando essa nova definição do índice de alavancagem.

## 2.8 Introdução de Recolhimentos Compulsórios

Ao modelo base de Gertler & Karadi (2011) será acrescentado, também, o requerimento de reservas compulsórias depositadas junto à Autoridade Monetária, seguindo a ideia geral de Montoro & Tovar (2010). A Autoridade Monetária determina que cada banco mantenha uma parte dos depósitos recebidos das famílias sob a forma de reservas bancárias, de forma a estabelecer um limite superior para a velocidade de circulação da moeda. O total de recolhimentos compulsórios exigidos de cada banco, denotado  $RR_{jt}$ , será:

$$RR_{jt} = \tau_t D_{jt} \quad (57)$$

onde  $0 \leq \tau_t \leq 1$  representa o percentual dos depósitos que devem ser recolhidos.

O balanço dos bancos será modificado para:

$$Q_t S_{jt} + RR_{jt} = N_{jt} + D_{jt} \quad (58)$$

Usando a equação (57), obtemos:

$$D_{jt} = \frac{1}{(1 - \tau_t)} (Q_t S_{jt} - N_{jt}) \quad (59)$$

Assim, dado o mesmo capital próprio dos bancos, uma economia com compulsório precisará de um nível maior de depósitos para suportar o mesmo nível de crédito em relação a uma economia sem compulsório. Dado um mesmo

nível de depósitos e de capital dos bancos, a economia com compulsório disporá de um nível menor de crédito.

Consideramos, também, que a Autoridade Monetária remunera os compulsórios a uma taxa  $R_{RR_t}$ , com  $0 \leq R_{RR_t} \leq R_t$ . Nesse caso, a evolução do patrimônio líquido dos bancos será:

$$N_{jt+1} = R_{kt+1}Q_tS_{jt} - R_{t+1}D_{jt} + R_{RR_{t+1}}RR_{jt} \quad (60)$$

Observe que os bancos, mesmo na presença de compulsório, continuam remunerando os depósitos à taxa  $R_{t+1}$ . Substituindo as equações (57) e (59) em (60) resulta:

$$N_{jt+1} = \left( R_{kt+1} - \frac{R_{t+1} - \tau_t R_{RR_{t+1}}}{1 - \tau_t} \right) Q_t S_{jt} + \frac{R_{t+1} - \tau_t R_{RR_{t+1}}}{1 - \tau_t} N_{jt} \quad (61)$$

Defina:

$$R_{\tau t+1} \equiv \frac{R_{t+1} \tau_t R_{RR_{t+1}}}{1 - \tau_t} = R_{t+1} + \frac{\tau_t}{1 - \tau_t} (R_{t+1} - R_{RR_{t+1}}) \quad (62)$$

Combinando com a equação (61), obtém-se a seguinte relação para a evolução do patrimônio líquido dos bancos na presença de recolhimentos compulsórios:

$$N_{jt+1} = (R_{kt+1} - R_{\tau t+1})Q_tS_{jt} + R_{\tau t+1}N_{jt} \quad (63)$$

Algumas observações devem ser feitas a partir das equações (59), (62) e (63). Em primeiro lugar observe que, caso  $\tau_t = 0$  (economia sem compulsório), tem-se que  $R_{\tau t} = R_t$ . Portanto, o modelo base sai como um caso particular do modelo com compulsório.

Se  $\tau_t > 0$  (economia com compulsório), mas a Autoridade Monetária opte por remunerar os recolhimentos compulsórios a uma taxa nominal que resulte na remuneração real  $R_{RR_t}$ , também implica em  $R_{\tau t} = R_t$ . Nessa situação, o compulsório irá retirar liquidez dos intermediários financeiros, reduzindo o volume de crédito, mas não alterará o comportamento estratégico dos bancos em relação à sua alavancagem.

Por fim, caso  $\tau_t > 0$  e  $R_{RR_t} < R_t$ , tem-se  $R_{\tau t} > R_t$ . Comparando a equação (63) com a sua equivalente (3) no modelo sem compulsórios, observa-se que a presença de compulsórios diminui o retorno dos empréstimos e aumenta o retorno do capital próprio. Isso gera um incentivo à diminuição da alavancagem dos bancos, resultando no seu uso como uma ferramenta de política macroprudencial que vise à contenção ou expansão da alavancagem bancária.

Essa nova estrutura do mercado de intermediação financeira acarreta alterações sobre outras equações do modelo. O valor esperado de saída do mercado para o banqueiro continua sendo expresso por (7), porém com as definições para  $v_t$  e  $\eta_t$  dadas por:

$$v_t = E_t\{(1 - \theta)\beta\Lambda_{t,t+1}(R_{kt+1} - R_{\tau t+1}) + \theta\beta\Lambda_{t,t+1}x_{t,t+1}v_{t+1}\} \quad (64)$$

$$\eta_t = E_t\{(1 - \theta)\beta\Lambda_{t,t+1}R_{\tau t+1} + \theta\beta\Lambda_{t,t+1}z_{t,t+1}\eta_{t+1}\} \quad (65)$$

Agora, o primeiro termo de (65) não poderá mais ser simplificado utilizando a equação (24). O índice máximo de alavancagem aceito pelas famílias

para manterem seus depósitos continua sendo igual a  $\phi_t$ , conforme definido pelas equações (12) e (13), porém usando essas novas definições de  $v_t$  e  $\eta_t$ .

A equação (14), sobre a evolução do patrimônio líquido dos bancos sujeito à restrição imposta pelos depositantes, passa a ser:

$$N_{jt+1} = [(R_{kt+1} - R_{\tau t+1})\phi_t + R_{\tau t+1}]N_{jt} \quad (66)$$

e a equação (15), da taxa de crescimento do capital próprio, torna-se:

$$z_{t,t+1} = \frac{N_{jt+1}}{N_{jt}} = (R_{kt+1} - R_{\tau t+1})\phi_t + R_{\tau t+1} \quad (67)$$

Com a introdução dos recolhimentos compulsórios, a Autoridade Monetária passa a ter mais duas variáveis de controle sobre o sistema financeiro: o nível de compulsórios que será exigido sobre os depósitos recebidos pelos bancos ( $\tau_t$ ) e a remuneração que pagará sobre tais recolhimentos ( $R_{RR_t}$ ).

Segundo Montoro & Tovar (2010), serão analisadas duas alternativas para a especificação do nível de compulsório. Inicialmente, será assumido um nível fixo. Posteriormente, será definido por uma regra anticíclica em relação ao crédito. Isto é, o compulsório aumenta quando o crédito superar o seu valor do estado estacionário e diminui quando o crédito estiver abaixo desse valor. Essas alternativas podem ser expressas pela seguinte relação:

$$\tau_t = \begin{cases} \bar{\tau} \\ \bar{\tau} + \kappa_{\tau}(\log Q_t S_t - \log Q'_t S_t) \end{cases} \quad (68)$$

onde  $\kappa_{\tau} > 0$  representa o peso que a Autoridade Monetária atribui aos desvios do nível de crédito do estado estacionário na regra de determinação dos recolhimentos compulsórios. Já a taxa de remuneração dos recolhimentos compulsórios seguirá uma regra dependente da taxa paga pelo banco na captação dos depósitos<sup>7</sup>:

$$R_{RR_t} = \kappa_{RR} R_t \quad (69)$$

em que  $0 \leq \kappa_{RR} \leq 1$ .

Na realidade, de acordo com relatórios do BCB, a existência de confortável volume de recolhimentos compulsórios permitiu a injeção de liquidez no sistema bancário, contribuindo para normalizar as condições de crédito no pós-crise. Inicialmente, foram liberados recursos recolhidos relativamente a Exigibilidade Adicional, ao que se seguiu a liberação de valores do compulsório sobre Recursos a Prazo. Para evitar que tais recursos ficassem represados nos grandes bancos, procedeu-se com a liberação seletiva de recursos, que deveriam ser direcionados à aquisição de ativos ou à realização de depósitos em bancos pequenos e médios. A regra sugerida anteriormente, como todo exercício de modelagem, é uma simplificação da realidade e não capta as complexidades do compulsório brasileiro. No exercício de simulação apresentado adiante, contudo, serão considerados dois casos extremos, representados por compulsório nulo e compulsório de 45% sem remuneração<sup>8</sup>.

<sup>7</sup>Como estamos utilizando letras maiúsculas para denotar taxas, a proporção sobre o rendimento será:  $(1 + r_{RR_t}) = (1 + \kappa_{RR} r_t$  ou  $R_{RR_t}) = (1 + \kappa_{RR}(R_t - 1))$ .

<sup>8</sup>Conforme apontado por um avaliador anônimo, a imposição de remuneração cheia aos depósitos bancários e remuneração nula ao recolhimento compulsório é um caso extremo, que deve

## 2.9 Equilíbrio

O equilíbrio dessa economia é caracterizado por sequências para as variáveis que representam, simultaneamente, soluções para os problemas das famílias, firmas produtoras de bens intermediários, firmas produtoras de bens finais, firmas produtoras de capital e banqueiros. Além disso, a restrição agregada de recursos (52), a equação de evolução do capital (53), a regra para a política monetária (50) e a relação de Fisher (51) devem todas ser respeitadas.

O equilíbrio no mercado de trabalho é derivado igualando a oferta de trabalho das famílias (23) com a demanda de trabalho das firmas produtoras de bens intermediários (31):

$$P_{mt}(1 - \alpha) \frac{Y_{mt}}{L_t} = \frac{\chi L_t^\varphi}{UMgC_t} \quad (70)$$

No mercado de captação de recursos pelos bancos, os depósitos realizados pelas famílias devem igualar os depósitos recebidos pelos bancos. Essa variável,  $D_t$ , pode ser eliminada do modelo, pois é obtida a partir dos ativos e do capital próprio dos bancos, dada a identidade do balanço dos bancos expressa por (1).

Como a taxa de remuneração dos depósitos,  $R_t$ , é definida conforme (24), no modelo sem compulsório podemos utilizar essa remuneração e simplificar (8) para:

$$\eta_t = E_t \{ (1 - \theta) + \theta \beta \Lambda_{t,t+1} z_{t,t+1} \eta_{t,t+1} \} \quad (71)$$

O equilíbrio no mercado de aplicação de recursos pelos bancos implica que os empréstimos realizados pelos bancos,  $S_t$ , devem igualar os recursos captados pelas firmas produtoras de bens intermediários para financiar seu capital no período seguinte, conforme explicitado por (27).

A relação entre as firmas produtoras de bens intermediários e as firmas produtoras de bens finais é dada por:

$$Y_{mt} = D_t Y_t \quad (72)$$

Para fechar o modelo, seguindo Gertler & Karadi (2011), utilizaremos a seguinte expressão para a dispersão dos preços na economia:

$$D_t = \gamma D_{t-1} \left( \frac{\pi_t}{\pi_{t-1}^{\gamma_p}} \right)^\varepsilon + (1 - \gamma) \left( \frac{1 - \gamma \left( \frac{\pi_t}{\pi_{t-1}^{\gamma_p}} \right)^{\gamma-1}}{1 - \gamma} \right)^{\frac{-\varepsilon}{1-\gamma}} \quad (73)$$

Além do choque estocástico exógeno nos juros, presente na regra de política monetária, o modelo também possui choques na qualidade de capital e

---

superestimar a magnitude do impacto desse instrumento de política. A alíquota efetiva do compulsório e sua remuneração média também foram usadas nas simulações, mas geraram diferenças marginais em relação ao caso sem compulsório. Mesmo diante de uma alíquota máxima e sem remuneração, o recolhimento compulsório não deve substituir a taxa de juros como instrumento de política monetária. Esse resultado, que é um dos principais do estudo, independe da consideração de um caso intermediário para a alíquota e remuneração do compulsório. As simulações incluindo esse caso intermediário estão disponíveis com os autores mediante solicitação.

na produtividade dos fatores de produção. Tais choques são modelados como processos AR(1) estacionários:

$$\xi_t = \rho_\xi \xi_{t-1} + \epsilon_{\xi t} \quad (74)$$

$$A_t = \rho_A A_{t-1} + \epsilon_{A t} \quad (75)$$

onde  $\rho_\xi \in (0, 1)$ ,  $\rho_A \in (0, 1)$ ,  $\epsilon_\xi \approx iid(0, \sigma_\xi^2)$  e  $\epsilon_A \approx iid(0, \sigma_A^2)$ .

A inclusão do choque de confiança dos depositantes no modelo base implica na substituição da equação (12) pela (56) e inclusão da equação (54). Além disso, as alterações realizadas sobre o modelo base para considerar os recolhimentos compulsórios resultam nas substituições de (7) por (64), (71) por (65), (15) por (67) e nas inclusões de (62), (68) e (69).

### 3 Resultados

#### 3.1 Calibração

Os valores calibrados para os parâmetros foram buscados, sempre que possível, na literatura nacional sobre intermediação financeira. Dessa forma, foram utilizados alguns parâmetros estimados (*posterior mean*) por Castro et al. (2011)<sup>9</sup>. Esse foi o caso, por exemplo, dos parâmetros da regra de Taylor, probabilidade de Calvo de não reajustar preços, grau de indexação passiva da economia, hábito de consumo e custo de ajustamento do nível de investimento. Para os parâmetros ausentes na literatura nacional, adotamos os valores calibrados por Gertler & Karadi (2011). A Tabela 1 reporta os valores utilizados e as respectivas fontes.

Os parâmetros relativos à intermediação financeira foram calculados a partir de algumas informações do sistema financeiro nacional. A probabilidade de sobrevivência dos bancos ( $\theta$ ) foi definida de forma a se obter uma vida média dos bancos de 10 anos (ou 40 trimestres). Já os outros dois parâmetros, a proporção de ativos desviáveis pelo banqueiro ( $\lambda$ ) e a proporção de recursos transferidos aos novos banqueiros ( $\omega$ ), foram calibrados com vistas a atingir o maior *spread* possível, ao mesmo tempo em que resultasse em um índice de alavancagem ( $\phi$ ) do sistema financeiro de 5,7143 em equilíbrio. Tal valor equivale a uma proporção de capital próprio sobre empréstimos ( $1/\phi$ ) para o sistema financeiro de 17,5%, condizente com o valor médio observado no mercado brasileiro nos últimos 10 anos<sup>10</sup>. Com os valores utilizados, o *spread* obtido em equilíbrio de estado estacionário foi de aproximadamente 4% ao ano em termos reais.

<sup>9</sup>Outros trabalhos que estimam modelos DSGE para a economia brasileira incluem: Silveira (2006, 2008), Valli & Carvalho (2010), Carvalho & Valli (2011), Vasconcelos & Divino (2012), Divino & Silva Junior (2013) dentre outros.

<sup>10</sup>A relação entre capital próprio e empréstimos realizados pelas instituições financeiras, ano a ano, pode ser encontrada na apresentação feita pelo Sr. Presidente do Banco Central do Brasil à Comissão de Assuntos Econômicos do Senado Federal em 05 de julho de 2011, época em que a primeira versão do presente artigo foi escrita. Essa apresentação está disponível no endereço eletrônico <http://www.bcb.gov.br/pt-br/Paginas/apresentacao-do-presidente-alexandre-tombini-na-comissao-de-assuntos-economicos-do-senado-federal-20110705102200.aspx>

**Tabela 1:** Parâmetros calibrados

Param.	Valor	Descrição	Fonte
<b>Intermediários Financeiros</b>			
$\lambda$	0,2800	proporção dos ativos desviáveis pelo banco	calculado pelos autores
$\theta$	0,9750	probabilidade de sobrevivência dos bancos	calculado pelos autores
$\omega$	0,0009	proporção da transferência aos novos bancos	calculado pelos autores
<b>Famílias</b>			
$\beta$	0,9890	taxa de desconto da impaciência ao consumo	Castro et al. (2011)
$h$	0,7400	parâmetro do hábito de consumo	Castro et al. (2011)
$\varphi$	0,2760	inversa da elasticidade de Frisch da oferta de trabalho	Cavalcanti & Vereda (2011)
$\chi$	3,4090	peso relativo do trabalho na função utilidade	Gertler & Karadi (2011)
<b>Firmas produtoras de bens intermediários</b>			
$\alpha$	0,3300	participação do capital na tecnologia	Carvalho & Valli (2011)
$\delta_a$	0,0204	depreciação com taxa de utilização do capital = 0	Cavalcanti & Vereda (2011)
$\delta_b$	0,0376	inclinação da depreciação em relação à utilização	Cavalcanti & Vereda (2011)
$\zeta$	7,2000	parâmetro da taxa de utilização do capital	Gertler & Karadi (2011)
<b>Firmas produtoras de capital</b>			
$\eta_i$	3,4200	parâmetro do custo de ajustamento do investimento	Castro et al. (2011)
<b>Firmas produtoras de bens finais</b>			
$\varepsilon$	4,1667	elasticidade de substituição entre os bens finais	Cavalcanti & Vereda (2011)
$\gamma$	0,7400	probabilidade de não reajustar preços (Calvo)	Castro et al. (2011)
$\gamma_p$	0,3300	grau de indexação passiva da economia	Castro et al. (2011)
<b>Autoridade Monetária</b>			
$k_\pi$	2,4300	peso da inflação na regra de política monetária	Castro et al. (2011)
$k_y$	0,1600	peso do hiato do produto na política monetária	Castro et al. (2011)
$\rho_i$	0,7900	persistência da suavização da taxa de juros	Castro et al. (2011)

Fonte: elaborado pelos autores.

### 3.2 Funções Impulso-Resposta

As dinâmicas das principais variáveis macroeconômicas, representadas em períodos trimestrais nas figuras a seguir, são analisadas quando a economia é atingida por choques exógenos oriundos na política monetária, qualidade do capital e confiança do depositante<sup>11</sup>. Serão considerados os cenários em que não há requerimento de recolhimentos compulsórios pela Autoridade Monetária e com compulsório fixo em determinado nível. Para tanto, é preciso definir o nível do compulsório,  $\bar{\tau}$ , e o percentual de  $R$  que será pago como remuneração dos recolhimentos compulsórios,  $\kappa_{RR}$ .

O Brasil possui vários tipos de compulsórios, com bases de incidência diferentes e diversas taxas de remuneração. No entanto, o modelo possui apenas uma base de incidência e uma taxa de remuneração. Dessa forma, optamos por calibrar os parâmetros para aproximar o modelo do caso extremo existente no Brasil, que corresponde a um compulsório de 45% sobre os depósitos à vista e sem remuneração. Outros valores foram testados, resultando em efeitos crescentes em  $\tau'$  e decrescentes em  $\kappa_{RR}$ <sup>12</sup>. A inflação e as taxas de juros  $i$ ,  $R$ ,  $R_\tau$ ,  $R_k$ , bem como o *spread*, são exibidas em variações percentuais anualizadas em relação aos valores de equilíbrio. O *spread* consiste da diferença entre a taxa de aplicação dos bancos,  $R_k$ , e a taxa de captação ajustada pela presença dos compulsórios,  $R_\tau$ .

#### Choque de Política Monetária

Considere, inicialmente, um choque adverso de política monetária correspondente a um aumento de 0,25% na taxa de juros. A Figura 1 apresenta funções impulso-resposta a esse choque exógeno, onde podemos observar alguns efeitos tradicionais de desse tipo de choque. O aumento não antecipado da taxa de juros leva a uma queda no consumo, produto  $e$ , conseqüentemente, na inflação. Além disso, há uma queda no investimento  $e$ , de forma defasada, no estoque de capital da economia. Já as taxas de utilização e de depreciação caem de forma imediata.

O aumento na taxa básica de juros causa um aumento em  $R$ . Por sua vez, a queda no nível de investimento causa uma queda no preço do capital,  $Q$ . O retorno do capital investido,  $R_k$ , sobe. No entanto, como o  $R_k$  sobe mais do que o  $R$ , o *spread* também aumenta.

Com relação às variáveis da intermediação financeira, podemos observar que, com o aumento dos juros, o valor total do crédito cai, sendo essa queda devida mais à redução do preço dos ativos,  $Q$ , do que à diminuição do volume de capital, já que esse cai de forma defasada. Em conseqüência, o valor do capital próprio dos bancos também reduz na proporção dada pela alavancagem. Pela identidade do balanço dos bancos, essa queda maior do capital em relação aos ativos tem que ser compensada no lado dos depósitos, pelo seu aumento ou por uma redução menor do que a queda dos ativos.

Como resultado das alterações no balanço, os bancos ficam sobrealavancados precisando, portanto, diminuir a alavancagem e recompor seu capital.

<sup>11</sup> Para a realização das simulações, foi utilizado o *software* Dynare, versão 4.2.1, para o MatLab versão R2010a.

<sup>12</sup> Se considerarmos o agregado de todos os tipos de recolhimentos compulsórios existentes no Brasil, teríamos uma alíquota  $\bar{\tau}$  próxima a 28%, com uma remuneração  $\kappa_{RR}$  próxima a 82% da SELIC. Tais valores não alteram os resultados de forma qualitativa, apesar de quantitativamente implicarem em FIRs mais próximas ao modelo base.

Na medida em que vão fazendo isso, as taxas de juros ( $i$ ) e o retorno do capital ( $R_k$ ) também caem, com os depósitos retornando aos valores de estado estacionário.

Observando-se, agora, a linha pontilhada da Figura 1, tem-se os efeitos do mesmo choque sobre uma economia com compulsório de 45% e sem remuneração. A presença do compulsório amplifica os efeitos do choque, levando a uma maior queda do produto, consumo, capital e trabalho.

Tal efeito advém do fato de que, por 62, um aumento em  $R$  implica em uma elevação em  $R_\tau$ , o qual será tanto maior quanto maior for o compulsório e menor for sua remuneração. Dessa forma, o mesmo aumento na taxa básica de juro causa um aumento maior na taxa  $R_\tau$  na presença de compulsório.

Esse maior aumento em  $R_\tau$  resulta em um efeito mais amplo sobre os bancos, elevando ainda mais os incentivos para que reduzam o crédito e aumentem o capital próprio. Os bancos estarão mais sobrealavancados, precisando diminuir sua alavancagem. Essa redução mais acentuada do crédito leva a uma maior queda nas variáveis econômicas reais, como capital, produto, consumo e trabalho. Portanto, a presença de compulsório atua no sentido de amplificar os efeitos do choque de política monetária sobre o lado real da economia.

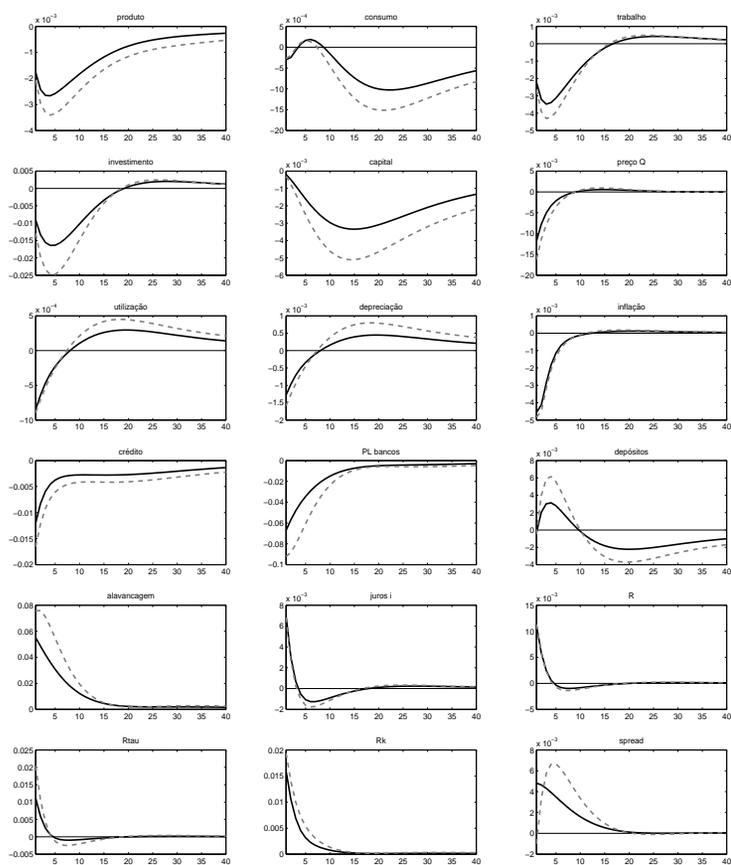
#### Choque na Qualidade do Capital

O choque na qualidade do capital, conforme proposto por Gertler & Karadi (2011), é representado por uma desvalorização exógena de 5% do capital da economia, com uma persistência de 0,66. Tal choque foi proposto pelos autores por implicar em uma dinâmica para a queda do produto semelhante à ocorrida no mercado norte-americano durante a crise financeira de 2008.

A Figura 2 apresenta as funções impulso-respostas a esse choque. A dinâmica se assemelha à de uma economia com capital inicial abaixo do seu valor de estado estacionário. Nesse caso, as taxas de utilização do capital e de depreciação sobem. Devido à queda do capital, as variáveis produto, trabalho, consumo e investimento também caem. A inflação diminui e a taxa básica de juros é reduzida seguindo a regra de Taylor, em um esforço para que a economia retome o nível de atividade. A queda na taxa básica de juros mais do que proporcionalmente à inflação acarreta uma redução na taxa real  $R$ .

Por sua vez, a redução do investimento abaixo do seu nível de estado estacionário,  $I_{ss}$  em (39), provoca uma diminuição no preço dos ativos,  $Q$ . Como as firmas estão investindo menos, o preço  $Q$  deve cair para equilibrar o mercado. A fricção financeira, por sua vez, faz com que a queda de  $Q$  impacte o balanço dos bancos devido à sua alavancagem, amplificando os efeitos sobre a economia, pois menos crédito para capital retrai ainda mais o investimento. Além disso, o retorno do capital investido,  $R_k$ , sobe. Com  $R_k$  subindo e  $R$  caindo, o *spread* aumenta consideravelmente.

No lado financeiro, o nível do crédito cai em função tanto da queda no preço do capital,  $Q$ , quanto da redução do volume de capital. O capital próprio dos bancos cai ainda mais, na proporção de sua alavancagem. Para fechar o balanço, é necessário que os depósitos compensem esses efeitos, subindo ou caindo menos que os ativos. Há uma redução dos depósitos, porém em um percentual bem abaixo da queda dos ativos. Os bancos ficam sobre alavancados, precisando recompor seu capital.

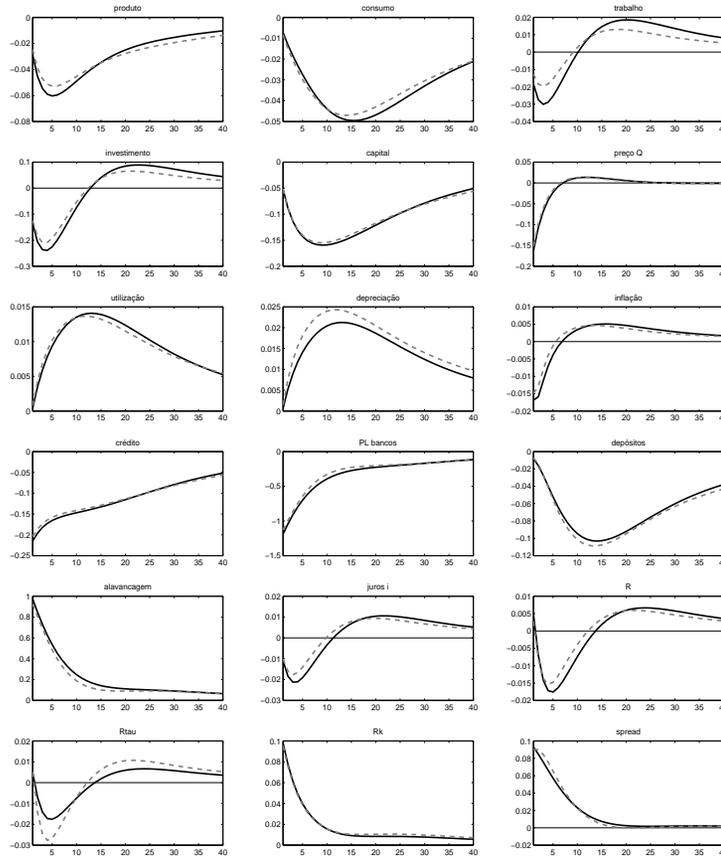


— economia sem compulsório  
 - - - economia com compulsório de 45% e sem remuneração

**Figura 1:** Funções impulso-resposta a um choque de política monetária

Essa dinâmica é semelhante à do choque de política monetária descrito anteriormente, porém com efeitos amplificados, afetando mais fortemente o balanço dos bancos. A reação dos mesmos é mais intensa em termos de recuo do crédito com vistas à desalavancagem e recomposição do capital próprio. O movimento bem mais intenso de aumento do *spread* indica que a economia está sujeita a um choque com efeitos pronunciados na intermediação financeira.

Ainda na Figura 2, a linha pontilhada ilustra os efeitos desse choque de qualidade do capital aplicado a uma economia com compulsório de 45% e sem remuneração. Nesse caso, o compulsório irá atuar no sentido de atenuar os efeitos do choque sobre o produto, consumo, trabalho e investimento. Isso ocorre porque a queda do capital provocada pelo choque irá diminuir tanto o produto quanto a inflação. Em reação a essas quedas, a regra de política monetária diminui os juros, o que conduz a uma redução na taxa real  $R$ . Na pre-



— economia sem compulsório  
 - - - economia com compulsório de 45% e sem remuneração

**Figura 2:** Funções impulso-resposta a um choque de qualidade do capital

sença de compulsório, essa diminuição em  $R$  resultará em uma queda ainda maior em  $R_\tau$ .

Para o sistema financeiro, a redução em  $R_\tau$  gera incentivos aos bancos oferecerem mais crédito em proporção a seu capital próprio e uma menor sobrealavancagem comparativamente ao caso sem compulsório. Essa menor diminuição do crédito ajuda a economia a recuperar o capital perdido mais rapidamente, amenizando os efeitos negativos do choque sobre o capital e permitindo a recuperação da atividade econômica.

#### Choque de Confiança do Depositante

Gertler & Karadi (2011) consideram que o estopim da crise financeira americana foi a desvalorização dos ativos simulada pelo choque de qualidade do capital, que foi analisado na seção anterior. Tal choque ilustrou como o lado real da economia pode ser afetado pela presença de fricções porventura existen-

tes na intermediação financeira. No entanto, no caso brasileiro não tivemos, de início, uma forte desvalorização de ativos. Em um primeiro momento, o que afetou o país mais diretamente foi uma queda da confiança no setor de intermediação financeira resultante da quebra do banco americano Lehman Brothers.

O choque de confiança proposto visa mostrar como um distúrbio oriundo eminentemente no segmento de intermediação financeira também pode ter efeitos significativos sobre variáveis reais da economia. Há uma alteração da confiança que o depositante tem no sistema financeiro. Isso pode ocorrer, por exemplo, em função de notícias que levem o depositante a acreditar que o risco de manter sua poupança nos intermediários financeiros aumentou, ocasionando uma retirada de depósitos dessas instituições. Tal movimento terá consequências sobre o comportamento dos bancos, afetando o crédito e a economia como um todo.

Eventualmente, a percepção de risco considerada pelo depositante pode ir gradualmente retornando a seus patamares anteriores. Isso ocorre quando a alteração inicial tenha sido motivada por boatos que, posteriormente, mostraram-se infundados.

O parâmetro que mede essa percepção de risco ( $\bar{\lambda}$ ) foi, inicialmente, calibrado em um patamar onde o depositante coloca dinheiro no intermediário financeiro até um limite em que o valor do banco para o banqueiro seja maior ou igual a 28% dos ativos do banco. O choque de confiança eleva esse patamar para 40%, que depois retorna ao nível inicial com uma persistência de 0,90. Tais valores foram assim calibrados de forma a resultar, na economia sem recolhimento compulsório, em uma queda do produto semelhante à do choque de qualidade do capital.

A Figura 3, que ilustra esse choque, revela que a dinâmica das principais variáveis é bastante semelhante ao choque de qualidade do capital. No entanto, no choque de qualidade, o nível de capital da economia já parte de um patamar inferior, indicando que sua queda é maior e sua recuperação mais lenta.

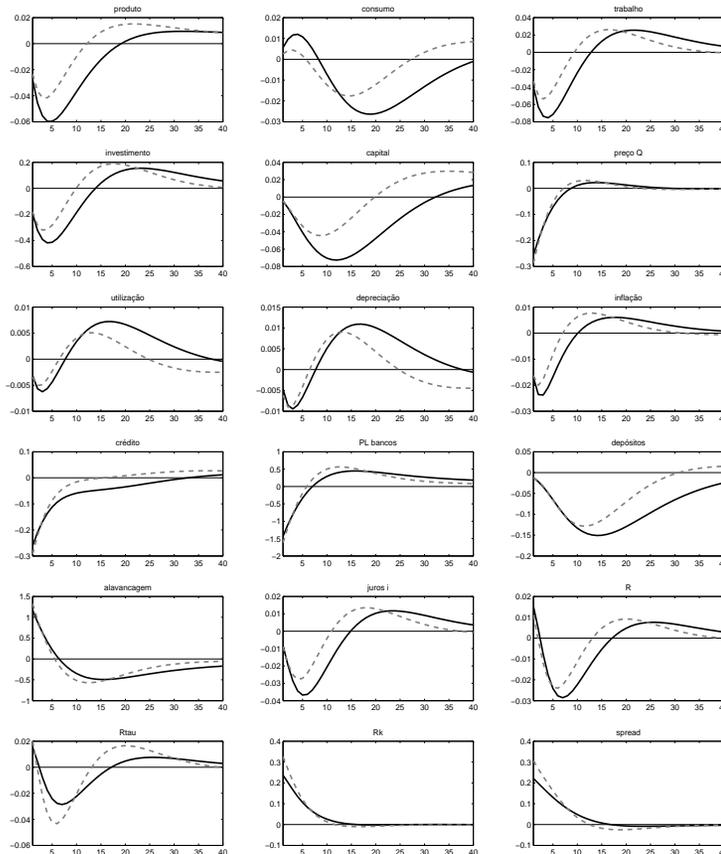
No choque de confiança, as recuperações do capital e do produto acontecem de forma mais rápida. À medida que o choque vai se dissipando e as famílias voltam a aumentar seus depósitos nos bancos, há um efeito de *overshooting*. A economia passa do seu nível de equilíbrio, gerando produto acima do potencial e inflação. O aumento na taxa de juros básica, conforme definido pela regra de Taylor, provoca o retorno ao equilíbrio.

Similarmente ao choque no capital, há um aumento bastante pronunciado nos spreads do sistema financeiro. Esse indicador pode ser usado para avaliar se o choque em questão tem um alto grau de impacto sobre a intermediação financeira. Esses choques com alto impacto na intermediação financeira serão genericamente denominados “choques financeiros”.

Comparando-se o choque de política monetária com esses choques financeiros, observa-se que a presença de compulsório amplifica os efeitos do canal de crédito na transmissão da política monetária. Assim, quando os juros estão subindo, o compulsório causa um aperto ainda maior das condições de crédito. Já quando os juros estão caindo, conforme ocorre no impacto inicial dos choques financeiros, o compulsório conduz a uma redução menor nas condições de crédito.

Surge, então, a seguinte questão: qual é o efeito sobre a economia se, simultaneamente ao movimento dos juros dado pela regra de Taylor, fosse também

implementada uma política macroprudencial de alteração da alíquota de compulsório, com o objetivo de estabilizar as condições de crédito? As próximas seções oferecem possíveis respostas a esse questionamento.



— economia sem compulsório  
 - - - economia com compulsório de 45% e sem remuneração

**Figura 3:** Funções impulso-resposta a um choque de confiança do depositante

### 3.3 Regras Alternativas para o Compulsório

A regra de ajuste para o nível de compulsório, conforme definido pela equação (68), baseou-se no desvio do nível de crédito do seu valor de equilíbrio. Essa regra possui um parâmetro  $\kappa_\tau$  que mede o peso que a Autoridade Monetária atribui a esse desvio no ajuste do compulsório. A regra foi aplicada a cada um dos choques anteriores, com valores para o parâmetro  $\kappa_\tau$  iguais a 0,5, 1,0 e 1,5. A Figura 4 apresenta as funções impulso-resposta para produto e inflação, que são as variáveis centrais para a política monetária, além de crédito, taxa de

juros e recolhimento compulsório. A Tabela 2 reporta as volatilidades dessas mesmas variáveis.

Para os choques financeiros, onde apenas a introdução do compulsório fixo já havia diminuído a oscilação do produto, observa-se que a regra para o compulsório atenua ainda mais essa oscilação à medida que  $\kappa_\tau$  cresce. Isso ocorre porque a redução dos juros busca incentivar a economia e o compulsório atua para que o efeito de recuperação do crédito seja amplificado. Com a adoção da regra que altera o nível de compulsório, o crédito é incentivado quando está abaixo do estado estacionário.

No entanto, para o choque de qualidade do capital, essa redução da oscilação do produto terá um custo em termos de maior variação da inflação. Nesse caso, a economia se recupera mais rapidamente, causando inflação no médio prazo.

Já para o choque de política monetária, onde a introdução do compulsório tinha efeito de amplificar a queda do produto por causa do efeito do aumento da taxa de juros sobre o crédito, a regra para a política do nível de compulsório pode levar a oscilações menores do que no caso em que não há compulsório. Isto ocorre porque o efeito do aumento dos juros restringe ainda mais o crédito, o que é parcialmente compensado pela diminuição do nível do compulsório quando a regra é utilizada. Ela faz com que os dois instrumentos de política monetária atuem de modo complementar na estabilização da economia.

A determinação do parâmetro  $\kappa_\tau$  ótimo para a regra do compulsório, tendo como objetivo a diminuição da volatilidade do produto e da inflação, depende do choque a que a economia esteja sendo submetida, bem como do peso que se atribui à estabilização do produto em detrimento da inflação. Dentre os casos aqui considerados, a regra de compulsório que utiliza  $\kappa_\tau = 1,5$  gerou as menores volatilidades para produto, inflação e crédito. Esse resultado, porém, não foi observado para a taxa de juros nominal. A volatilidade do recolhimento compulsório,  $\tau_\tau$ , aumenta na medida em que  $\kappa_\tau$  é elevado na regra (68). Nesse caso, a política de compulsório se torna mais agressiva no combate de desvios do crédito, ampliando a volatilidade do recolhimento.

### 3.4 Efeito do Compulsório sobre a Inflação

Observando-se as funções impulso-resposta, percebe-se que a inclusão do compulsório causa, em um primeiro momento, uma queda da demanda agregada e, conseqüentemente, uma redução da inflação. Porém, em um segundo momento, a regra de Taylor reage a essa queda da inflação reduzindo os juros, buscando uma retomada da demanda.

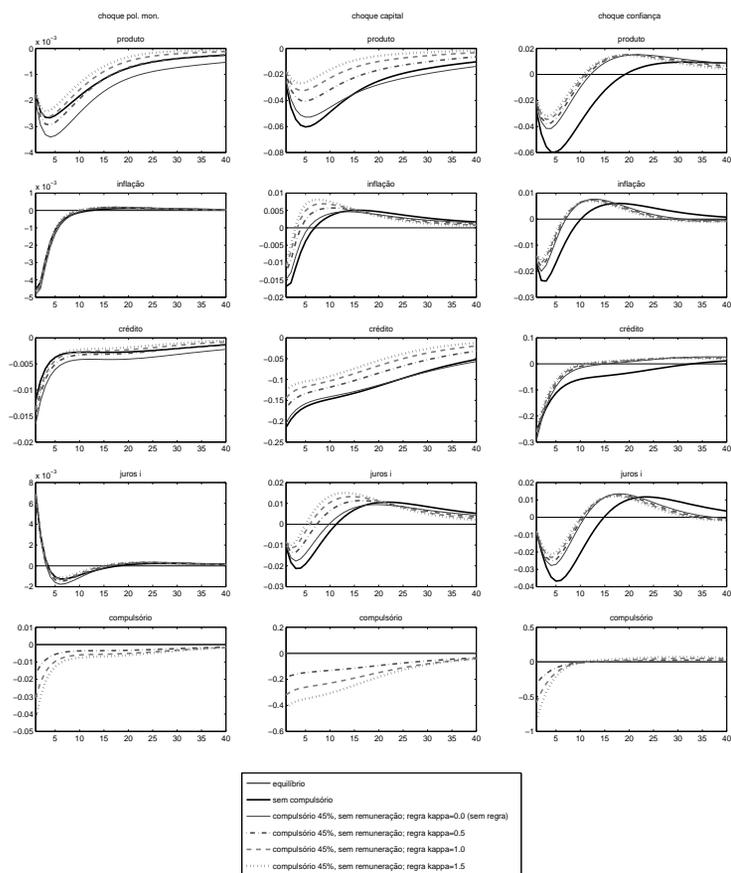
A partir dessa evidência, deve-se investigar se o compulsório é um instrumento adequado para combater a inflação. Para tanto, pode-se comparar os efeitos de choques de política monetária e no nível de compulsório. Para o choque de política monetária, o nível de compulsório é mantido constante. Já para o choque de compulsório, é permitido que a taxa de juros seja alterada de acordo com a regra de Taylor adotada pela política monetária.

A Figura 5 apresenta as funções impulso-resposta a esses dois choques. O choque de política monetária seguiu a especificação anterior e foi dado por um aumento exógeno de 25 pontos base na taxa de juros, com persistência de 0,79. Já o choque de compulsório foi calibrado para se obter uma redução da inflação aproximadamente igual àquela provocada pelo choque de polí-

**Tabela 2:** Volatilidades sob diferentes regras de compulsório

Modelo	DP	Choque		
		Pol. monetária	Qual. capital	Conf. dep.
Sem compulsório	Y	0,0078	0,1976	0,1643
	$\pi$	0,0069	0,0330	0,0516
	crédito	0,0207	0,7151	0,4603
	juros i	0,0080	0,0632	0,0981
	$\tau$	0	0	0
45% de compulsório; sem remuneração	Y	0,0105	0,1910	0,1138
	$\pi$	0,0076	0,0277	0,0411
	crédito	0,0309	0,7007	0,4428
	juros i	0,0083	0,0525	0,0733
	$\tau$	0	0	0
45% de compulsório; sem remuneração; $k_\tau = 0,5$	Y	0,0084	0,1310	0,1021
	$\pi$	0,0073	0,0257	0,0379
	crédito	0,0251	0,5457	0,4080
	juros i	0,0080	0,0495	0,0671
	$\tau$	0,0279	0,6064	0,4534
45% de compulsório; sem remuneração; $k_\tau = 1,0$	Y	0,0071	0,0962	0,0935
	$\pi$	0,0071	0,0260	0,0352
	crédito	0,0218	0,4545	0,3818
	juros i	0,0079	0,0510	0,0622
	$\tau$	0,0483	1,0101	0,8484
45% de compulsório; sem remuneração; $k_\tau = 1,5$	Y	0,0063	0,0733	0,0866
	$\pi$	0,0069	0,0271	0,0330
	crédito	0,0195	0,3930	0,3606
	juros i	0,0078	0,0538	0,0581
	$\tau$	0,0649	1,3101	1,2019

Nota: DP = desvio padrão. A variância corresponde ao 2º momento das séries simuladas a partir da ocorrência de cada choque individualmente.



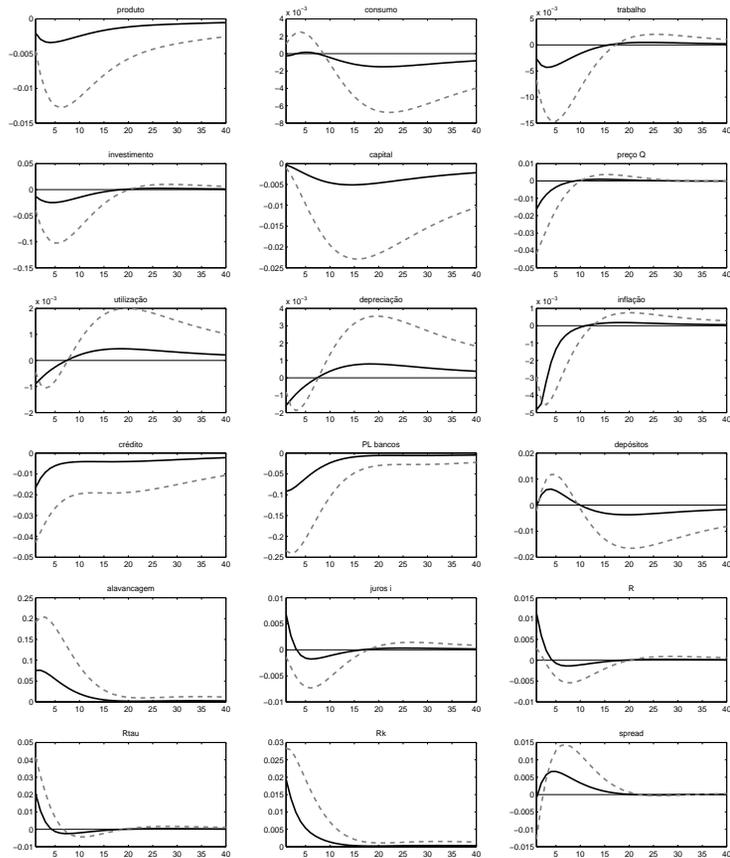
**Figura 4:** Funções impulso-resposta para diferentes regras de compulsório

tica monetária (queda de 0,5%), o que resultou em um aumento no nível de compulsório de 45 para 70%, sem remuneração. A persistência do choque de compulsório foi calibrada em 0,79, da mesma forma que o choque de política monetária.

O principal ponto a ser observado na Figura 5 é que o combate à inflação, utilizando o compulsório como instrumento, causa uma queda no produto bem mais acentuada do que utilizando a taxa de juros como instrumento de política. Além disso, a convergência ao estado estacionário é mais lenta quando se utiliza o compulsório. Em nossa calibragem, a queda do produto é aproximadamente quatro vezes maior. Isso ocorre porque o aumento no nível do compulsório reduz o crédito, capital, investimento e o produto da economia. Afeta adversamente, dessa forma, tanto o lado da oferta quanto da demanda da economia. Mesmo com a taxa de juros sendo ajustada pela regra de Taylor para amenizar esses efeitos recessivos, há uma queda substancial do produto. Tal evidência indica que o instrumento mais indicado ao combate à

inflação continua sendo a taxa de juros.

Esse resultado não invalida, contudo, o uso do compulsório como instrumento auxiliar à taxa de juros, mas com objetivos distintos. A taxa de juros deve ser utilizada para estabilizar a inflação, enquanto o compulsório deve ser usado para estabilizar as condições de crédito da economia. Dessa forma, é possível minimizar a volatilidade das variáveis econômicas diante de distintos choques exógenos.



— choque de política monetária com o compulsório constante em 45%  
 - - - choque no compulsório de 45 para 70%

**Figura 5:** Funções impulso-resposta a distintos choques

#### 4 Conclusão

Este artigo teve como objetivo avaliar como a exigência de recolhimentos compulsórios e a ocorrência de choques financeiros podem afetar a dinâmica do ciclo econômico em um modelo DSGE com fricções financeiras. O modelo pro-

posto por Gertler & Karadi (2011), que incorpora fricções financeiras e aspectos não convencionais de política monetária, foi modificado para incorporar esses novos elementos. As modificações buscaram refletir algumas medidas adotadas pelo Banco Central do Brasil para amenizar os impactos internos da crise financeira internacional de 2007. Foram analisados os casos de compulsório fixo e variável, seguindo uma regra baseada em desvios do crédito em relação ao estado estacionário. O choque de confiança dos depositantes visou captar os efeitos de perturbações oriundas no setor financeiro sobre o lado real da economia. O modelo modificado foi calibrado para avaliar a influência desses elementos adicionais sobre o ciclo econômico brasileiro.

Os resultados revelaram que a intermediação financeira representa um importante canal de propagação de choques financeiros, como a desvalorização do capital da economia ou uma corrida bancária motivada por desconfianças dos depositantes no sistema bancário. Nesse cenário, há um aumento considerável no *spread* entre as taxas de captação e de aplicação dos recursos financeiros, levando à redução do crédito e a efeitos recessivos sobre o setor real da economia.

Caso o compulsório seja remunerado a uma taxa inferior ao retorno dos depósitos, um aumento na alíquota do compulsório diminui o *spread* efetivo obtido pelos bancos, incentivando-os a reduzir seu volume de crédito em relação a seu capital próprio, diminuindo a alavancagem. Isso sugere que a Autoridade Monetária deve usar o compulsório como ferramenta de política macroprudencial.

A presença de compulsório influencia a propagação dos diversos choques na economia. Em particular, amplia a propagação do choque de política monetária por meio do canal do crédito. Na ocorrência de um aumento dos juros, o compulsório conduz a uma retração ainda maior no crédito. Inversamente, diante de uma redução dos juros, promove uma contração menor do crédito. Esse efeito sobre o crédito afeta variáveis reais da economia.

A adoção de uma regra de política monetária que ajuste o nível do compulsório com base no volume de crédito da economia pode contribuir para reduzir a contração do crédito quando os juros estão subindo. Por um lado, o efeito da contração é ampliado pela existência do compulsório. Por outro, o compulsório é afetado pela aplicação da regra, liberando capital para a economia e ampliando o crédito. Dessa forma, a regra para o compulsório pode atuar complementarmente à política de juros para estabilizar a economia.

Contudo, vale ressaltar que, apesar de complementar, o compulsório não substitui a taxa de juros como instrumento mais adequado para estabilizar a inflação. O uso do compulsório para essa finalidade gera custos sociais mais elevados em termos de redução do produto. Além disso, a presença de compulsório também implica em efeitos negativos sobre o equilíbrio da economia. Como promove uma retirada de capital, acaba por afetar negativamente os níveis de produto, investimento, trabalho e consumo no estado estacionário. Esse custo social deve ser considerado quando da definição do nível de liquidez a ser mantido na economia por meio de recolhimento compulsório.

Como continuidade deste estudo, sugere-se investir na estimação dos parâmetros do modelo usando técnicas bayesianas aplicadas à modelagem DSGE<sup>13</sup>. Além disso, o modelo pode ser expandido para incorporar outras particulari-

---

<sup>13</sup>Essa tentativa foi recentemente realizada por Areosa & Coelho (2013), usando uma versão simplificada do modelo aqui apresentado.

dades da intermediação financeira, como heterogeneidade dos bancos, existência de um mercado de empréstimos interbancário e risco de crédito nos empréstimos bancários, admitindo a ocorrência de default dos tomadores e exigência de colateral pelos bancos.

### **Agradecimentos**

Os autores agradecem aos participantes no XXXIII Encontro Brasileiro de Econometria e XII Workshop de Economia da FEA-USP-RP e em seminários realizados no Banco Central do Brasil, Universidade Católica de Brasília e Universidade de Brasília pelos comentários e sugestões. Os erros remanescentes são de responsabilidade exclusiva dos autores. José A. Divino agradece ao CNPq pelo apoio financeiro. As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente dos autores e não refletem, necessariamente, a visão do Banco Central do Brasil.

### **Referências Bibliográficas**

- Areosa, W. & Coelho, C. (2013), Utilizando um modelo dsge para avaliar os efeitos macroeconômicos dos recolhimentos compulsórios no Brasil, Working Paper Series 303, Banco Central do Brasil, Brasília.
- Blanchard, O., Dell’ariccia, G. & Mauro, P. (2010), Rethinking macroeconomic policy, Staff position note, IMF.
- Carvalho, F. & Azevedo, C. (2008), ‘The Incidence of Reserve Requirements in Brazil: do Bank Stockholders Share the Burden?’, *Journal of Applied Economics* (1), 61–90.
- Carvalho, F., Castro, M. & Costa, S. (2013), Traditional and matter-of-fact financial frictions in a dsge model for Brazil: the role of macroprudential instruments and monetary policy, Working Paper Series 336, Banco Central do Brasil.
- Carvalho, F. & Valli, M. (2011), Fiscal policy in Brazil through the lens of an estimated dsge model, Working Paper Series 240, Banco Central do Brasil, Brasília.
- Castro, M. R., Gouvea, S. N., Minella, A., Santos, R. C. & Souza Sobrinho, N. F. (2011), Samba: Stochastic Analytical Model with a Bayesian Approach, Working Paper Series 239, Banco Central do Brasil, Brasília.
- Cavalcanti, M. A. & Vereda, L. (2011), ‘Propriedades dinâmicas de um modelo dsge com parametrizações alternativas para o Brasil’, Texto para Discussão. n. 1588.
- Christiano, L., Motto, R. & Rostagno, M. (2009), ‘Financial factor in economic fluctuations’, Evanston, Northwestern University.
- Divino, J. A. & Kornelius, A. (2011), Monetary policy and reserve requirements in a dsge model with financial frictions, in ‘Anais do XXXIII Encontro Brasileiro de Econometria da SBE’.
- Divino, J. A. & Silva Junior, R. L. S. (2013), ‘Prêmio de risco e a Política Monetária no Brasil’, *Economia Aplicada* 17(2), 163–192.

- Divino, J. A. & Vasconcelos, B. (2014), Imbalances between supply and demand and the trade-off between inflation and output gap in the Brazilian Economy, in 'Latin American Meeting of the Econometric Society'.
- Dixit, A. & Stiglitz, J. (1977), 'Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity', *American Economic Review* **67**, 297–308.
- Furlani, L. G., Portugal, M. & Laurini, M. (2010), 'Exchange rate movements and monetary policy in Brazil: Econometric and simulation evidence', *Economic Modelling* **27**(1), 284–295.
- Gertler, M. & Karadi, P. (2011), 'A model of unconventional Monetary Policy', *Journal of Monetary Economics* **58**, 17–34.
- Gertler, M. & Kiyotaki, N. (2009), 'Financial intermediation and credit policy in business cycle analysis', NYU e Princeton, Princeton University.
- Goodfriend, M. & McCallum, B. (2007), 'Banking and interest rates in Monetary Policy analysis: A quantitative exploration', *Journal of Monetary Economics* **54**, 1480–1507.
- Jermann, U. e Quadrini, V. (2009), 'Macroeconomic effects of financial shocks', Cambridge, NBER Working Paper, n. 15338.
- Kanczuk, F. (2013), 'Um termômetro para as Macro-Prudenciais', *Revista Brasileira de Economia* **67**(4), 469–484.
- Kornelius, A. (2011), Política Monetária e Compulsório em um Modelo dsge com fricções financeiras, Dissertação de mestrado, Universidade Católica de Brasília.
- Montoro, C. & Moreno, R. (2011), 'The use of reserve requirements as a policy instrument in Latin America', *BIS Quarterly Review* pp. 53–65.
- Montoro, C. & Tovar, C. (2010), Macroprudential tools: Assessing the implications of reserve requirements in a dsge model, Working paper, BIS.
- Silveira, M. A. (2006), A small open economy as a limit case of a two-country new Keynesian dsge model: A Bayesian estimation with Brazilian data, Discussion Paper 1252, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.
- Silveira, M. A. (2008), 'Using a Bayesian Approach to estimate and compare New Keynesian dsge models for the Brazilian economy: the role for endogenous persistence', *Revista Brasileira de Economia* **62**(3), 333–357.
- Valli, M. & Carvalho, F. (2010), Fiscal and monetary policy interaction: a simulation based analysis of a two-country New Keynesian dsge model with Heterogeneous Households, Working Paper Series 204, Banco Central do Brasil, Brasília.
- Vasconcelos, B. & Divino, J. A. (2012), O desempenho recente da política monetária brasileira sob a Ótica da modelagem dsge, Working Paper Series 291, Banco Central do Brasil, Brasília.

## DETECTANDO QUEBRA NA LONGA MEMÓRIA: UM CASO DO DESEMPREGO BRASILEIRO

ROBSON OLIVEIRA LIMA \*  
JAILSON DA CONCEIÇÃO TEIXEIRA DE OLIVEIRA †  
MURILO MASSARU DA SILVA ‡

### Resumo

Este estudo analisou o comportamento dinâmico da taxa de desemprego brasileiro focando no nível de persistência da série. Sendo assim, foram utilizados num primeiro momento modelos de integração fracionária e testes de mudança de persistência da série. Os primeiros resultados exibiram um comportamento não estacionário da série. Contudo, sabendo que o negligenciamento de quebra estrutural pode levar a viés na estimativa do parâmetro fracionário, novas estimativas foram realizadas com os resultados indicando que a taxa de desemprego possui dois diferentes níveis de persistência. No primeiro, a série é não estacionária, enquanto que no segundo, não estacionária, mas com reversão à média.

**Palavras-chave:** Persistência, mercado de trabalho, informalidade.

### Abstract

This study analyzed the dynamic behavior of the Brazilian unemployment rate, focusing on the persistence level of the series. For this purpose, it was adopted first models of fractionary integration, besides persistence change tests for the series. The first results indicated a non-stationary behavior of the series. However, knowing that neglecting a structural break can cause a bias on the parameter estimative, new estimations were made, which results indicated that the unemployment rate presents two different levels of persistence. On the first level, the series is non-stationary, whereas in the second, it is also non-stationary, but it presents a mean reversion feature.

**Keywords:** Persistence, labor market, informality.

**JEL classification:** E24, O17, C10

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea127256>

---

\* Mestre em Economia pela PPGE/UFPB e Professor no IFPB. João Pessoa, Paraíba, Brasil.

† Doutorando em Economia pela PPGE/ UFPB e Professor na Faculdade Mauricio de Nassau / JP. João Pessoa, Paraíba, Brasil.

‡ Mestre em Economia pela PPGE/UFPB e Doutorando em Estatística na University of Georgia. Athens, Georgia, Estados Unidos.

## 1 Introdução

Uma das primeiras explicações para o comportamento dinâmico do desemprego foi sugerido por Friedman (1968), que afirmou na sua teoria de taxa natural de desemprego, que flutuações na demanda agregada, sejam elas em razão de mudanças na condução da política monetária ou por outros fatores, teriam apenas efeitos de curto prazo sobre a primeira.

Em uma visão diametralmente oposta, a hipótese da histerese desenvolvida por Blanchard & Summers (1986) afirma que choques econômicos podem ter efeitos permanentes sobre o desemprego devido à estrutura de barganha salarial existente na economia<sup>1</sup>. Contudo, por ser vista como extrema demais pela literatura, essa abordagem foi substituída por versões mais flexíveis. Para Bean (1994), histerese pode ser entendida atualmente não apenas pela possibilidade de efeitos permanentes de choques econômicos sobre o desemprego, mas principalmente por efeitos persistentes, de modo que a série apresenta uma lenta convergência à média após um choque.

Em termos empíricos, a literatura acumula evidências variadas para o comportamento dinâmico de desemprego, ora apresentando indícios de histerese, ora um comportamento condizentes com a teoria da taxa natural de desemprego<sup>2</sup>. Como consequência, esta metodologia de investigação acabou por criar uma dicotomia teórica em que ambas as abordagens são mutuamente exclusivas, uma vez que os testes tradicionais de raiz unitária impõem que a ordem de integração da série deva ser  $I(0)$  ou  $I(1)$ , estacionária ou não estacionária, e assim, gerando uma forte restrição analítica<sup>3</sup>.

Desse modo, uma representação fracionária da série de desemprego, em que  $I(d) \in R$ , poderia ser utilizada para melhor extrair o comportamento de longo prazo da série, o que fez com que a fracionaridade em séries de desemprego passasse a ser bem mais investigada<sup>4</sup>. Em termos empíricos, a literatura de longa memória sofreu um impulso a partir do desenvolvimento do modelo Autorregressivo Fracionalmente Integrado de Média Móvel (ARFIMA, da sigla em inglês) por Granger & Joyeux (1980) e por Hosking (1981) que permitem a presença de um parâmetro  $d$  que seja fracionalmente diferenciado.

<sup>1</sup>Ball (2009) afirma que a presença de histerese na taxa de desemprego desafia a dicotomia clássica entre a economia real e a monetária mesmo no longo prazo. A principal consequência dessa hipótese é a de que mudanças na taxa de equilíbrio (ou de longo prazo) do desemprego podem ser atribuídas a movimentos de política monetária, uma vez que a demanda agregada altera o comportamento do desemprego corrente, que por sua vez influencia a taxa natural de desemprego a partir do canal da histerese.

<sup>2</sup>Usando do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF 1979), Neudorfer et al. (1990) examinaram a hipótese de histerese para a Áustria. O mesmo foi feito por Jaeger & Parkinson (1994) para o Reino Unido e os Estados Unidos, Canadá e Alemanha. Todos esses trabalhos não foram capazes de rejeitar a hipótese de histerese. Por outro lado, outros trabalhos como Koustas & Veloce (1996), encontram que apesar da série de desemprego canadense sugerir um comportamento com histerese, o mesmo não é observado para a série americana. Gomes & Silva (2009a) fazendo uso de testes convencionais de raiz unitária sugerem que a taxa de desemprego do Brasil e das suas principais regiões metropolitanas apresentam elevada persistência. Assim, os resultados obtidos com essa estratégia empírica eram variados.

<sup>3</sup>Diebold & Rudebush (1991) demonstraram ainda que em uma situação em que o parâmetro  $d$  é não-inteiro — com a série apresentando integração fracionária — os testes de raiz unitárias convencionais — testes ADF e Phillips & Perron (1988) — apresentariam baixo poder. Já Lee & Amsler (1997) mostraram que os testes de raiz unitária tradicionais seriam incapazes de distinguir um comportamento não-estacionário mas com reversão à média ( $I(1)$ ) de um não-estacionário ( $I(d)$ ).

<sup>4</sup>Hassler & Wolters (1994), Lee & Schmidt (1996) mostram inclusive que técnicas de integração fracionária poderiam ser bastante úteis para modelar desemprego.

Contudo, após a popularização do uso de integração fracionária, essa literatura de longa memória pouca atenção mostrou para a possibilidade de que se estivessem confundindo integração fracionaria com mudanças estruturais. Diebold & Inoue (2001) demonstraram que há uma relação íntima entre estes dois fenômenos, e de que o negligenciamento desta última característica poderia gerar um comportamento fracionário espúrio. Da mesma forma, Granger & Hyung (2004) concluíram em sua investigação que a omissão de quebras estruturais tendem a gerar um superestimação do parâmetro  $d$ .

Analisando o comportamento dinâmico das taxas de desemprego do Brasil e de seis de suas regiões metropolitanas, Gomes & Silva (2009b) a partir do uso testes de raiz unitários com e sem a presença de quebra estrutural procuraram analisar a persistência do desemprego a choques confrontando as teorias de histerese e da Taxa de Desemprego Não-Aceleradora de Inflação (NAIRU), sendo esse último entendido como taxa de desemprego compatível com uma taxa de inflação constante. Os resultados apresentados mostraram que a hipótese nula de raiz unitária não pode ser rejeitada para essas regiões, com exceção do Rio de Janeiro.

Contudo, negligenciar o comportamento fracionário da série pode levar esses resultados a importantes vieses, como mostra Figueiredo (2010). Este autor investigou o comportamento dinâmico para as mesmas regiões metropolitanas do Brasil apresentadas em Gomes & Silva (2009b) a partir de modelos de integração fracionária com a possibilidade de quebra estrutural. Os resultados alcançados mostram a presença de uma quebra estrutural importante na taxa de desemprego brasileiro no início dos anos 1990, com uma alteração do parâmetro de integração fracionária. Assim, os resultados indicam a presença de dois níveis de persistência diferentes no desemprego — um apresentando comportamento não estacionário típico da hipótese de histerese e outro, também não estacionário, mas com reversão à média, o que indicaria uma situação de elevada persistência.

Diante disto, é importante se cercar de evidências acerca da presença ou não na série de desemprego brasileira de um comportamento de histerese, e de uma possível alteração no seu grau de persistência, dada as grandes mudanças em termos de instituições do mercado de trabalho e suas fortes relações com a determinação da política monetária. Assim, este estudo tem como objetivo determinar o nível de persistência da série de desemprego brasileira para o período compreendido entre 1980 e 2002, e testar formalmente a possibilidade de quebra estrutural. Além disso, relacionar essa possível mudança com as alterações nas instituições do mercado de trabalho que ocorreram no Brasil a partir da promulgação da nova Constituição Federal.

Dito isto, este estudo é constituído por mais três seções, além desta introdução. Na segunda seção são apresentados os modelos empíricos utilizados para estimar a persistência na série de desemprego brasileira. A seção seguinte é destinada aos resultados. E por último, a parte reservada a conclusão.

## 2 Metodologia Empírica

A literatura sobre persistência do desemprego apresenta uma variedade de métodos, seja em relação aos testes de raiz unitária, seja para a estimação do coeficiente fracionário. No presente trabalho serão empregados quatro

diferentes métodos. O primeiro é o estimador desenvolvido por Geweke & Porter-Hudak (1983), ou GPH, que estima semiparametricamente o grau de integração fracionária da série. A segunda ferramenta utilizada é o teste desenvolvido por Reisen (1994), que considera o estimador GPH não-viciado mas inconsistente para a densidade espectral do processo. Por fim, uma estimação semiparamétrica local exata de Whittle (Shimotsu & Phillips 2006), que também é utilizada posteriormente pelo quarto método empregado, de Hassler & Meller (2009), que propõe um teste para qualquer valor de  $d$ , com determinação endógena do ponto de quebra do coeficiente fracionário.

## 2.1 Testes de Raiz Unitária

Uma série temporal não-estacionária é dita integrada de ordem um, ou  $I(1)$ , se a série da sua primeira diferença,  $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$  é  $I(0)$ . Uma série é  $I(1)$  se esta contém o que é chamado de raiz unitária. Dickey & Fuller (1979) desenvolveram um procedimento para testar se uma variável possui raiz unitária ou, equivalentemente, se a variável segue um passeio aleatório. O modelo verdadeiro pode assumir diferentes formas:

$$\begin{aligned} y_t &= \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \\ &= \mu + \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \\ &= \mu + \beta_t + \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1)$$

onde  $\varepsilon_t \sim iid(0, \phi^2)$ .

Assim, a série depende dos seus valores passados e o teste de raiz unitária deverá testar as hipóteses:  $H_0 : \alpha = | 1 |$  e  $H_1 : \alpha < | 1 |$ . Modificando uma das formas funcionais temos:

$$\Delta y_t = d_t + \rho x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

onde  $\rho = (1 - \alpha)$  e  $d_t$  representa a parte determinística. Assim, testar  $\alpha = 1$  é o mesmo que testar  $\rho = 0$ . Assim, a proposta inicial de Dickey-Fuller era estimar a equação por mínimos quadrados ordinários (MQO). Sua estatística de teste seria:

$$t_{\hat{\rho}} = \frac{(\hat{\rho} - 1)}{SE(\hat{\rho})} \quad (3)$$

Contudo, tal regressão é propensa a gerar correlação serial. Para controlar para isso, o teste Aumentado de Dickey-Fuller foi proposto por Said & Dickey (1984), que adiciona trucagens autorregressivas ao teste original, de modo que o modelo a ser ajustado será:

$$\Delta y_t = d_t + \rho x_{t-1} + \sum_{j=1}^k \phi \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4)$$

onde  $k$  é o número de defasagens, com seu número ótimo sendo determinado por critérios de informação.

Posteriormente, Phillips & Perron (1988) sugerem um teste onde torne-se possível considerar erros autocorrelacionados. A sua modificação relativa ao ADF reside na consideração de um estimador robusto para o desvio padrão do parâmetro. Para tanto, adota-se um procedimento semi-paramétrico baseado na matriz de variância-covariância robusta de Newey & West (1987).

O modelo assume a forma:

$$\begin{aligned} y_t &= d_t - \mu_t \\ \Delta \mu_t &= (1 - \theta L)\epsilon_t \end{aligned} \tag{5}$$

onde  $\epsilon_t$  é  $I(0)$ .

Se  $\theta = 0$ , o modelo possui uma raiz unitária no seu componente de médias móveis e  $u_t = \epsilon_t + u_0 - \epsilon_0$ . Caso  $u_0 = \epsilon_0$ ,  $u_t$  será  $I(0)$ . Porém, se  $|\theta| < 1$  então  $(1 - \theta L)$  será invertível e  $u_t$  será  $I(1)$ .

O teste de hipótese neste caso será:  $H_0 : 1$  e  $H_1 : \theta < 1$ . Neste caso, a hipótese nula é invertida em relação ao procedimento tradicional. Outro teste a utilizar o mesmo procedimento é o Teste KPSS desenvolvido por Kwiatkowski et al. (1992). Para um modelo:

$$y_t = \delta_t + \zeta_t + \epsilon_t \tag{6}$$

onde  $\epsilon_t$  é estacionário e  $\zeta_t$  é um passeio aleatório definido por:

$$\begin{aligned} \zeta_t &= \zeta_{t-1} + \mu_t \\ \mu_t &\sim iid(0, \sigma^2) \end{aligned} \tag{7}$$

A hipótese da estacionaridade é formada por:  $H_0 : \sigma^2 = 0$ .

Ao contrario do ADF e PP, o teste KPSS toma como hipótese nula que a série é estacionária em torno de uma tendência determinística, contra a hipótese alternativa que existe um processo aleatório presente.

## 2.2 Estimador de Geweke e Porter-Hudak

A fim de detectar a presença de longa memória numa série temporal o teste de Geweke & Porter-Hudak (1983), ou teste GPH, é utilizado a fim de estimar semiparametricamente o  $d$  da equação (2), que é o grau de integração fracional da série. Assim, dado o processo na equação (2), que é um processo ARFIMA(p, d, q) com , a densidade espectral é dada por:

$$f_x(\omega) = 1 - \exp(-i\omega)^{-2d} f_u = \left[ 4 \sin^2 \left( \frac{\omega}{2} \right) \right]^{-d} f_u(\theta) \tag{8}$$

onde  $f_u(\theta)$  se refere a densidade espectral de  $u_t$ . Assim,

$$\ln f_x(\omega) = \ln[f_u(\omega)] - d \ln \left[ 4 \sin^2 \left( \frac{\omega}{2} \right) \right] \tag{9}$$

Dado a função periodograma  $I(\omega)$  dada por:

$$I(\omega) = \frac{1}{2\pi} \left[ \gamma \hat{X}(0) + 2 \sum_{k=1}^{n-1} \gamma \hat{X}(k) \cos(\omega k) \right] \tag{10}$$

para  $\omega \in [-\pi, \pi]$ .

Adicionado e subtraindo  $\ln f_u$  e  $\ln I(\omega)$ , temos:

$$\ln I(\omega_j) = \ln f_u(0) - d \ln \left[ 2 \sin \left( \frac{\omega_j}{2} \right) \right]^2 + \ln \left[ \frac{f_u(\omega_j)}{f_u(0)} \right] + \ln \left[ \frac{I(\omega_j)}{f_x(\omega_j)} \right] \tag{11}$$

onde  $\omega$  foi substituído pelas frequências de Fourier  $\omega_j = \frac{2\pi j}{n}$ ,  $j \in \{0, 1, \dots, \frac{n}{2}\}$ .

O termo  $\left[ \frac{f_u(\omega_j)}{f_u(0)} \right]$  pode ser considerado desprezível<sup>5</sup> na equação acima, de modo que a equação se torna:

$$\ln I(\omega_j) = \ln f_u(0) - d \ln \left[ 2 \sin \left( \frac{\omega_j}{2} \right) \right]^2 + \ln \left[ \frac{I(\omega_j)}{f_x(\omega_j)} \right] \quad (12)$$

Assim, a equação acima pode ser aproximada por uma equação de regressão linear simples do tipo  $y_j \cong \beta_1 + \beta_2 x_j + e_j$ , em que  $j = 1, 2, \dots, g(n)$ . Com isso:

$$y_j = \ln[I(\omega_j)], \quad x_j = \left[ 2 \sin \left( \frac{\omega_j}{2} \right) \right]^2, \quad e_j = \ln \left[ \frac{I(\omega_j)}{f_x(\omega_j)} \right], \quad \beta_2 = -d, \quad \beta_1 = \ln[f_u(0)] - c \text{ e}$$

$$c = E \left( \ln \left[ \frac{I(\omega_j)}{f_x(\omega_j)} \right] \right)$$

Dessa forma, o estimador de integração fracionária  $d$  pelo teste de GPH pode ser obtido a partir de:

$$\hat{d} \text{ GPH} = - \frac{\sum_{j=1}^{g(n)} (x_j - \bar{x}) y_j}{\sum_{j=1}^{g(n)} (x_j - \bar{x})^2} \quad (13)$$

$$\text{com } E(\hat{d} \text{ GPH}) = d \text{ e } \text{Var}(\hat{d} \text{ GPH}) = \frac{\pi^2}{6 \sum_{j=1}^{g(n)} (x_j - \bar{x})^2}$$

### 2.3 Estimador de Reisen

Outra abordagem alternativa é realizada pelo teste de Reisen (1994). Segundo o autor, o estimador anterior é não-viciado mas é inconsistente para a densidade espectral de um processo. Neste caso, Reisen sugere a substituição da função periodograma no estimador proposto pelo teste de GHP (1983) pela função periodograma suavizada  $f_s(\cdot)$ , dada por:

$$f_s(\omega) = \frac{1}{2\pi} \left[ \sum_{k=-(n-1)} \lambda(k) \gamma^{|k|} X(k) \cos(\omega k) \right] \quad (14)$$

, para  $\omega \in [-\pi, \pi]$

Neste caso,  $\lambda(\cdot)$  é a janela espectral, havendo várias janelas espectrais de séries temporais diferentes<sup>6</sup>. Logo, considerando a função periodograma suavizada:

$$\ln f_s(\omega_j) \cong \ln f_u(0) - d \ln \left[ 4 \sin^2 \left( \frac{\omega_j}{2} \right) \right] + \ln \left[ \frac{f_s(\omega_j)}{f_x(\omega_j)} \right] \quad (15)$$

Assim como na abordagem proposta pelo teste GHP, a equação acima pode ser aproximada para uma regressão linear simples, de modo que o estimador de Reisen se torna:

<sup>5</sup>Dado o limite máximo de  $j$  igual a  $g(n)$ , que é escolhido de forma que  $\frac{g(n)}{n} \rightarrow 0$ , quando  $n \rightarrow \infty$  e para  $\omega_j \leq \omega_g(n)$ , onde  $\omega_g(n)$  é muito pequeno. Ver Reisen (1994) para mais detalhes.

<sup>6</sup>Ler em Reisen (1994)

$$\hat{d}_{REISEN} = -\frac{\sum_{j=1}^{g(n)} (x_j - \bar{x}) y_t}{\sum_{j=1}^{g(n)} (x_j - \bar{x})^2} \tag{16}$$

com  $E(\hat{d}_{REISEN}) = d$  e  $Var(\hat{d}_{REISEN}) = 0,53928 \frac{v}{n \sum_{j=1}^{g(n)} (x_j - \bar{x})^2}$

Onde o valor de  $0,53928 \frac{v}{n}$  é a variância assintótica de  $\left[ \frac{f_s(\omega_j)}{f_x(\omega_j)} \right]$ .

### 2.4 Estimador de Whittler e o estimador de Hessler e Muller

Pela definição de Hosking (1981), a sequência  $\{y_t\}$ , que representa a série de desemprego, define um Modelo ARFIMA(p, q, d):

$$\Phi(B)(1 - B)^d(x_t - \mu) = \Theta(B)\epsilon_t \tag{17}$$

em que  $\{\epsilon_t\}$  é um processo Ruído Branco,  $E\{y_t\} = \mu$ ;  $(1 - B)^d$  é o operador diferença fracionária e  $\Phi(B) = 1 - \phi_1 B^1 - \dots - \phi_p B^p$  e  $\Theta(B) = 1 - \theta_1 B^1 - \dots - \theta_q B^q$  são, respectivamente, os polinômios auto-regressivos e de médias móveis de ordem p e q, cujas raízes características de  $\Phi(B) = 0$  e  $\Theta(B) = 0$  caem fora do círculo unitário.

Hassler & Meller (2009) apresentam uma forma alternativa para a equação (17), de modo a representar a série de desemprego modelando uma quebra na persistência:

$$x_t = \begin{cases} y_{0,t} : I(d), t = 1, \dots, [\lambda T] \\ y_{1,t} : I(d + \theta), t = [\lambda T] + 1, \dots, T \end{cases} \tag{18}$$

com  $\lambda \in [0, 1]$  se referindo ao ponto de quebra desconhecido. No primeiro caso, o processo  $x_t$  possui uma ordem de integração fracionária  $d$ ; após o período de quebra  $\lambda T$  a ordem de integração se torna  $d + \theta$ .

Hassler & Meller (2009) propõem então uma forma de testar uma quebra estrutural levando em consideração qualquer valor para o  $\lambda$ , calculando o ponto da quebra de forma endógena. Segundo esse teste é realizada inicialmente uma estimativa preliminar de  $\lambda$ , que é então utilizado para filtrar a série original dada na equação (17).

$$x_t = \hat{\Phi}_{t-1}^* + \Psi D_t(\lambda) x_{t-1}^* + \sum_{j=1}^p x_{t-j} + \hat{\epsilon}_t \tag{19}$$

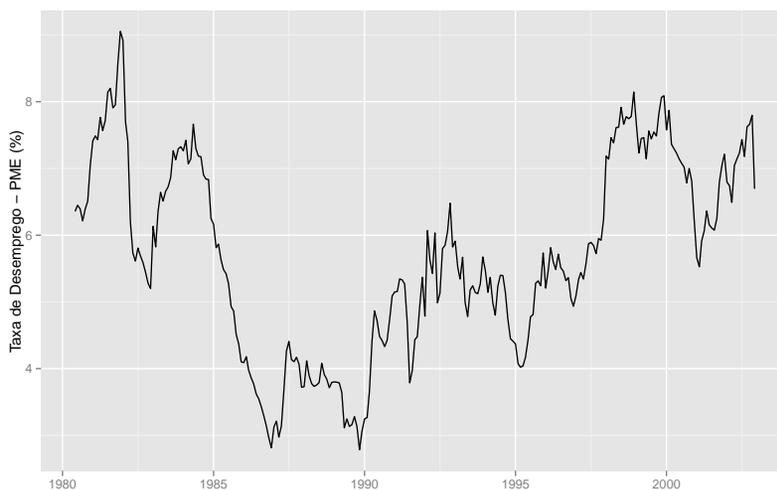
onde  $x_{t-1}^* = \sum_{j=1}^{t-1} \frac{x_{t-j}}{j}$  e  $D_t(\lambda) = \begin{cases} 0, t = 1, \dots, [\lambda T] \\ 1, t = [\lambda T] + 1, \dots, T \end{cases}$ , com  $\lambda$  variando no intervalo  $[\tau, 1 - \tau]$ , com  $\tau \in (0; 0,5)$ .

A equação (19) é então estimada computando a estatística  $t$  para  $\Psi = 0$ . A rejeição da hipótese nula significa que existe uma mudança estrutural na série, e assim uma mudança de persistência. Os parâmetros fracionários são então estimados tanto para a série original quanto nas subséries determinadas pelo ponto de quebra estrutural através do estimador de Whittle (Shimotsu & Phillips 2006) para diferentes janelas,  $m = T^\alpha$ .

## 2.5 Dados

O estudo de persistência do desemprego pressupõe a análise a nível agregado da taxa de desemprego. No caso do Brasil, a Pesquisa Mensal de Emprego (PME) é uma das principais fontes de dados agregados sobre o mercado de trabalho brasileiro, sendo coordenada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e realizada em seis regiões metropolitanas: São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Salvador, Recife e Porto Alegre. Com poucas exceções, a pesquisa cobre um período que tem início em janeiro de 1980 até os dias atuais<sup>7</sup>. Assim, os dados utilizados cobrirão uma janela que vai de junho de 1980 até dezembro de 2002 da taxa de desemprego mensal sazonalmente ajustado, e apresenta uma média de 5,67%.

Observando a evolução dessa taxa de desemprego na figura 1, é possível perceber uma tendência descendente da série até o ano de 1989, apesar de uma elevação do desemprego no meio da década, resultado de um período de recessão na economia brasileira. Por outro lado, a partir dos anos 1990 ocorre uma inversão da tendência percebida, gerando taxas de desemprego nacionais cada vez mais altas no período compreendido entre 1989 até o fim da série utilizada — em dezembro de 2002.



Fonte: Pesquisa Mensal de Emprego

**Figura 1:** Taxa de desemprego brasileira – Pesquisa Mensal de Desemprego – 1980 a 2012

Essa alteração na tendência da série ocorre em um período que compreende profundas mudanças na economia brasileira. Entre 1980 e 1995 a economia brasileira experimentou uma alteração Constitucional que provocou diversas transformações no âmbito das regras do mercado de trabalho; um processo de abertura econômica, sobretudo com o início do Governo Collor

<sup>7</sup>Contudo, em 2001 uma ampla revisão metodológica foi posta em prática pelo IBGE, que modificou a forma com que é calculada a taxa de desemprego. Entre as mudanças mais importantes estão as referentes aos funcionários públicos e militares, uma vez que estas categorias não apresentam uma carteira de trabalho assinada, mas por outro lado, possuem um contrato assinado junto ao governo.

(1990-1992); fortes restrições monetárias, como resultado de políticas macroeconômicas desse mesmo governo; planos de estabilização e a introdução de uma nova moeda – o Real – na economia brasileira, com a consequente estabilização de preços. Assim, essas mudanças na economia brasileira podem ter gerado uma quebra estrutural capaz de modificar o comportamento da série de desemprego e a sua propriedade de persistência.

### 3 Resultados

Esta seção é destinada a apresentação dos resultados<sup>8</sup>. Primeiramente, para testar a estacionariedade da série de desemprego utilizada nesse estudo, fez-se uso dos testes tradicionais onde destacam o ADF, PP e KPSS. Os resultados para diferentes especificações apresentados na Tabela 1 indicam certa inconsistência quanto a estacionariedade da série em nível, ou seja, se o desemprego é  $I(0)$ . Como pode ser observado o teste KPSS não rejeita a hipótese nula de estacionariedade ao nível de 5% de significância. No que tange ao teste PP apenas para a especificação com constante é que a variável é estacionária ao nível de 10% de significância. Já o teste de ADF acusa a não estacionariedade do desemprego para todas as especificações.

**Tabela 1:** Teste de raiz unitária ADF, PP e KPSS

Teste	Constante	Tendência e constante	Sem tendência e sem constante
ADF	-1950672	-2150105	-0.605955
PP	-2.871344***	-2909111	-0.600533
KPSS	0.398631**	0.378412**	—

Fonte: Elaboração própria.

Nota: \* — 1% de significância; \*\* — 5% de significância; \*\*\* — 10% de significância;

A Tabela 2 apresenta os resultados desses mesmos testes, só que para a primeira diferença da variável desemprego, ou seja, verificar se a mesma é  $I(1)$ . Desta vez os resultados são unânimes em indicar que a série é  $I(1)$ .

**Tabela 2:** Teste de raiz unitária ADF, PP e KPSS

Teste	Constante	Tendência e constante	Sem tendência e sem constante
ADF	-4.967021*	-5.118917*	-4.974968*
PP	-20.02119*	-20.24207*	-20.06796*
KPSS	0.137283*	0.042726*	-

Fonte: Elaboração própria.

Nota: \* — 1% de significância; \*\* — 5% de significância; \*\*\* — 10% de significância;

Os testes apresentados anteriormente mostram a dificuldade em classificar se o desemprego brasileiro é histerese ou NAIRU. Para testar o coeficiente fracionário da série foram aplicados de Geweke & Porter-Hudak (1983), o teste GHP, e o teste de Reisen (1994). Ambos os testes realizam estimativas semiparamétricas, com uma largura de banda para o teste GHP e  $\beta = 0,9$  e  $\alpha = 0,5$  para o teste de Reisen. A Tabela 3 mostra as estimativas para ambos os testes, e em ambos os casos, o resultado exibido pelo parâmetro  $d$  da série de desemprego brasileira é maior do que 0,5. Desse modo, é possível atestar para um

<sup>8</sup>obtidos através do software Matlab, versão 7.14.

comportamento de longa memória da série de desemprego brasileira, em que ocorre um processo lento de reversão à média. Assim, desconsiderando qualquer possibilidade de quebra estrutural, a série brasileira apresentaria uma situação de elevada persistência, mas não cairia dentro de uma raiz unitária característica da hipótese de histerese pura.

**Tabela 3:** Estimativas do coeficiente fracionário a partir dos estimadores GHP e Reisen

Teste GHP		Teste de Reisen	
$d$	Erro padrão	$d$	Erro padrão
0,82536	0,21023	0,857036	0,090742

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PME

Contudo, com a possibilidade de que uma quebra estrutural possa gerar estimativas inconsistentes do parâmetro  $d$ , foi realizado um teste semelhante, mas que considera a possibilidade de quebras estruturais na tendência da série. O resultado do procedimento de teste de quebra da integração fracionária feita a partir da aplicação do teste desenvolvido por Hassler & Meller (2009) para a série de desemprego brasileira pode ser visualizado na tabela 4. O parâmetro  $d$  estimado agora passa a ser superior à unidade, de modo que a série se mostra não-estacionária, com  $1,10 \leq \hat{d} \leq 1,26$ , não podendo ser rejeitada a hipótese de raiz unitária (condizente com a hipótese de uma histerese pura).

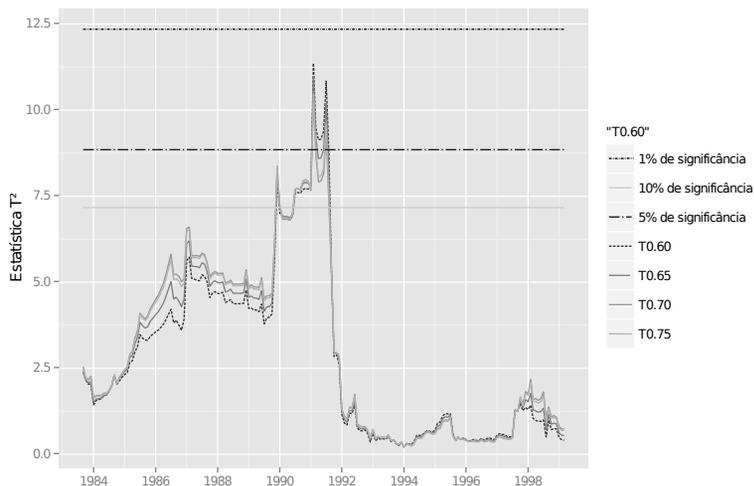
**Tabela 4:** Quebra estrutural do coeficiente fracionário estimado a partir do teste de Hassler & Meller (2009)

M				
$d$ de toda amostra	1,26	1,18	1,1	1,12
$d$ antes da quebra	1,2	1,16	1,22	1,23
$d$ pós quebra	0,77	0,75	0,82	0,9
Ponto da quebra	fev/91	fev/91	fev/91	fev/91
max(estatística t)	11,36	10,97	10,33	10,48

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PME.

Já a computação da quebra estrutural por sua vez exibe um ponto de mudança da ordem de integração da série ocorrida por volta do início de 1991. Os  $\hat{d}$  estimados para o período anterior a quebra estão todos acima da unidade ( $1,16 \leq \hat{d} \leq 1,23$ ), e são uma evidência de que antes de 1991 a série de desemprego brasileira apresentava um comportamento não-estacionário compatível com a hipótese da histerese pura. Desse modo, choques na taxa de desemprego apresentavam um efeito permanente sobre a série. Por outro lado, o período pós-quebra apresenta um comportamento distinto, com  $\hat{d} \in (0,75; 0,90)$ , o que é uma evidência de comportamento não-estacionário mas com reversão à média. Assim, o teste de quebra estrutural mostra que houve uma alteração no nível de persistência da série por volta de 1991.

A figura 2 exibe a evolução da estatística  $t^2$  por uma busca no intervalo de 15% até 85% das observações. O valor máximo da estatística  $t^2$  para a



**Figura 2:** Evolução da estatística  $t^2$  para uma janela de  $m = t^{0,6}$

janela  $m = t^{0,6}$  foi de 11,38 e ocorreu em fevereiro de 1991. Pela figura é possível perceber que a mudança da persistência do nível de desemprego que foi mensurada é significativa a 5%. Resultado semelhante foi obtido para as outras diferentes janelas estimadas.

Assim, é possível perceber que negligenciar a possibilidade de uma quebra estrutural pode levar a estimativas incorretas do parâmetro de integração fracionária. A partir das evidências de uma quebra estrutural alguns padrões podem ser percebidos. O principal deles é de que o ponto de quebra coincide com um momento de grandes mudanças estruturais na economia brasileira, seja no seu nível de abertura econômica, seja com relação a alterações realizadas nas instituições do mercado de trabalho brasileiro. Blanchard & Wolfers (2000) discutem a possibilidade de que alterações institucionais podem motivar alterações no nível de persistência da série de desemprego. Assim, esses resultados podem levar a suspeita de que alterações institucionais e de política macroeconômica possam estar por trás da mudança de comportamento da série de desemprego e do seu nível de persistência a choques.

#### 4 Conclusão

Este estudo analisou o comportamento dinâmico da taxa de desemprego brasileira durante o período de 1980 a 2002 focando na resposta que a taxa de desemprego apresenta a choques e o seu nível de persistência. Na primeira parte do estudo foram testadas as diferentes hipóteses explicativas do desemprego presentes na literatura: as teorias da histerese e da taxa natural. Foram aplicados os testes tradicionais de estacionariedade utilizados pela literatura (mas que geravam uma forte restrição analítica ao desconsiderar o componente de longo prazo das séries) e verificou-se inconsistência nos resultados. Deixando de lado tais testes, foram aplicados diferentes estimadores de integração fracionária para essa finalidade.

Os resultados obtidos mostraram que a taxa de desemprego brasileira apre-

senta um comportamento não estacionário com reversão à média, que é coerente com a hipótese de alta persistência do desemprego. Contudo, considerando a possibilidade levantada por alguns autores de que a presença de quebra estrutural na série pode gerar um comportamento fracionário espúrio, novas estimativas foram realizadas levando em conta a possibilidade de que a série tenha sofrido com alterações no seu componente determinístico. Os novos resultados estimados mostraram um ponto de quebra estrutural no ano de 1991, gerando dois períodos com diferentes parâmetros de integração fracionária. Em um, anterior ao ponto de quebra, a série seria um processo não estacionário semelhante ao apontado pela hipótese da histerese; no segundo, a série apresentaria um comportamento não estacionário, mas com reversão à média.

Assim, os resultados levantam questões importantes sobre quais as razões que levaram a taxa de desemprego brasileira a sofrer essas mudanças de persistência. Considerando que a mudança se deu no início da década de 1990, coincidindo com importantes mudanças estruturais na economia, como uma maior abertura econômica, planos de estabilização econômica e uma nova Constituição Federal (em 1988) que promulgou diversas alterações do ponto de vista do mercado de trabalho, a explicação para essa alteração na dinâmica de desemprego pode residir nessas importantes mudanças estruturais na economia. Como consequência disto, uma estrutura não linear poderia se mostrar mais adequada para modelar o comportamento dinâmico da taxa de desemprego brasileira.

## Referências Bibliográficas

- Ball, L. (2009), Hysteresis in unemployment: Old and new evidence, in 'Understanding Inflation and the Implications for Monetary Policy A Phillips Curve Retrospective', The MIT Press.
- Bean, C. (1994), 'European unemployment: A survey', *Journal of Economic Literature* 32(2), 573–619. American Economic Association.
- Blanchard, O. & Summers, L. (1986), 'Hysteresis and the European unemployment problem', *NBER Macroeconomics Annual* 1, 15–78.
- Blanchard, O. & Wolfers, J. (2000), 'Shocks and institutions and the rise of european unemployment. the aggregate evidence', *Economic Journal* 110(1), 1–33.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1979), 'Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root', *Journal of the American Statistical Association* 74, 427–431.
- Diebold, F. & Inoue, A. (2001), 'Long memory and regime switching', *Journal of Econometrics* 105, 131–159.
- Diebold, F. & Rudebusch, G. (1991), 'On the power of Dickey-Fuller tests against fractional alternatives', *Economics Letters* 35, 155–160.
- Figueiredo, E. A. (2010), 'Dynamics of regional unemployment rates in Brazil: Fractional behavior, structural breaks, and Markov switching', *Economic Modelling* 27, 900–908.

- Friedman, M. (1968), 'The role of monetary policy', *American Economic Review* **58**, 1–21.
- Geweke, J. & Porter-Hudak, S. (1983), 'The estimation and application of long memory time series models', *Journal of Time Series Analysis* **4**, 221–238.
- Gomes, F. & Silva, C. (2009a), 'Hysteresis vs NAIRU and convergence vs divergence: the behavior of regional unemployment rates in Brazil', *The Quarterly Review of Economics and Finance* **49**, 308–322.
- Gomes, F. & Silva, C. (2009b), 'Measuring unemployment persistence of different labor force groups in the greater Sao Paulo metropolitan area', *Estudos Econômicos* **39**, 763–784.
- Granger, C. W. J. & Hyung, N. (2004), 'Occasional structural breaks and long memory with an application to the S&P 500 absolute stock returns', *Journal of Empirical Finance* **11**, 399–421.
- Granger, C. W. J. & Joyeux, R. (1980), 'An introduction to long-range time series models and fractional differencing', *Journal of Time Series Analysis* **1**, 15–30.
- Hassler, U. & Meller, B. (2009), Detecting a change in inflation persistence in the presence of long memory: A new test, Working paper, Goethe University, Frankfurt.
- Hassler, U. & Wolters, J. (1994), 'On the power of unit root tests against fractional alternatives', *Econom. Lett* **45**, 1–5.
- Hosking, J. (1981), 'Fractional differencing', *Biometrika* **68**, 165–176.
- Jaeger, A. & Parkinson, M. (1994), 'Some evidence on hysteresis in unemployment rates', *European Economic Review* **38**, 329–342.
- Koustaş, Z. & Veloce, W. (1996), 'Unemployment hysteresis in Canada: an approach based on long memory time series models', *Applied Economics* **28**, 823–831.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P. & Shin, Y. e. a. (1992), 'Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root', *Journal of Econometrics* **54**, 159–178.
- Lee, D. & Schmidt, P. (1996), 'On the power of the KPSS test of stationarity against fractionally integrated alternatives', *J. Econometrics* **73**, 285–302.
- Lee, H. & Amsler, C. (1997), 'Consistency of the KPSS unit root test against fractionally integrated alternative', *Economics letters* **55**, 151–160.
- Neudorfer, P., Pichelmann, K. & Wagner, M. (1990), 'Hysteresis, Nairu and long term unemployment in Austria', *Empirical Economics* **15**, 217–29.
- Newey, W. K. & West, K. D. (1987), 'A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix', *Econometrica* **55**(3), 703.
- Phillips, P. & Perron, P. (1988), 'Testing for a unit root in time series regression', *Biometrika* **75**, 335–346.

Reisen, V. (1994), 'Estimation of the fractional difference parameter in the ARIMA(p,d,q) model using the smoothed periodogram', *Journal of Time Series Analysis* **15**, 335–350.

Said, S. E. & Dickey, D. A. (1984), 'Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order', *Biometrika* **71**, 599–608.

Shimotsu, K. & Phillips, P. (2006), 'Local Whittle estimation of fractional integration and some of its variants', *Journal of Econometrics* **130**(2), 209–233.

## MIGRAÇÃO NO BRASIL — UM EXERCÍCIO DE INSUMO-PRODUTO PARA O ANO DE 2010

FERNANDO SALGUEIRO PEROBELLI \*  
PALOMA LEITE DE SIQUEIRA †  
RICARDO FREGUGLIA ‡

### Resumo

Este trabalho avalia o processo migratório brasileiro em nível microrregional. De forma mais específica mensura o efeito potencial que o processo de imigração pode produzir sobre a migração interna, ou seja, o chamado efeito deslocamento. Para tal se baseia num modelo inter-regional de insumo-produto construído por meio de fluxos de indivíduos para medir como a recepção de imigrantes em uma região desloca população entre todas as regiões incluídas no modelo. O resultado encontrado para o índice de efeito deslocamento permitiu dividir as micro regiões brasileiras em dois grupos: a) aquelas com índice maior que um - microrregiões que não são capazes de absorver fluxos de indivíduos sem que haja deslocamento/expulsão de nativos (em geral localizadas no Norte e Nordeste do Brasil, mas existem outras espalhadas pelas demais regiões do país); b) aquelas com índice menor do que um - microrregiões que são capazes de absorver mão de obra imigrante sem causar grandes deslocamentos na população local (destacando-se as maiores micro regiões em termos de PIB do Brasil, além de regiões com intenso crescimento). Esses resultados ressaltam as diferenças/heterogeneidades regionais brasileiras e contribuem para o melhor entendimento de uma das questões inerentes ao fluxo migratório, ou seja, o deslocamento de nativos.

**Palavras-chave:** Migração; Insumo-produto; Efeito deslocamento.

### Abstract

This study evaluates the Brazilian migration process in micro-regional level. More specifically measures the potential effect of the migration process can produce on the internal migration, i.e. the so-called displacement effect. Based on inter-regional input-output model built by individuals flows, the main idea of this paper is to measure how the reception of immigrants in a region displaces population among all regions in the model. The results found for the displacement effect index allowed dividing Brazilian micro regions into two groups: a) those with

---

\* Departamento de Economia, PPGEA/UFJF - Bolsista de Produtividade em Pesquisa CNPq; Pesquisador LATES/UFJF e Fapemig. E-mail: fernando.perobelli@ufjf.edu.br

† Mestre em Economia PPGEA/UFJF.

‡ Departamento de Economia, PPGEA/UFJF - Bolsista de Produtividade em Pesquisa CNPq; E-mail: ricardo.freguglia@ufjf.edu.br

a ratio greater than one - micro regions which are not capable of absorbing flows of individuals without displacement / expulsion of native (in general, placed in the North and Northeast, and scattered in other Brazilian regions as well); b) those with index less than one micro regions that are able to absorb immigrant labor without causing major shifts in local people (such as the largest micro regions according to the GDP, and regions with high growth). These results shed light on the regional difference/heterogeneity in Brazil, and can contribute to the understanding of the native flows.

**Keywords:** migration; input-output; displacement effect.

**JEL classification:** 67

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea133050>

## 1 Introdução

A migração é vista como uma questão que afeta a dinâmica demográfica e econômica de uma região ou país. Em linhas gerais, as consequências da migração se constituem em muitos e diversos fenômenos como o deslocamento de nativos, o crescimento econômico e políticas públicas voltadas às consequências dos impactos no mercado de trabalho regional.

Para os países desenvolvidos, há na literatura, principalmente para os Estados Unidos e Inglaterra, estudos que buscam avaliar o impacto da chegada de imigrantes sobre a migração interna. As conclusões dos trabalhos são as seguintes: no trabalho de Walker et al. (1992), os autores concluem que os trabalhadores nativos tem uma propensão a se mover das localidades que recebem fluxos maciços de imigrantes quando os mesmos têm características similares aos trabalhadores que imigraram. Wright et al. (1997) encontraram relações positivas e estatisticamente significantes entre imigrantes e a migração líquida de trabalhadores nativos com alta qualificação. Os trabalhos de Filler & Freeman (1992), Frey et al. (1996) e Borjas (1997) apresentam conclusões similares.

Estudos realizados para o Reino Unido também sugerem que a chegada de imigrantes desencadeia um processo de migração interna. Hatton & Tani (2005) observam que há uma certa correlação entre a migração inter-regional e a imigração e concluem que a recepção de imigrantes em um determinado local de alguma maneira empurra parte da população para outras áreas. Os autores argumentam que o processo de imigração leva a um aumento da competição no mercado de trabalho de uma região e que, como consequência, trabalhadores com características similares migram para outras regiões a procura de novas oportunidades.

No artigo de Gama & Machado (2014) há uma discussão sobre a recorrência do tema migração e sua relação com o mercado de trabalho. Sjaastad (1962) argumenta que os migrantes são positivamente selecionados com relação às características observáveis. Portanto, o fenômeno de migração pode estar atrelado, por um lado, às crenças do migrante em perspectivas econômicas mais favoráveis em outra região. Freguglia et al. (2007) afirmam que os migrantes não são uma amostra aleatória da população nas localidades de origem e ganhos salariais após a migração podem refletir habilidades não observadas que os tornam mais produtivos. O impacto sobre a região que recebe os migrantes dependeria, portanto, dos diferenciais de habilidades entre os migrantes e os não migrantes. Há na literatura poucos trabalhos que abordam os fatores geográficos no estudo da migração. Entretanto, num país de dimensões continentais e grandes heterogeneidades (e.g. de renda, de qualificação, de estrutura de fronteiras, de mercado de trabalho, dentre outros), esse fator não pode ser deixado de lado.

Segundo Gama & Machado (2014), a economia brasileira nas duas últimas décadas vivenciou grandes transformações econômicas, que perpassaram períodos de estagnação e de crescimento econômico, que afetaram, em grande parte, a decisão dos agentes. Dentre as decisões que podem ter sido afetadas pela conjuntura pode-se elencar a decisão de migrar. Segundo Machado & Souza (2013) a possibilidade de novas ondas imigratórias no Brasil, por exemplo, traz para o debate a inquietação e o interesse dos agentes públicos quanto privados sobre os possíveis efeitos desse fenômeno. Efeitos que podem estar centrados em questões relativas ao mercado de trabalho (e.g. maior oferta de

mão de obra, empregos e salários).

No trabalho de Rodríguez-Pose & Tselios (2010) há menção sobre a importância de analisar a influência das disparidades regionais sobre a migração. Isso se deve ao fato que de algumas regiões podem ser mais receptivas aos migrantes e, assim, as habilidades podem ser empregadas com maior rapidez do que em outras.

De acordo com Machado & Souza (2013) o processo imigratório no Brasil data do século XVI. Verifica-se que nos últimos anos há uma nova onda migratória no país. A título de exemplo entre os anos de 2010 e 2011 houve uma entrada de 600 mil imigrantes regularizados. A nova onda de imigrantes pode estar sendo influenciada tanto por ações privadas quanto por ações do governo. Pelo lado privado as empresas estão preocupadas em importar novas tecnologias tanto de produção quanto de gestão e isso leva à vinda de estrangeiros com o intuito de transmiti-las. Pelo lado do setor público, há um abrandamento das regras imigratórias e há a criação de programas de imigração em massa com o objetivo de sanar deficiências internas de determinados tipos de mão-de-obra.

Portanto, o ponto de partida desse artigo é que, de fato, a imigração afeta o padrão de migração interna deslocando população para outras localidades. Para isso, o trabalho destaca o potencial que a estrutura de insumo-produto tem para contribuir para o debate das questões sobre migração inter-regional por meio de uma ferramenta que permite fazer avaliações sistêmicas. No caso do presente artigo, o foco será na avaliação de um sistema interligado de migração.

Importante salientar que a metodologia aplicada aos dados de migração nesse trabalho não busca identificar relações causais entre migração interna e variáveis explicativas do fenômeno. Na verdade tal metodologia e, portanto, as análises aqui realizadas estão em linha com os trabalhos de Garin (1966) e Lowry (1964) que se preocupam com a alocação da população entre diferentes localidades devido a um deslocamento inicial (e.g. imigração).

Como a metodologia de insumo-produto pode ser adaptada para avaliar questões inerentes ao processo migratório? De forma sucinta podemos evidenciar que: a) o caráter sistêmico e, portanto, de interconexão entre os agentes apresentado na matriz de insumo-produto tradicional também está presente na matriz de insumo-produto como fluxos migratórios; b) a existência de elementos exógenos, que no caso da avaliação desse trabalho é considerada a chegada de imigrantes. Esta variável determina o influxo total recebido, dada uma estrutura de migração inter-regional fixa. Portanto, o caráter sistêmico do processo de movimento migratório é captado pelo presente trabalho. Importante ressaltar que tal caráter sistêmico não é de indivíduos, mas sim do sistema microrregional. Em outras palavras, segundo Ravenstein (1989) para toda corrente de migração existe uma contracorrente em resposta ao que pode ser necessário para a compensação da emigração, de maior ou menor magnitude.

Os trabalhos de Borrás & Miralles (2003) e Vázquez et al. (2011) usam o modelo de insumo produto para analisar fluxos migratórios. Borrás & Miralles (2003) caracterizam as regiões espanholas pelas suas peculiaridades demográficas. A ideia de interdependência direta e indireta dos fluxos migratórios é calculada. O modelo de Vázquez et al. (2011) também é para a Espanha e numa perspectiva multi-regional. A metodologia proposta descreve os fluxos de migração, como uma consequência do choque inicial da imigração, um con-

junto de efeitos induzidos que redistribuem a população entre as províncias. Esta metodologia permite a identificação das áreas onde o choque de imigrantes está correlacionado com um deslocamento maior de população. Essas províncias são classificadas por meio do índice regional de efeito deslocamento. As regiões que apresentam este índice maior que um são consideradas dispersoras de população com a chegada de imigrantes.

O caso oposto ocorre quando o índice é menor do que um. Os resultados revelam que as províncias dispersoras de população com a chegada de imigrantes têm apresentado histórico de baixa atividade econômica e são caracterizadas como as regiões mais pobres do país. Por outro lado, as regiões que detêm mercados de trabalho mais hábeis para receber estes imigrantes apresentam um deslocamento relativamente menor da população local para outras regiões, ou seja, têm índice menor do que um.

Esse artigo está organizado em mais cinco seções além dessa introdução. Na segunda é apresentada a metodologia adaptada de insumo produto para fluxos demográficos de Borrás & Miralles (2003) e Vázquez et al. (2011). A terceira seção descreve a construção do banco de dados, os procedimentos e limitações do modelo utilizado, bem como uma análise descritiva dos dados de migração. A quarta traz a discussão e apresentação dos resultados obtidos para os indicadores construídos. Por fim, a quinta seção apresenta as principais conclusões do estudo.

## 2 Metodologia

Dentro da literatura de migração que conta com as ferramentas de insumo produto estão presentes os trabalhos de Borrás & Miralles (2003) e Vázquez et al. (2011). Inspirados nas técnicas tradicionais de insumo produto, modelam os fluxos demográficos interregionais e intrarregionais para conhecer o papel das regiões no processo migratório

Alguns pressupostos do modelo tradicional de insumo produto recebem uma adaptação e são interpretados para o modelo de fluxos demográficos. Analogamente ao modelo tradicional<sup>1</sup>, não existem mudanças estruturais de curto prazo nos coeficientes fixos que determinam quantas pessoas serão atraídas ou deslocadas nos movimentos migratórios.

A metodologia proposta envolve a construção de uma matriz insumo produto de fluxo de pessoas que considera 558 microrregiões, assim como os fluxos emigratórios e imigratórios de cada região do Brasil em 2010.

A tabela 1 exemplifica que o equilíbrio demográfico de um conjunto de regiões pode se expressar de forma matricial inspirados no modelo de Leontief, onde o elemento típico  $m_{ij}$  representa o número de pessoas que migram da região  $i$  para a região  $j$ . Para qualquer região  $j$  considerada, o ingresso líquido de migrantes ( $nm_j$ ) recebido nessa região será:

$$nm_j = [n_j + f_j] - [e_j + a_j] \quad (1)$$

A equação (1) define os ingressos líquidos para uma região. Em outras palavras, esta variável é definida como a diferença entre os “inputs” de novos imigrantes, considerando a imigração de indivíduos provenientes de outras

<sup>1</sup>Onde uma determinada quantidade de insumos se torna produto numa proporção fixa no curto prazo, assegurada pela hipótese de ausência de mudanças técnicas neste período de tempo, no curto-prazo (e.g até cinco anos) em que um indivíduo é considerado um migrante.

regiões do país ( $n_j$ ) mais a imigração ( $f_j$ ) e os “outputs” de indivíduos, levando em conta a saída de indivíduos (i.e emigração) para outras regiões dentro do país ( $e_j$ ) assim como a emigração ( $a_j$ ).

Por meio da tabela 1 é possível observar a definição do vetor  $x$ , no qual os elementos  $x_{ji}$  desse vetor mostram os fluxos de entrada que chegam à região  $j$ . Os elementos desse vetor podem ser definidos com a seguinte soma  $x_j = n_j + f_j$ , ou de forma alternativa, como  $x_j = nm_j + [e_j + a_j]$ , usando os termos da equação 1. Importante salientar que tal equivalência vale para o sistema como um todo

$$\begin{aligned} x' &= n' + f' \\ x &= nm + [e + a] \end{aligned} \quad (2)$$

A analogia da Tabela 1 com as matrizes de insumo-produto é clara, pois o somatório nas colunas e nas linhas são iguais para cada região, assim como nas matrizes de insumo-produto. A referida tabela permite evidenciar qual a variável de interesse para avaliação. No caso do presente trabalho a variável de interesse são os fluxos recebidos por um grupo de regiões (vetor  $x$ ), e portanto, será possível derivar um modelo para esta variável.

Algumas hipóteses devem ser feitas para explicar  $x'$  por meio de um modelo de insumo-produto. Uma hipótese básica é que a chegada de um imigrante (vetor  $f'$  é considerada exógena ao modelo de  $N$  regiões em análise. Adicionalmente, por meio da Tabela 1, é possível definir um coeficiente  $d_{ij} = m_{ij}/x_i$ , que será tomado como fixo. A segunda hipótese é que o coeficiente  $d_{ij}$  mede o número de migração inter-regional que se move da região  $i$  para a região  $j$  em relação ao número de influxos (incluindo a imigração) recebidos pela região  $i$ . A título de exemplo, suponha que  $d_{ij} = 0,05$ , a interpretação se daria da seguinte maneira: isso implica que para cada 100 pessoas recebidas na região  $i$ , por meio de algum mecanismo de ajuste esta região empurra 5 pessoas para a região  $j$ . Assumindo que tal razão é fixa no curto prazo a mesma tem aderência em termos empíricos. A interpretação de tal coeficiente está diretamente relacionada ao efeito deslocamento discutido na introdução desse artigo, ou seja, quando uma região recebe influxos de migração, alguma parte de sua população é deslocada para outra área. A matriz  $D$  contém todos os coeficientes  $d_{ij}$  para  $N$  regiões consideradas nesse modelo.

$$D = \begin{bmatrix} 0 & d_{12} & \dots & d_{1N} \\ d_{21} & 0 & \dots & d_{2N} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ d_{N1} & d_{N2} & \dots & 0 \end{bmatrix} \quad (3)$$

Portanto, o vetor de imigrantes ( $n$ ) pode ser expresso como:

$$n' = x'D = \begin{bmatrix} x_1 & x_N \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0 & d_{12} & \dots & d_{1N} \\ d_{21} & 0 & \dots & d_{2N} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ d_{N1} & d_{N2} & \dots & 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} n_1 & n_N \end{bmatrix} \quad (4)$$

A equação pode ser escrita usando  $D$ .

$$x' = n' + f' = x'D + f' \quad (5)$$

**Tabela 1:** Estrutura de uma matriz de insumo produto de fluxos de migração

Regiões	Região 1	Região 2	Região 3	Região N	$e$	$a$	$nm$	$x$
Região 1	0	$m_{12}$	$m_{13}$	$m_{1N}$	$e_1 = \sum_{j=1}^N m_{1j}$	$a_1$	$nm_1$	$x_1$
Região 2	$m_{21}$	0	$m_{23}$	$m_{2N}$	$e_2 = \sum_{j=1}^N m_{2j}$	$a_2$	$nm_2$	$x_2$
Região 3	$m_{31}$	$m_{32}$	0	$m_{3N}$	$e_3 = \sum_{j=1}^N m_{3j}$	$a_3$	$nm_3$	$x_3$
Região N	$m_{N1}$	$m_{N2}$	$m_{N3}$	0	$e_N = \sum_{j=1}^N m_{Nj}$	$a_N$	$nm_N$	$x_N$
N	$n_1 = \sum_{t=1}^N m_{t1}$	$n_2 = \sum_{t=1}^N m_{t2}$	$n_3 = \sum_{t=1}^N m_{t3}$	$n_N = \sum_{t=1}^N m_{tN}$				
F	$f_1$	$f_2$	$f_3$	$f_N$				
X	$x_1$	$x_2$	$x_3$	$x_N$				

Fonte: Vázquez et al. (2011)

Suponha que o grupo de  $N$  regiões (um país) recebe em um dado período um vetor de imigração  $f'_1$ . Como resultado, as regiões irão receber um influxo de  $f'_1$  primeiro. Entretanto, os imigrantes irão empurrar parte da população que vivia na região  $e$ , que migrarão para uma das outras  $N$  regiões, e, portanto, haverá uma nova chegada de migrantes igual a  $f'_1 D$ , que irá deslocar novamente parte da população igual a  $f'_1 D D$  e assim por diante. A expressão que descreve todo o processo para obter um novo vetor de influxos  $x'_1$  é:

$$x'_1 = f'_1 + f'_1 D + f'_1 D^2 + f'_1 D^3 + \dots = f'_1 [I + D + D^2 + D^3 + \dots] \quad (6)$$

Sendo  $I$  uma matriz identidade. Sob certas condições matemáticas (6) pode ser escrita como:

$$x' = f' [I - D]^{-1} \quad (7)$$

A equação (7) explica as mudanças nos influxos bruto ( $x'$ ) de mudanças na imigração ( $f'$ ): dado o pressuposto de que a matriz de coeficientes permanece fixa. As equações (6) e (7) apresentam a ideia de que um aumento na imigração, além de ser percebido pelo impacto que é diretamente gerado, implica em impactos indiretos que leva aos influxos recebidos pelo conjunto de  $N$  regiões serem maior que o aumento inicial de ( $f'$ ).

## 2.1 Índice Regional de Efeito Deslocamento

Os elementos da matriz  $[I - D]^{-1}$  desempenham um papel crucial. A estrutura dessa matriz é:

$$[I - D]^{-1} = \begin{bmatrix} \delta_{11} & \delta_{12} & \cdot & \delta_{1N} \\ \delta_{21} & \delta_{22} & \cdot & \delta_{2N} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \delta_{N1} & \delta_{N2} & \cdot & \delta_{NN} \end{bmatrix} \quad (8)$$

Onde o elemento  $\delta_{ij}$  mostra a variação no número de influxos que chegam à região  $j$  como o resultado da recepção de um imigrante na região  $i$ . O valor desse elemento dependerá do número de pessoas que se desloca da região  $i$  para a região  $j$  quando novos imigrantes chegam em  $i$ . Em outras palavras ( $\delta_{ij}$ ) pode ser interpretado pela seguinte derivada:

$$(\delta_{ij}) = \frac{d_{xj}}{d_{f_i}} \quad (9)$$

Mesmo que não haja fluxos de imigração inter-regional entre as regiões  $i$  e  $j$ , os elementos ( $\delta_{ij}$ ) podem se diferenciar de zero, dado que ele também mede os efeitos indiretos. Exemplificando, a recepção de imigrantes em  $i$  desloca alguma população para a região  $h$ , e conseqüentemente alguma população de  $h$  se move para a região  $j$ .

Dos elementos ( $\delta_{ij}$ ) da matriz  $[I - D]^{-1}$  é possível construir um índice que mede quais as regiões empurram mais de sua população para fora quando elas recebem imigrantes. Para tal, basta apenas obter o seguinte vetor.

$$p = [I - D]^{-1} i \quad (10)$$

onde  $i$  representa um vetor de valores unitários e os elementos  $p_i$  medem quantas pessoas são deslocadas para  $N$  regiões como uma consequência da

chegada de um imigrante na região  $i$ . Por exemplo, um elemento de  $p_i = 1,50$  significa que se a região  $i$  recebe 1000 imigrantes, este movimento irá produzir no total influxos de 1500 em todas as  $N$  regiões. Desta quantia, 500 indivíduos são deslocados por meio das migrações interregionais devido à recepção de 1000 imigrantes em  $i$ .

Consequentemente, os elementos  $p_i$  do vetor  $p$  podem ser interpretados como um indicador que mede quanta população cada região desloca quando há chegada de imigrantes.

Este índice pode ser usado como uma ferramenta de simulação. Esta permite verificar a resposta de diferentes regiões em relação a choques produzidos pela chegada de imigrantes. Portanto, um índice  $p_i$  relativamente alto significa que esta região possui características que, quando imigrantes são recebidos, as pessoas são conduzidas ao deslocamento para outras regiões.

A situação oposta ocorre quando a região apresenta um  $p_i$  relativamente pequeno e tem características de uma região que não necessita deslocar uma grande parte de sua população quando recebe imigrantes. As razões destas absorções e/ou dispersões demográficas no estudo de Vázquez et al. (2011) se limitam a dinâmica de mercado, porém, elas se estendem quando o país estudado tem dimensões continentais, e desequilíbrios regionais intensos, como o caso brasileiro. Com o intuito de construir um índice comparável com a média e então conhecer quando um  $p_i$  é relativamente grande ou pequeno, o índice  $p_i$  é modificado da seguinte maneira:

$$p^* = N \frac{[I - D]^{-1}i}{i'[I - D]^{-1}i} \quad (11)$$

Quando  $p_i^*$  é maior do que um isso implica que essa região gera um grande deslocamento de pessoas quando imigrantes chegam nela e é menor que um quando o oposto acontece.

### 3 Dados

A base de dados escolhida para realização desta pesquisa foi o Censo de 2010 fornecido pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Com os dados do Censo é possível analisar as tendências de longo prazo da população migrante (imigrantes e emigrantes) em nível de microrregiões e até de municípios. O nível microrregional foi escolhido como limite espacial em detrimento do nível estadual, pois representa melhor a diversidade brasileira correlacionada ao processo migratório. O Censo de 2010 contém algumas inovações metodológicas e variáveis inéditas que permitem o exercício aplicado neste trabalho.

#### 3.1 Estatísticas Descritivas

Dispondo dos dados do Censo 2010 é possível identificar os primeiros traços do movimento migratório brasileiro. Os estados da Bahia (248128,50) e São Paulo (272206,20) apresentam respectivamente o maior saldo emigratório (emigrantes menos imigrantes) e imigratório (imigrantes menos emigrantes) do Brasil. Isso mostra a característica do estado de São Paulo como um todo, ao contrário da região metropolitana do estado que tem saldo migratório negativo (-389863,27) e apresenta características dispersoras de migrantes. O

estado da Bahia apresenta características mais homogêneas em relação às suas microrregiões.

Observando na tabela 2 a entrada e saída de migrantes (incluindo os fluxos internacionais) dos estados brasileiros é possível verificar que os estados do Acre e de Roraima possuem as menores participações, respectivamente, no impacto sobre o deslocamento total da população.

O Censo 2010 confirmou algumas tendências anteriores dos fluxos migratórios e revelou novos espaços de redistribuição espacial. Mostrou que os deslocamentos populacionais internos movimentaram em 2010 mais de 10,5 milhões de pessoas entre as regiões brasileiras. Entre os resultados é possível afirmar que a região Nordeste obteve a maior perda (700,32 mil pessoas), enquanto que as demais regiões exibem saldo positivo. O Centro-Oeste exibe há dez anos o posto de segundo maior saldo migratório (252,558 mil). Segundo ela pode estar se tornando um polo de atração de população das demais regiões brasileiras. A mudança expressiva acontece na região Sul que sai da posição de perdedora líquida para ganhadora líquida.

Ao longo do século XX os dados censitários têm mostrado um decaimento do estoque de imigrantes. Verifica-se um forte declínio da participação dos imigrantes na população total. A partir dos dados censitários, na década de 1980 foi estimado que 912 mil imigrantes viviam no país. Esse total caiu para 767,781 mil em 1991. Em 2000 esse total atinge 651,226 mil, a maioria deles é sobrevivente dos grandes fluxos das etapas anteriores. Em 2010 só a entrada de imigrantes no país atingiu 278,461 mil.

A Figura 1 mostra as micro regiões que receberam imigrantes internacionais acima da média das micro regiões brasileiras em 2010 segundo os dados do Censo demográfico para este ano. Esta figura ajuda a descobrir as características das áreas do país que se mostram mais atraentes aos olhos dos imigrantes estrangeiros nos últimos anos.

Percebe-se, por meio da Figura 1, um grande fluxo de imigrantes estrangeiros para as regiões mais desenvolvidas do país. A região Sudeste recebe o maior número de imigrantes deste período devido a sua forte dinâmica econômica superior às outras regiões do país, principalmente a microrregião de São Paulo que recebe (42806 mil). Também se encontram acima da média de recebimento de imigrantes as micro regiões de Curitiba (8721), Londrina (4424), Foz do Iguaçu (7445) e Porto Alegre (4599) no Sul do país, as micro regiões de Manaus (1821 mil) e Porto Velho (994) no Norte, Brasília (6435) e Goiânia (6919) no Centro-Oeste, e Fortaleza (2935 mil) e Porto Seguro (2295) no Nordeste.

Um outro aspecto que pode estar determinado algumas das áreas acima da média é o efeito fronteira, ou seja, por questões de proximidade geográfica e facilidade de acesso tais regiões podem ter um fluxo maior de migrantes internacionais.

#### 4 Resultados

Os elementos da matriz  $[I - D]^{-1}$  permitem a identificação das micro regiões onde a recepção de um imigrante desloca uma porção relativamente grande de sua população nativa para outras localidades.

O vetor  $p = [I - D]^{-1}i$  quantifica quantas pessoas são deslocadas para outras microrregiões do Brasil em 2010 como uma consequência da chegada de

**Tabela 2:** Participação da migração estadual % – 2010

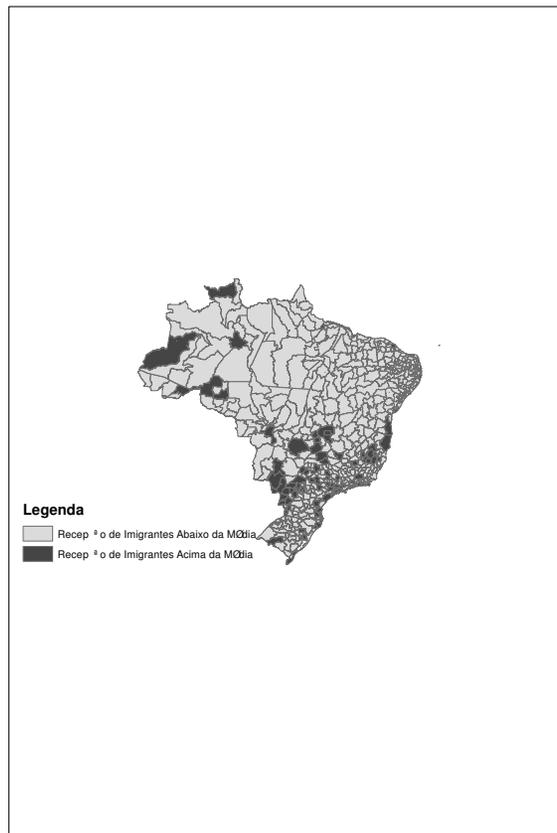
ESTADOS	ENTRADA	SAÍDA
Rondônia	1,44	1,36
Acre	0,28	0,28
Amazonas	1,41	1,19
Roraima	0,36	0,23
Pará	4,19	4,58
Amapá	0,45	0,26
Tocantins	1,32	1,26
Maranhão	2,63	4,16
Piauí	1,16	1,81
Ceará	3,18	3,81
Rio Grande do Norte	1,82	1,69
Paraíba	1,69	1,97
Pernambuco	3,35	4,04
Alagoas	1,28	2,01
Sergipe	1,04	0,98
Bahia	5,64	7,86
Minas Gerais	9,22	9,53
Espírito Santo	2,26	1,72
Rio de Janeiro	5,12	4,97
São Paulo	23,00	20,28
Paraná	6,63	6,73
Santa Catarina	5,09	3,45
Rio Grande do Sul	5,24	5,91
Mato Grosso do Sul	1,97	1,77
Mato Grosso	1,97	2,77
Goiás	5,41	3,57
Distrito Federal	1,86	1,79
Total	100,00	100,00

Fonte: Elaboração Própria segundo os dados do Censo 2010.

**Tabela 3:** Imigrantes, Emigrantes e Saldo Migratório das Grandes Regiões - Censo 2010

Grandes Regiões	2010		
	I	E	Saldo Migratório
Norte	1004893,0	968960,3	35933
Nordeste	2326328,4	3026630,9	-700303
Sudeste	4132476,8	3797432,3	335045
Sul	1765196,0	1688429,4	76767
Centro	1281795,7	1029237,0	252559

Fonte: Elaboração Própria com base no Censo 2010. (Na segunda e terceira coluna constam os valores de Imigração e Emigração respectivamente).



Fonte: Elaboração Própria

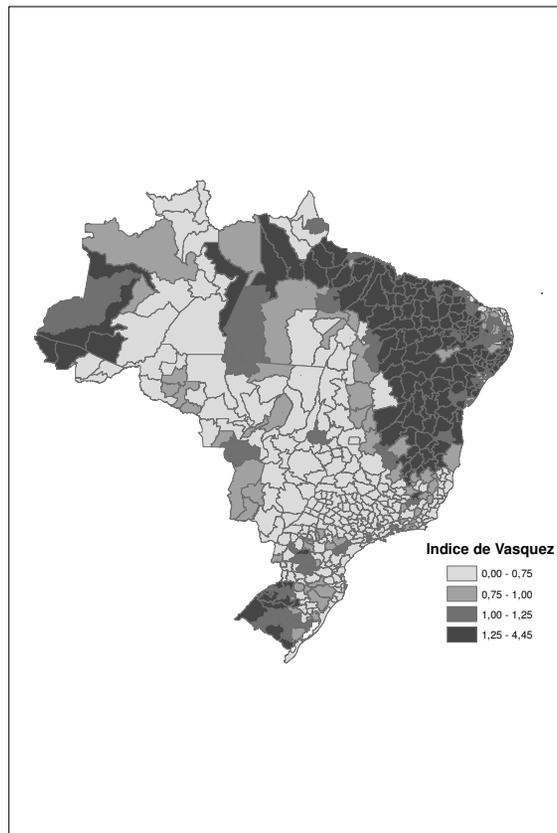
**Figura 1:** Fluxo de Imigração Internacional em 2010

um imigrante na microrregião  $i$ . Importante lembrar que o índice  $p^*$  foi construído para ser comparável com a média e poder avaliar o processo de deslocamento em termos relativos. Assim sendo, a avaliação será realizada com base no índice  $p^*$ .

Para efeito de simplicidade na Figura 2 as cores mais escuras representam as microrregiões que apresentam índice maior do que um (são aqueles que deslocam população nativa acima da média nacional pela chegada de um imigrante) e as cores claras as microrregiões com índice menor do que um (são aquelas capazes de absorver a população imigrante sem expulsar um número relativamente grande de nativos para fora).

As microrregiões de cores mais claras são aquelas que, em termos relativos, expulsam um número menor de pessoas para outras regiões. Importante ressaltar que, num país de dimensões e heterogeneidades como o Brasil, o tamanho da região importa e pode influenciar os resultados apresentados neste artigo. Além disso, é necessário ressaltar o efeito fronteira com outras regiões. Na Figura 2 isso pode ser, em parte, evidenciado nos resultados para o Rio Grande do Sul e Santa Catarina, que além de ter uma grande extensão de fronteira é composta por um alto número de pequenos municípios.

Por outro lado, o resultado para os índices das microrregiões do Rio de Ja-



Fonte: Elaboração Própria

**Figura 2:** Índice Regional do Efeito Deslocamento

neiro, Belo Horizonte, Porto Alegre, Curitiba, Salvador, Florianópolis, Goiás, Brasília, Natal, e Porto Velho podem estar relacionados ao tamanho de tais regiões. Ao observar a figura 2 verifica-se a seguinte dimensão espacial do fluxo migratório: a) regiões classificadas com indicador abaixo de 1 (*e.g.* mercado de trabalho com capacidade de absorção) – esta região é formada por microrregiões situadas nos estados de Minas Gerais (*e.g.* região abaixo de Belo Horizonte), Espírito Santo, Rio de Janeiro e São Paulo; na região Sul nos estados do Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul (*e.g.* com exceção da parte oriental do estado) e região Centro-oeste (com algumas exceções no extremo oriente do Mato Grosso do Sul); e b) regiões classificadas com indicador acima de 1 (*e.g.* mercado de trabalho sem capacidade de absorção) – a grande maioria das microrregiões que formam este grupo está situada nos estados do Nordeste e do Norte. Há também microrregiões na parte Norte do estado de Minas Gerais e oeste do estado do Rio Grande do Sul.

Estes resultados estão em linha com a literatura que aponta a seleção positiva dos migrantes e, portanto, na ideia de que o fenômeno de migração pode estar atrelado, por um lado, ao fato de que há o deslocamento da população em direção a áreas com perspectivas econômicas mais favoráveis do que sua região de origem.

Portanto, este resultado evidencia um padrão bastante dicotômico da configuração espacial brasileira. Em outras palavras, tomando por base o indicador de deslocamento e questões relativas ao mercado de trabalho é possível verificar a capacidade de absorção e, porque não dizer, um menor diferencial de habilidade entre os migrantes e não migrantes da parte centro-sul do país em detrimento de um maior diferencial e, portanto, capacidade de absorção de mão-de-obra da parte norte-nordeste do país.

Especificamente a microrregião de São Paulo tem uma característica peculiar em relação aos grandes centros urbanos. Apresenta um índice  $p^*$  de (1.07) e expulsa população acima da média nacional na ordem de 2997 mil. Apesar de ser o maior polo de riqueza nacional, com uma indústria diversificada e tecnológica para absorver mão de obra o estado tem perdido participação no PIB nacional devido a uma tendência histórica de desconcentração econômica.

Além disso, o próprio uso de novas tecnologias para o processo de produção de bens e serviços e a histórica atratividade migratória exercida pela região torna o mercado cada vez mais competitivo e seletivo para a contratação de trabalhadores.

A chegada de um imigrante pode acirrar a competição entre a mão de obra disponível e promover o deslocamento da população para outras áreas menos competitivas, assim como incentivar a saída de pessoas que buscam por melhores condições de vida em cidades menos agitadas e povoadas. Este resultado está em linha com os efeitos de deseconomias de aglomeração apresentado pelos municípios que compõem esta microrregião.

É sabido que nos últimos anos o principal município da microrregião tem enfrentado aumentos no custo da terra; aumento no custo de vida, diminuição do bem-estar advindo de poluição, congestionamentos e criminalidade, por exemplo. Isso, pode em parte, estar tornando esta região uma região dispersora de população.

## 5 Conclusão

Este trabalho traz contribuições para a literatura ao apresentar, para o Brasil, um modelo de análise de fluxo migratório tomando por base a estrutura de relações de origem e destino dos migrantes. Importante ressaltar que a junção das ideias e conceitos provenientes das matrizes de insumo-produto com discussões relativas aos deslocamentos populacionais é também uma questão relevante para as análises regionais no Brasil.

O resultado encontrado para o índice de efeito deslocamento permitiu dividir as microrregiões brasileiras em dois grupos: a) aquelas com índice maior que um - micro regiões que não são capazes de absorver fluxos de indivíduos sem que haja deslocamento/expulsão de nativos; b) aquelas com índice menor do que um - micro regiões que são capazes de absorver mão de obra imigrante sem causar grandes deslocamentos na população local. Assim sendo, é possível dividir os dois grupos em regiões com mercado de trabalho com pequena capacidade de absorção e mercado de trabalho com capacidade de absorção de mão-de-obra. Em síntese, o trabalho contribui para entender, por um outro ângulo, a estrutura espacial heterogênea de disparidades regionais.

O caráter dicotômico do índice regional do efeito deslocamento nas microrregiões, apresentado na Figura 2, reflete em parte, as disparidades regionais de renda na economia brasileira. Há autores que preconizam que processos de

transferência de renda por parte do governo podem, no longo prazo, mudar tal situação e, portanto, fazer com que as taxas de crescimento de regiões mais pobres alcancem a das regiões mais ricas. Em outras palavras, o processo de transferência seria um fator que ajudaria no processo de convergência.

Outra hipótese que pode ser levantada tomando os resultados apresentados é que o mercado de trabalho das regiões absorvedoras pode apresentar uma estrutura de organização espacial da atividade econômica que permita que as habilidades dos entrantes sejam melhor aproveitadas e haja um processo de complementaridade com a mão de obra local. Em outras palavras, tais microrregiões podem apresentar, por exemplo, altas taxas de crescimento, setor industrial dinâmico e setores com incorporação de tecnologia.

As microrregiões, que na simulação realizada, são capazes de expulsar população nativa acima da média estão localizadas no Norte e Nordeste do Brasil, mas existem outras que estão espalhadas pelas demais regiões do país. Algumas destas microrregiões do Norte e Nordeste, tais como Litoral Ocidental Maranhense, Rosário, Litoral Norte, Lençóis Maranhenses, Baixada Maranhense, Itapeturu Mirim, Gurupi, Parintins, Guajará-Mirim, Vilhena, Arapiraca, Euclides da Cunha, Litoral Nordeste e outras.

Entre as microrregiões que, na simulação realizada, absorvem os imigrantes sem dispersar população nativa de seus territórios estão as maiores microrregiões em termos de PIB do Brasil, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Porto Alegre, Curitiba, Salvador, Florianópolis, Goiás, Brasília, Natal, e Porto Velho e regiões de crescimento intenso como, Itaguaí, Três Rios, Macaé, Vassouras e outras.

Portanto, esse trabalho está em linha com a literatura ao tratar o fenômeno migratório sob uma perspectiva espacial com uma desagregação microrregional que permita captar as diferenças/heterogeneidades regionais. Os resultados do índice de deslocamento mostram/mapeiam, de uma maneira inovadora, a estrutura microrregional em termos de localidades mais receptivas aos migrantes e regiões menos receptivas aos migrantes e contribui para o melhor entendimento de uma das questões inerentes ao fluxo migratório, ou seja, o deslocamento de nativos. A abordagem aqui escolhida permite também evidenciar o impacto da fronteira no processo de migração. Portanto, o caráter sistêmico e de interconexão da estrutura de “insumo-produto” permite ser usado para captar os deslocamentos de indivíduos e o caráter exógeno dessa mesma matriz permite fazer os exercícios de “simulação” deste artigo, que está captado pelo efeito deslocamento.

## **Agradecimentos**

Os autores agradecem o financiamento da CAPES, CNPq e FAPEMIG para realização deste trabalho.

## **Referências Bibliográficas**

Borjas, G. J. (1997), *Handbook of labour economics*, Vol. 3, North Holland, New York, chapter The economic analysis of immigration.

Borrás, B. C. & Miralles, J. M. P. (2003), ‘Flujos demográficos regionales: un análisis input-output’, *Estadística española* 45(154), 407–429.

Filler, R. K. & Freeman, R. B. (1992), *Immigration and the work force: economic consequences for the United States and source areas*, University of Chicago Press, Chicago, chapter The impact of immigrant arrivals on migratory patterns of native workers.

Freguglia, R. S., Menezes-Filho, N. A. & Souza, D. B. (2007), 'Diferenciais salariais inter-regionais, interindustriais e efeitos fixos individuais: uma análise a partir de Minas Gerais', *Estudos Econômicos (São Paulo)* 37(1), 129–150.

Frey, W. H., Liaw, K., Xie, Y. & Carlson, M. J. (1996), 'Interstate migration of the US poverty population: immigration "pushes" and welfare magnet "pulls"', *Population and Environment: A Journal of Interdisciplinary Studies* 17(6), 491–533.

Gama, L. C. D. & Machado, A. F. (2014), Migração e rendimentos no Brasil: análise dos fatores associados no período intercensitário 2000-2010, in ANPEC, ed., 'Anais do 42º Encontro Nacional de Economia (ANPEC), Natal', Vol. 28 of 42, Anais ANPEC.

Garin, R. A. (1966), 'Research note: A matrix formulation of the lowry model for intrametropolitan activity allocation', *Journal of the American Institute of planners* 32, 361–364.

Hatton, T. J. & Tani, M. (2005), 'Immigration and inter-regional mobility in the UK, 1982-2000', *The Economic Journal* 115(507), 342–358.

Lowry, I. S. (1964), *A model of metropolis*, Rand Corporation, Santa Monica, California.

Machado, F. A. S. & Souza, A. P. F. (2013), Efeitos salariais da imigração no Brasil: uma simulação, in 'Anais do 41º Encontro Nacional de Economia', number 41, Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia (ANPEC), ANPEC, Natal, RN.

Ravenstein, E. G. (1989), 'The laws of migration', *Journal of the Royal Statistical Society* 52(2), 241–305.

Rodríguez-Pose, A. & Tselios, V. (2010), 'Returns to migration, education and externalities in the European Union', *Nota di lavoro//Fondazione Eni Enrico Mattei: Global challenges*.

Sjaastad, L. A. (1962), 'The costs and returns of human migration', *Journal of Political Economy* 70(5), 80–93.

Vázquez, E. F., Muñiz, A. S. G. & Carvajal, C. R. (2011), 'The impact of immigration on interregional migrations: an input–output analysis with an application for Spain', *The Annals of Regional Science* 46(1), 189–204.

Walker, R., Ellis, M. & Barff, R. (1992), 'Linked migration systems: immigration and internal labor flows in the United States', *Economic Geography* 68, 234–248.

Wright, R., Ellis, M. & Reibel, M. (1997), 'The linkage between immigration and internal migration in large metropolitan areas in the United States', *Economic Geography* 73, 234–254.

## FUNÇÃO DE PRODUÇÃO DE IDEIAS E CRESCIMENTO NO BRASIL E SUAS REGIÕES

LEILYANNE VIANA NOGUEIRA \*  
RONALDO DE ALBUQUERQUE E ARRAES †

### Resumo

Propõe-se estimar funções de produção de ideias e testar a importância de *spillovers* regionais, baseado em proposições teóricas divergentes. Formula-se tal função e aplicam-se métodos de estimação com correções de erro para contornar heterogeneidades comuns em painéis. Observou-se que estoque de conhecimento contribui positivamente para produção de ideias e rejeitou-se a hipótese de fortes *spillovers* intertemporais. Ademais, a elasticidade da produção de conhecimento com respeito ao capital humano foi significativa, positiva e menor que um. A hipótese de retornos de escala constantes ou crescentes também foi rejeitada. O efeito do estoque de conhecimento da vizinhança sobre o desempenho tecnológico foi significativo e positivo na função de produção do Brasil. Entretanto, não houve resultado convergente nas funções regionais.

**Palavras-chave:** Crescimento Econômico, Inovação Tecnológica, Função de Produção de Ideias.

### Abstract

It is proposed the estimation of ideas production functions, and to test the relevance of regional spillovers relying on divergent theoretical propositions. The functions are estimated by methods that consider error term corrections to overcome heterogeneities in the panel data. It was observed that stock of knowledge contributes positively to production of ideas, and the assumption of strong intertemporal spillovers was rejected. The elasticity related to produce knowledge to human capital was significant, positive and less than unity. The assumption of constant or increasing returns to scale was also rejected. The effect of neighborhood knowledge stock on the technological performance was significant and positive in the production function of Brazil. However, there was no convergent result in regional functions.

**Keywords:** Economic Growth, Technological Innovation, Production Function of Ideas.

**JEL classification:** O3, O40, O38

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea135751>

\* Doutoranda do Curso de Pós-Graduação em Economia (CAEN) da Universidade Federal do Ceará (UFC). Fortaleza, Ceará, Brasil. E-mail: leilyviana@hotmail.com.

† Professor do Curso de Pós-Graduação em Economia (CAEN) da Universidade Federal do Ceará (UFC). Fortaleza, Ceará, Brasil. E-mail: ronald@ufc.br.

## 1 Introdução

Por que existem hiatos acentuados do padrão de vida entre determinados países, ou mesmo entre regiões de um país? Como destacam Barro & Sala-i Martin (2004), o estudo das trajetórias de crescimento de longo prazo dos países (ou das regiões) é importante para responder essa pergunta, porque mesmo pequenas diferenças nas taxas de crescimento de longo prazo, quando acumuladas ao longo dos anos, têm substanciais efeitos nos padrões de bem-estar dos indivíduos.

Devido à importância do crescimento econômico, é imprescindível compreender seus fatores determinantes. Os teóricos do crescimento evidenciam que a elevação contínua da produtividade total dos fatores é fundamental para o crescimento sustentado. Nos modelos de crescimento endógeno, produtividade e inovação tecnológica estão intrinsecamente relacionadas, uma vez que acumulação de conhecimento ou geração de ideias aumentam a produtividade dos outros insumos de produção, podendo gerar retornos crescentes de escala. É relevante, portanto, investigar a forma como as economias acumulam ideias e conhecimento.

Na literatura teórica, Romer (1990) e Jones (1995) propuseram diferentes especificações para o processo de acumulação de ideias. Por um lado, Romer assume a existência de fortes *spillovers* intertemporais positivos de modo que a produtividade do setor de ideias aumenta proporcionalmente com o estoque total de conhecimento disponível na economia. Dessa maneira, destinar mais capital humano à pesquisa resulta numa maior taxa de produção de tecnologia e, conseqüentemente, numa maior taxa de crescimento da economia. O autor ressalta que, no equilíbrio, uma quantidade de capital humano menor que a ótima será empregada no setor de pesquisa devido aos efeitos externos positivos da produção de conhecimento. Sendo assim, subsídios à P&D e outras políticas governamentais que fomentem o setor de P&D são necessárias, visto que podem influenciar a taxa de crescimento de longo prazo.

Por outro lado, Jones atesta que tal especificação é incompatível com as evidências empíricas das economias industrializadas. Por isso, o autor propõe uma forma côncava para a função de produção de conhecimento, o que é suficiente para eliminar os efeitos escala do modelo de Romer. Sob essa proposição, crescimento de estado estacionário é invariante à política fiscal, tais como créditos fiscais e subsídios à P&D. Isso ocorre porque a forma côncava da função de produção implica que uma taxa de crescimento constante das ideias requer um aumento constante nos recursos destinados à criação de ideias, de modo que políticas governamentais que tencionem elevar a produção de conhecimento deslocarão o nível de produtividade, mas serão inócuas em relação à taxa de crescimento.

Por conseguinte, é importante investigar o que a evidência empírica sugere a respeito da forma da função de produção de ideias. Tal função é linear nos seus insumos como preconiza Romer (1990) ou côncava como defende Jones (1995)? Nesse sentido, considerando as diferentes previsões dos modelos de Romer (1990) e Jones (1995) e sua importância para a formulação de políticas e, ainda, dada a escassez desse tipo de estudo para o Brasil, este artigo objetiva estimar a função de produção de ideias das regiões brasileiras, a fim de testar a importância da inovação tecnológica no desempenho regional.

Outro objetivo deste estudo é investigar a existência de *spillovers* de ideias na dimensão espacial, isto é, pretende-se averiguar se o estoque de conheci-

mento acumulado nas vizinhanças de um estado importa para o seu desempenho inovador.

A despeito das políticas de desenvolvimento regional implantadas desde a década de 50 nas regiões menos dinâmicas do Brasil, as desigualdades regionais ainda persistem. Em 1980, Sudeste e Sul produziam 79,79% do PIB brasileiro e, em 2011, esse percentual cai para 71,63%; enquanto que a região Nordeste, com cerca de 30% da população brasileira, aumentou sua participação no PIB de 9,10% em 1980 para 13,40% em 2011.

Conforme dados do Instituto Nacional de Propriedade Industrial (INPI), há também uma acentuada concentração de geração de conhecimento nas regiões Sudeste e Sul. Ao longo de 2000 a 2012, em média, 62,22% de todas as patentes depositadas por via direta neste Instituto foram provenientes da região Sudeste; 26,04% do Sul; 5,62% do Nordeste; 4,21% do Centro-Oeste e 1,23% do Norte. Nesse mesmo período, o número médio de patentes depositadas por ano no INPI foi de 24.514. A trajetória de depósito de patentes foi crescente, registrando uma variação positiva de 63% no período analisado. Além disso, em média, 21% dos depositantes são residentes. A participação dos residentes, entretanto, decresceu cerca de 26% na série analisada. A razão média entre concessão e depósito é de somente 15%.

Com relação ao Sistema Nacional de Inovação (SNI), cabe destacar que, segundo Freeman (1988) *apud* Albuquerque (1998), trata-se de um arranjo institucional, planejado ou não, que impulsiona o progresso tecnológico. Esse arranjo é constituído por firmas, agências do governo, universidades, institutos de pesquisa entre outros, que interagem com os sistemas educacional, industrial e financeiro, a fim de gerar, implementar e difundir inovações. Albuquerque (1998) complementa ao afirmar que o SNI brasileiro não é uma instituição madura, pois o País tem uma infraestrutura de ciência e tecnologia sedimentada, que não se traduz em efetiva produção de inovação.

Sendo assim, investigar se políticas governamentais de incentivos à P&D influenciam a taxa de crescimento *per capita* de longo prazo é importante para o caso brasileiro, uma vez que ainda há muito a ser desenvolvido pelo SNI, além da necessidade de proposição de políticas que reduzam as desigualdades regionais. Para a consecução do que se propõe analisar, utilizam-se três painéis de dados dos quais se estimam funções de produção de ideias do Brasil e de suas cinco regiões por métodos de estimação apropriados que incorporam correções de erro a fim de contornar heterogeneidades comuns nesse tipo de amostra. São feitos testes sobre os parâmetros de interesse, a fim de se validar ou não a linearidade da função de produção de ideias e verificar a existência de *spillovers* espaciais.

O artigo contempla mais quatro seções. Na segunda seção, são expostos os aspectos teóricos e as evidências empíricas relacionadas ao tema. A terceira seção apresenta a metodologia que explicita as hipóteses teóricas a serem testadas nos modelos econométricos, a base de dados, as *proxies* para conhecimento e capital humano e a análise descritiva dos dados. Os resultados são discutidos na quarta seção, seguida das considerações finais.

## 2 Crescimento e inovação: aspectos teóricos e evidências empíricas

### 2.1 Breve discussão dos modelos de crescimento endógeno

No início da década de 70, os estudos das flutuações de renda no curto prazo ganharam relevância em detrimento das pesquisas em crescimento econômico. Isso ocorreu principalmente porque a teoria até então desenvolvida não conseguia explicar crescimento de longo prazo. Nos modelos neoclássicos, por exemplo, progresso tecnológico é entendido como fator determinante do crescimento sustentado, mas é tomado como exógeno. A partir de meados dos anos 80, entretanto, a teoria do crescimento volta a uma posição de destaque como campo de pesquisa, dada a importância de se compreender os determinantes do crescimento de longo prazo. É nesse contexto em que se desenvolvem os modelos de crescimento endógeno, notadamente por meio dos trabalhos de Romer (1986) e Lucas (1988). (Barro & Sala-i Martin 2004)

O princípio teórico desenvolvido por Romer (1986) se baseia na formulação de uma função de produção da economia com rendimentos crescentes por meio dos processos de *learning by doing* e *spillover* de conhecimento. Enquanto o primeiro gera conhecimento no nível da empresa, o segundo difunde esse conhecimento para a economia como um todo, possibilitando os rendimentos crescentes. Sendo assim, o crescimento de longo prazo proposto nesse modelo é conduzido, principalmente, através da acumulação de conhecimento, daí, o foco central consiste em entender o conhecimento como forma básica de capital. Destaca-se ainda que o modelo de crescimento em tempo discreto estabelece uma tecnologia linear simples de pesquisa.

Deve-se salientar que a ideia do *learning by doing* foi inicialmente abordada por Arrow (1962) que, ao levar em conta a resposta da acumulação de conhecimento aos incentivos de mercado, assumiu que um aumento no estoque de capital físico das firmas geraria um aumento equiproporcional no estoque de conhecimento. Já para Lucas (1988), a produção de conhecimento é gerada, não pelo capital físico, mas, pela acumulação de capital humano, que implica em dois efeitos: interno, sobre a produtividade do indivíduo; e externo, sobre a produtividade de todos os fatores de produção. A lei de acumulação de capital humano é tal que um nível constante de esforço produz uma taxa de crescimento constante do estoque de capital humano, independente do nível já atingido. Nesses artigos, conhecimento é um subproduto não intencional (externalidade) da produção de um bem convencional.

Romer (1990), Grossman & Helpman (1991) e Aghion & Howitt (1992), por sua vez, argumentam que o crescimento é dirigido por mudança tecnológica que é resultado dos esforços de P&D de agentes maximizadores de lucro e esses esforços são posteriormente compensados com poder de monopólio. Esse progresso tecnológico consiste em avanço contínuo nos métodos de produção ou nos tipos e qualidades dos produtos. Tais modelos sugerem que subsídios à P&D e outras políticas governamentais podem influenciar a taxa de crescimento de longo prazo.

Já em Rebelo (1991), o crescimento é endógeno, mesmo na ausência de tecnologias com retornos crescentes de escala e externalidades. Isso porque, conforme o autor, existindo uma composição de bens de capital que pode ser produzida sem a contribuição de fatores não reproduzíveis, o crescimento endógeno é compatível com tecnologias de produção com retornos constantes de

escala. Os modelos propostos por ele implicam que as taxas de crescimento serão menores em países com mais altas taxas de tributação e com sistemas frágeis de proteção aos direitos de propriedades. Assim, as diferenças nas políticas governamentais explicam, em parte, as disparidades nas taxas de crescimento entre os países. Na abordagem Schumpeteriana de crescimento endógeno, o progresso tecnológico não é mais tratado como um aumento no número de tipos de produtos (inovação horizontal), mas sim, como aperfeiçoamentos na qualidade ou na produtividade de cada tipo de produto (inovação vertical). Nesse último caso, produtos melhores tornam os anteriores obsoletos (Barro & Sala-i Martin 2004).

No modelo de Aghion & Howitt (1992), inovações verticais, geradas num setor de pesquisa competitivo, constituem a fonte de crescimento econômico. As rendas de monopólio, garantidas pela obtenção de patentes, motivam os pesquisadores a investirem no melhoramento da qualidade dos produtos. Destaca-se que quanto menor a duração esperada do monopólio, menor a recompensa descontada de P&D; e parte da recompensa de um pesquisador bem sucedido origina-se da destruição criativa, que envolve a transferência de lucro do inovador anterior para o último inovador. O efeito líquido é um aumento no retorno privado de P&D em relação ao retorno social. Nesse modelo, a taxa de crescimento médio é função crescente do tamanho das inovações, da força de trabalho especializada e da produtividade da pesquisa.

Nessa mesma linha, no modelo de *quality ladder* de Grossman & Helpman (1991), as firmas competem para produzir a versão mais aperfeiçoada do produto e assim se apropriarem de todo o mercado. No equilíbrio de estado estacionário, existe uma taxa constante de inovação que garante uma taxa positiva de crescimento no longo prazo.

No modelo de Jones (1995), o crescimento é endógeno, por um lado, pois progresso tecnológico que gera crescimento de longo prazo resulta de esforços de agentes maximizadores de lucro, mas, por outro, o crescimento de longo prazo não é endógeno já que depende somente de parâmetros exógenos. Daí o modelo ser chamado de semiendógeno.

Como destaca Pessoa (2005), os modelos de crescimento endógeno consideram investimento na produção de conhecimento o motor do crescimento de longo prazo devido a duas características das ideias: a não-rivalidade – uma ideia pode ser usada simultaneamente e sem custos em diferentes processos ou por diferentes indivíduos; realimentação acumulativa – uma ideia pode servir de inspiração para descoberta de outras. Neste tocante, vale mencionar um modelo estendido de crescimento endógeno proposto por Vandenburg et al. (2006) para capturar os efeitos dessas características dentro do setor de inovação. Ao estabelecerem uma distinção entre as atividades de inovação e de imitação, e incorporar no seu modelo o fato importante de que a inovação requer mais capital humano (educação) do que a imitação, eles mostram que o investimento no ensino superior aumenta o crescimento da produtividade quanto mais perto a economia estiver da fronteira tecnológica mundial.

Em síntese, as ideias – conhecimento desincorporado – desempenham um papel principal nos modelos de crescimento endógeno. Isso porque a não-rivalidade do conhecimento é crucial para o crescimento econômico, devido a sua relação com retornos crescentes de escala (Jones 2004). Desse modo, é imprescindível estabelecer a forma como as economias acumulam ideias e conhecimento. O ponto de partida é compreender o confronto dos modelos teóricos de Romer (1990) e Jones (1995), o que é feito no próximo tópico.

## 2.2 Romer (1990) versus Jones (1995)

No modelo de Romer (1990), três premissas são fundamentais: mudança tecnológica fornece os incentivos para uma acumulação de capital contínua e ambas explicam substancial parte do aumento da produtividade; mudança tecnológica é resultado de decisões de investimento intencionais de agentes maximizadores de lucro, isto é, os incentivos de mercado são essenciais para que novo conhecimento seja transformado em bens com valor; e tecnologia é um bem parcialmente excludente e não rival. O modelo separa o componente rival do conhecimento, o capital humano, do não rival, o componente tecnológico. Esse último é medido pelo número de projetos de novos bens na economia.

Romer (1990) destaca ainda a relevância do capital humano no processo de pesquisa e conclui que a escala importante na determinação da taxa de crescimento da economia é o capital humano. Demonstra também que, no equilíbrio, uma quantidade reduzida de capital humano será destinada à pesquisa. Isso ocorre porque, no modelo, pesquisa produz um insumo que é comprado por um setor monopolista e porque pesquisa gera efeitos externos positivos. Sendo assim, o autor sugere que o ótimo social pode ser alcançado por meio de subsídios à acumulação de conhecimento. Ressalta também que as características do conhecimento relevantes para a teoria do crescimento são sua possibilidade de crescimento ilimitado e sua apropriação incompleta – o que explica a existência de *spillovers* de conhecimento.

Nesse modelo, a produção de conhecimento depende da quantidade de capital humano destinado à pesquisa,  $H_A$ , e da quantidade de estoque de conhecimento disponível na economia,  $A$ , visto que conhecimento é acumulação de ideias que, por sua vez, são desenvolvidas por pessoas. Na forma mais simples, variação do conhecimento,  $\dot{A}$ , será igual ao número de pessoas com habilidades trabalhando para descobrir novas ideias,  $H_A$ , multiplicado pela taxa na qual P&D gera novas ideias,  $\delta A$  – essa taxa é função da quantidade de conhecimento na economia. Sendo assim, a equação de acumulação de conhecimento segue a seguinte especificação:

$$\dot{A} = \delta H_A A \quad (1)$$

Onde  $\delta$  é um parâmetro de produtividade, que pode depender das instituições e escolhas políticas, do ambiente favorável ou não à inovação ou da relação entre instituições geradoras de inovações e empresas.

Romer destaca que duas suposições importantes estão incorporadas à Equação (1): destinar mais capital humano à pesquisa resulta numa maior taxa de produção de tecnologia como também de crescimento da economia; e quanto maior o estoque total de conhecimento, maior será a produtividade de um engenheiro que trabalha no setor de pesquisa, isto é, maior a facilidade de gerar novas ideias. Assume também que o custo de desenvolver uma nova ideia diminui à medida que a sociedade acumula conhecimento.

Há ainda duas suposições na forma funcional da Equação (1): a produção de conhecimento é linear em  $H_A$ , quando  $A$  é mantido constante, e é linear em  $A$ , quando  $H_A$  permanece constante; linearidade em  $A$  é o que torna possível o crescimento ilimitado. Isso porque, no modelo, o produto marginal do capital humano empregado no setor de bens finais cresce em proporção ao estoque de ideias já descoberto.

Se nessa equação a linearidade fosse substituída por uma função côncava de  $A$ , ou seja, se a produtividade marginal de  $H_A$  não continuasse a crescer em proporção à  $A$ , capital humano se deslocaria do setor de pesquisa para o de bens finais e a taxa de crescimento econômico se desaceleraria. Segundo Romer (1990), não havia na história evidências contra a especificação adotada, isto é, a favor da ideia de esgotamento das oportunidades de pesquisa e produção de conhecimento.

Em contraposição, Jones (1995) ressalta que a previsão de efeitos escala do modelo de Romer (1990) e de outros modelos de crescimento baseados em P&D – como Grossman & Helpman (1991), Aghion & Howitt (1992) – são inconsistentes com a evidência de séries temporais das economias industrializadas. Os dados mostram que o número de cientistas e pesquisadores trabalhando em P&D nos países desenvolvidos aumentou substancialmente na segunda metade do século XX, enquanto não houve a mesma tendência de crescimento na produtividade total dos fatores.

Tal previsão de efeitos escala sugere que um aumento no nível de recursos destinados à P&D aumenta a taxa de crescimento da economia. Mais especificamente, a crítica de Jones (1995) se dirige à implicação, derivada da Equação (1), de uma relação positiva entre a taxa de progresso tecnológico – portanto, a taxa de crescimento de estado estacionário da economia – e a quantidade absoluta de capital humano engajada no setor P&D.

A versão modificada do modelo de Romer (1990) proposta por Jones (1995) elimina os efeitos escala e faz o crescimento *per capita* de longo prazo dependente somente de parâmetros exógenos. Dombi (2006) ressalta que, ao propor tal modificação, Jones (1995) resolve uma inconveniência empírica, mas incorpora uma dificuldade teórica.

Jones (1995) parte da seguinte equação de acumulação de conhecimento:

$$\dot{A} = \delta H_A^\lambda A^\phi, \quad 0 < \lambda \leq 1 \quad (2)$$

Se  $\phi < 0$ , hipótese *fishing-out*, a taxa de inovação decresce com o nível de conhecimento. Se isto é verdade, então, as ideias mais óbvias são prontamente descobertas de modo que a probabilidade de um pesquisador engajado em P&D descobrir uma nova ideia é decrescente no nível de conhecimento. Se  $\phi > 0$ , então, existem *spillovers* positivos na produção de conhecimento (o chamado efeito *standing on shoulders*). O caso de retornos externos zero, ou seja, quando a taxa de inovação é independente do estoque de conhecimento, ocorre quando  $\phi = 0$ . Mais explicitamente, o parâmetro  $\phi$  representa o *spillover* intertemporal, isto é, a relação entre produtividade das ideias no presente e o número de ideias descobertas no passado.

Em Jones (1995), a restrição  $0 < \lambda \leq 1$  significa que a duplicação e a sobreposição de pesquisa reduzem o número total de inovações produzidas por  $H_A$  unidades de capital humano.

Quando  $\phi = 1$  e  $\lambda = 1$ , a Equação (2) se reduz à Equação (1) de Romer (1990).

Assim como em Romer (1990), Jones (1995) ressalta a importância do capital para a acumulação de conhecimento. Os autores justificam a omissão do capital na equação de P&D alegando que os principais resultados dos modelos são robustos à ausência do capital e que os cálculos são simplificados.

A discussão em Jones (1995) objetiva demonstrar que a suposição de  $\phi = 1$  no modelo de Romer (1990), além de absolutamente arbitrária, é inconsistente

com os dados de séries temporais de P&D e com o crescimento da produtividade total dos fatores. Sendo assim, Jones (1995) impõe a restrição de que  $\phi < 1$ , eliminando a suposição de que inovação eleva proporcionalmente a produtividade. O relaxamento da suposição de  $\phi = 1$  gera uma trajetória de crescimento equilibrado na presença de uma quantidade de capital humano crescente. Para tanto, basta reescrever a Equação (2), relativizando-a por  $A$ , como segue:

$$\frac{\dot{A}}{A} = \frac{\delta H_A^\lambda A^\phi}{A} = \delta \frac{H_A^\lambda}{A^{1-\phi}} \quad (3)$$

Nessa trajetória de crescimento equilibrado, a taxa de crescimento do conhecimento é constante e igual à Equação (4) abaixo. Isso é consistente com uma quantidade crescente de capital humano destinado à P&D desde que  $H_A^\lambda$  e  $A^{1-\phi}$  cresçam à mesma taxa. Tal estratégia é suficiente para eliminar os efeitos escala do modelo de Romer (1990).

Diferenciando a Equação (3), obtém-se:

$$\frac{\dot{A}}{A} = \frac{\lambda \left( \frac{\dot{H}_A}{H_A} \right)}{1 - \phi} \quad (4)$$

A taxa de crescimento da economia no estado estacionário, que é igual a do conhecimento, depende somente da taxa de crescimento da quantidade de capital humano destinado à P&D e dos parâmetros  $\phi$  e  $\lambda$ , que determinam, respectivamente, os retornos externos e de escala no setor de P&D. Note ainda que o crescimento é zero na ausência de crescimento do capital humano empregado no setor de pesquisa. Ao contrário, quando  $\phi = 1$ , crescimento da produtividade é possível com insumos constantes na produção de conhecimento.

Nesse modelo de Jones (1995), crescimento de estado estacionário é invariante à política fiscal, tais como créditos fiscais e subsídios à P&D. Esse resultado é exatamente o oposto ao de Romer (1990).

Para Jones, a intuição é que crescimento econômico está diretamente relacionado ao crescimento da produtividade, que por sua vez depende de novos projetos por meio de P&D. Pesquisadores são insumos fundamentais para o desenvolvimento de novos projetos e, por isso, a taxa de crescimento da economia depende da taxa de crescimento do capital humano destinado ao setor de pesquisa.

Considerando a natureza distinta da função de produção de conhecimento e as diferentes previsões dos modelos de Romer (1990) e Jones (1995), é relevante investigar empiricamente qual modelo se verifica. Sendo assim, um dos objetivos deste trabalho é estimar a função de produção de ideias das regiões brasileiras, a fim de testar a importância da inovação tecnológica no desempenho regional.

Na literatura empírica internacional, há trabalhos que testaram a validade das restrições dos dois autores. Porter & Stern (2000) estimaram os parâmetros da função de produção de ideias, a partir de uma amostra de 16 países da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE). Os resultados ratificam a restrição paramétrica do modelo de Romer (1990), segundo a qual a produtividade de P&D aumenta proporcionalmente com o estoque de ideias já descobertas.

Por outro lado, Pessoa (2005), utilizando uma amostra de 27 e outra de 21 países da OCDE, encontrou evidências, no nível de produção de ideias, de retornos marginais decrescentes tanto no estoque de ideias como no número de pesquisadores e retornos crescentes de escala nos dois fatores.

Com dados em painel de 19 países da OCDE, Luintel & Khan (2008) também investigaram a relação entre produção de ideias e produtividade do conhecimento. Os autores consideram heterogeneidades entre países (tais como: nível de desenvolvimento, estoque doméstico de tecnologia, capacidade de absorção de tecnologia estrangeira, intensidade de pesquisa) e endogeneidade. O estudo conclui que, à medida que os países acumulam seus estoques domésticos de conhecimento, o fluxo de novas ideias e os *spillovers* positivos de conhecimento estrangeiro tendem a se reduzir. Além disso, países com baixo estoque doméstico de ideias podem melhorar consideravelmente a produtividade por meio de acumulação de conhecimento, mas o efeito é pequeno para países com estoques de conhecimento bem desenvolvidos.

Luintel & Khan (2012) estimam a função de produção de ideias para 17 países emergentes. Os resultados apontam para retornos de escala no setor de P&D positivos, significantes e menores que a unidade; e retornos externos maiores ou iguais a um.

Usando dados de séries temporais das patentes chinesas, Ying (2008) investiga a produção de conhecimento na China. Os resultados apontam para evidências de concavidade da função de produção de ideias e de *spillovers* positivos de conhecimento estrangeiro na produção de novas ideias na China. Para estimar a função de produção de ideias, o autor mede o número de novas ideias e o estoque de ideias relevantes comercialmente a partir dos pedidos de patentes registrados no país.

É importante destacar uma questão metodológica referente à aferição de *proxies* utilizadas nas funções de produção. Para medir o número de trabalhadores que criam ideias economicamente relevantes, Pessoa (2005) utiliza o número de pesquisadores de tempo integral da OCDE. O autor salienta as deficiências dessa *proxy*, que exclui esforços de firmas pequenas ou resolução de problemas em nível da firma, que também são responsáveis por melhorar produtos e processos. Ying (2008) também ressalta essas deficiências, mas na ausência de uma *proxy* melhor usa o número de cientistas e engenheiros chineses envolvidos em tempo integral em atividades de P&D.

A *proxy* utilizada por Pessoa (2005) para o estoque de ideias é o número de patentes de modelo de utilidade concedidas pelos EUA aos residentes nos países da OCDE. Para ele, as patentes representam um indicador adequado da atividade inventiva porque são a expressão da originalidade e do empreendimento de esforços e recursos das firmas para desenvolver um produto ou ideia. Entretanto, há críticas ao uso dessa *proxy*. Por exemplo, um aumento do número de patentes concedidas pode representar não somente um crescimento na produção de ideias, mas também uma expansão do comércio internacional ou uma maior preocupação com proteção de direitos de propriedade intelectual. Além disso, outro problema é que nem todas as invenções são patenteadas ou patenteáveis. Apesar disso, o autor assume que patentes podem ser um índice útil da atividade de inovação geral. Supõe ainda que uma fração constante do produto de inovação é valiosa o bastante para justificar o patenteamento e que a fração é constante entre as economias.

As *proxies* para estoque de ideias e capital humano utilizadas neste artigo, dadas as restrições de disponibilidade de dados, seguirão a tendência dos es-

tudos empíricos discutidos nesta seção.

### 2.3 A questão da linearidade

Como destaca Maré (2003), identificar políticas que elevem a taxa de crescimento, em vez de somente o nível da atividade econômica, é essencial para orientar os formuladores de política no desenho das formas de intervenção. Ao realizar um *survey* sobre a relação entre capital humano e crescimento, o autor considera capital humano como qualquer forma de conhecimento aprendido, habilidade, ideias ou educação, que podem gerar um fluxo de benefícios futuros para o indivíduo. Esse tipo de pesquisa esclarece, de forma precisa e sucinta, três pontos importantes que merecem destaque na discussão do presente trabalho:

- (a) Como as ideias podem elevar o nível de produto?
- (b) Quais as implicações das externalidades geradas pelas ideias?
- (c) O que é necessário para investimento em capital humano gerar um aumento sustentado nas taxas de crescimento?

Na teoria de produção padrão, a presença de uma maior quantidade de um insumo complementar (capital, por exemplo) eleva o produto marginal do capital humano. Se as complementaridades são fortes o bastante, aumentos em conhecimento e nos outros insumos podem ocorrer sem redução dos retornos marginais. Essa situação é obtida com a suposição de retornos constantes de escala, isto é, com um modelo linear de produção.

Em geral, os retornos são maiores na presença de insumos complementares. Dessa maneira, as ideias podem elevar o nível de produto devido à variedade de formas que o conhecimento complementa outros insumos. O autor destaca que essa variedade é muito maior que as possibilidades de complementaridades de quaisquer outros insumos. Isso ocorre devido à não rivalidade do conhecimento e à possibilidade de transferência de conhecimento disponível, com geração de novas ideias e redução dos custos de investimento, o que resulta em aumento na produtividade.

Todavia, nem sempre a existência de complementaridades é evidência de externalidades. Se as complementaridades estão embutidas nos preços, então não há presença de externalidades. Na presença de *spillovers*, os retornos sociais do conhecimento superam os retornos privados.

Para investimento em capital humano gerar crescimento sustentado, é imprescindível que a função de produção apresente retornos não decrescentes de escala nos fatores que podem ser acumulados, isto é, o grau das complementaridades deve ser alto o suficiente para produzir retornos não decrescentes no longo prazo.

Na abordagem inicial da literatura de crescimento, essas fortes complementaridades eram garantidas por uma função de produção que apresentava retornos decrescentes de capital (no sentido amplo, que inclui capital humano) no nível da firma, mas retornos não decrescentes no nível agregado. No desenvolvimento da teoria de crescimento endógeno, inúmeros mecanismos foram descritos para justificar essas interações: *spillovers* de conhecimento dentro das indústrias ou entre indústrias; *learning by doing* – *spillovers* de estoques de capital físico e capital humano, *spillovers* de variedade de produtos.

## 2.4 Capital humano e P&D

Como discutido nos modelos de crescimento endógeno, crescimento econômico está vinculado ao crescimento da produtividade, que depende de inovações tecnológicas produzidas no setor de P&D, cujo fator chave de produção é o capital humano. É importante, portanto, compreender que fatores explicam investimento em capital humano e em P&D.

Segundo Schultz (1961), o investimento na forma de capital humano é intencional e se apresenta nas formas de gastos diretos em educação e saúde, em migrações a fim de explorar melhores oportunidades de emprego, renda renunciada para retorno à escola ou treinamento no trabalho. A Tabela 1 apresenta algumas informações adicionais sobre capital humano na concepção de diversos autores.

Em relação aos fatores que explicam investimento em P&D, Becker (2013) os divide em cinco grandes grupos: características individuais da indústria ou da firma; competição nos mercados de produto; subsídios à P&D; fatores relacionados a recursos e localização; e *spillovers* de P&D estrangeira. A partir de um levantamento de uma série de trabalhos empíricos que investigam os determinantes do investimento em P&D, a autora afirma que a maioria dos artigos sugere que medidas de finanças internas, competição e subsídios públicos afetam positivamente o investimento em P&D. Além disso, P&D se beneficia de *spillovers* de conhecimento de pesquisa universitária e de recursos de capital humano altamente qualificado. Por outro lado, não há evidência de *spillover* positivo de P&D estrangeira.

Diversos trabalhos empíricos, entretanto, discutem potenciais não linearidades entre P&D e seus fatores determinantes. Aghion et al. (2004) desenvolve um modelo teórico no qual competição pode aumentar o lucro incremental gerado pela inovação, mas pode também reduzir os incentivos para inovação de firmas não líderes. Utilizando dados em painel, encontra evidências de relação em forma de U invertido entre competição de mercado de produto e inovação. Na mesma linha, Aghion et al. (2004) parte de um modelo de crescimento no qual a maior ameaça de entrada de firmas na fronteira tecnológica estimula inovação nos setores que estão na fronteira, mas reduz os incentivos daqueles que estão abaixo da fronteira. Usando dados do Reino Unido, encontra que a maior abertura econômica na década de 80 levou a um mais rápido crescimento da produtividade total dos fatores das firmas domésticas estabelecidas e, portanto, a um crescimento mais rápido da produtividade agregada.

Quanto ao fator subsídios públicos à P&D, a análise empírica de Gorg & Strobl (2007), que utiliza um painel de dados de firmas irlandesas, indica que subsídios em pequena ou média escala estimularam os gastos privados em P&D das empresas domésticas, enquanto concessão de grandes benefícios pode afetar negativamente investimento privado em P&D.

As medidas geralmente utilizadas para mensurar P&D são gastos em P&D, intensidade de P&D e contagem de inovação ou patentes.

## 2.5 Distribuição espacial da inovação e *spillovers*

Além do interesse nos *spillovers* intertemporais, é importante investigar a existência de *spillovers* de ideias na dimensão espacial. Isto é, verificar se a mudança na produtividade de uma região afeta a produtividade de outra.

**Tabela 1:** Capital humano

Autores	Entendimentos sobre Capital Humano
Goode (1959)	Pode ser definido como conhecimento, habilidades, atitudes, aptidões e outras características adquiridas que contribuem para a produção.
Blundell et al. (1999)	Composto por dois elementos complementares: capacidade inicial, adquirida ou inata, e competências adquiridas por meio de educação formal ou de treinamento no trabalho.
Weisbrod (1966)	Investimentos em capital humano são gastos em educação, treinamento, saúde, informação e mobilidade de trabalho.
Lynch (1991)	A acumulação de capital humano ocorre de três formas: educação formal (o indivíduo dedica todo o seu tempo ao aprendizado), treinamento <i>on-the-job</i> (pós-escola fornecido pelo atual empregador) e treinamento <i>off-the-job</i> (pós-escola prestado por instituições com fins lucrativos).
Haley (1973)	Há duas correntes na literatura: uma baseada em Becker (1964), que analisa os investimentos individuais em capital humano, a fim de estimar a taxa interna de retorno; a outra baseada em Ben-Porath (1967), que investiga o ciclo de vida dos rendimentos.
Becker (1964)	Propõe a diferenciação entre capital humano geral e capital humano específico. O primeiro é definido como útil não somente para o empregador atual, mas também para outros potenciais empregadores. O último aumenta a produtividade do trabalhador somente no seu trabalho corrente. Em mercados de trabalho perfeitos, todos os custos e os benefícios de investimentos em treinamentos gerais são arcados pelos trabalhadores, enquanto firmas e trabalhadores dividem custos e retornos de investimentos em treinamento específico.

Fonte: Elaboração dos autores a partir de Fleischhauer (2007).

Segundo Keller (2002), um nível forte de transmissão de tecnologia entre indústrias ou países tende a equalizar a similaridade de produtividade, favorecendo a convergência. Essa transmissão, entretanto, pode ser dificultada pela distância. Sendo assim, como destaca Audretsch & Feldman (1996), a concentração geográfica da atividade de inovação deve ser considerada caso a capacidade de tirar proveito dos *spillovers* de conhecimento dependa da distância da fonte geradora de conhecimento. Os resultados empíricos indicam que os *spillovers* de conhecimento têm papel importante na propensão à aglomeração da atividade inovativa.

Analisando se atividade de P&D afeta produtividade por meio de fluxos de comércio, Keller (2002) estima que a contribuição de P&D da própria indústria é cerca de 50% do efeito total sobre aumentos na produtividade. Encontra também evidências de que uma dada indústria se beneficia dos investimentos em P&D de outras indústrias.

Audretsch & Feldman (1996) testam a significância geográfica em diferentes tipos de indústria por meio da investigação da associação entre concentração geográfica e importância relativa de *spillovers* de conhecimento. Em Mossi (2013), os resultados sugerem que estados com vizinhos mais ricos tiveram maiores chances de prosperar. Schettini & Azzoni (2013) concluem que, para a indústria brasileira, a probabilidade de a vizinhança estimular a eficiência de uma região é maior que as chances de reduzi-la.

Em vista disso, cabe verificar se o desenvolvimento do setor de P&D de uma região ou de uma dada vizinhança gera externalidades sobre a produção de conhecimento de outra. Sendo assim, outro objetivo deste artigo é investigar a presença de efeitos externos nas regiões brasileiras.

## 2.6 Desigualdades no crescimento entre as regiões brasileiras

Conforme descreve Jones (2000), os modelos explicativos recentes mostram que o crescimento econômico está diretamente relacionado ao progresso tecnológico e que as diferenças na produtividade contribuem para explicar as divergências de riqueza econômica entre grupos de países. Além disso, as regiões geográficas de um país podem se diferenciar quanto ao crescimento; umas podem apresentar relativamente progresso tecnológico e alto crescimento, enquanto outras podem permanecer estagnadas.

Nesse sentido, segundo dados das regiões brasileiras apresentados em Santos & Ferreira (2013), no período de 1985 a 2002, o produto *per capita* do Nordeste correspondia a apenas 1/3 do produto da região Sudeste e essa desigualdade permaneceu praticamente invariável nesse período. Analisando a competitividade setorial da indústria brasileira, Schettini & Azzoni (2013) indicam que não há evidências de desconcentração regional da produção industrial e da produtividade a partir da abertura econômica e da estabilização.

Com dados de renda *per capita* de 20 estados brasileiros no período 1939-1998, Mossi (2013) encontra forte evidência de aglomeração espacial no Brasil. Um grupo de baixa renda no Nordeste e um de alta renda no Sudeste. Além disso, tal aglomeração se tornou mais forte ao longo do tempo. Gondim et al. (2007) também confirmam a tendência de formação de clubes de convergência no Brasil e destacam a localização geográfica e o nível inicial de escolaridade como condicionantes desse processo. Considerando a hipótese de heterogeneidade no desenvolvimento tecnológico, Penna & Linhares (2009) também verificam a existência de formação de dois clubes de convergência no Brasil.

Em relação à desigualdade de renda *per capita*, Pessoa (2001) propõe explicar o problema da baixa renda *per capita* por dois motivos: o regional e o social. No primeiro, a região é pobre por características próprias da região. No segundo caso, a baixa renda *per capita* deve-se a características dos moradores da região. Para o autor, as evidências teóricas e empíricas mostram que a baixa renda *per capita* de algumas regiões brasileiras se deve a um problema de natureza social e não regional.

Examinando a tendência da produtividade da mão de obra empregada na indústria no período de 1985 a 1997, Azzoni (2001) verifica uma acentuada diferença entre as áreas mais produtivas – Sudeste – e as menos produtivas – Nordeste. A relação direta entre produtividade e custo da mão de obra explica o estado de São Paulo deter a liderança de maiores salários do País, enquanto o Nordeste se situa 40% abaixo da média.

Lall & Shalizi (2003) apontam os baixos níveis educacionais, expectativa de vida e estado de saúde da população nordestina, além da reduzida acumulação de inovação tecnológica, como fatores determinantes da mais baixa renda nordestina em relação a outras regiões brasileiras.

Do exposto acima, percebe-se que é essencial propor compreensões complementares sobre o diferencial de crescimento entre as regiões brasileiras. A proposta deste trabalho é contribuir para um entendimento das diferenças regionais alicerçado no setor P&D.

## 2.7 Políticas de incentivo à P&D no Brasil

Blanchard (2011) destaca que as empresas gastam em P&D na perspectiva de aumentarem os lucros. O nível de gastos depende basicamente de dois fatores: da fertilidade do processo de pesquisa e da apropriação dos resultados de pesquisa. Em relação ao segundo aspecto, é imprescindível a proteção legal dada aos novos produtos ou às novas técnicas desenvolvidas, a fim de garantir às empresas os incentivos para investir em P&D.

No Brasil, conforme sintetizado em Shimada (2013), houve um crescente desenvolvimento de políticas governamentais de apoio às atividades de P&D e inovação. O autor cita os Programas de Desenvolvimento Tecnológico Industrial e de Desenvolvimento Tecnológico Agropecuário, que vigoraram entre 1993 e 2006, criados com o objetivo de conceder incentivos fiscais para dispêndios em P&D e capacitação tecnológica. A concepção dos Fundos Setoriais em 1998, cujo propósito era criar instrumentos de financiamento à P&D e à inovação. Seguem-se a isso a aprovação da Lei de Inovação em 2004 e a Lei do Bem em 2005, que consolidou a concessão de incentivos fiscais de forma automática para pessoas jurídicas que realizam pesquisa tecnológica e desenvolvimento de inovação tecnológica.

Segundo o Ministério da Ciência, Tecnologia e Inovação (MCTI), as políticas de Ciência, Tecnologia e Inovação no Brasil são compostas por um conjunto de ações, tais como: Expansão e Consolidação do Sistema Nacional de C,T&I; Promoção da Inovação Tecnológica nas Empresas; Pesquisa, Desenvolvimento e Inovação em Áreas Estratégicas; e Ciência, Tecnologia e Inovação para o Desenvolvimento Social.

Essas ações objetivam aperfeiçoar o marco legal-regulatório e os instrumentos de cooperação; formar e qualificar recursos humanos para C,T&I; consolidar a infraestrutura de pesquisa científica e tecnológica do País; apoiar financeiramente as atividades de P,D&I e inserir pesquisadores nas empresas; fomentar a criação e a ampliação da indústria de capital empreendedor; e aperfeiçoar o ensino de ciências nas escolas etc.

A despeito dessas ações, o investimento em P&D no Brasil ainda está muito aquém dos esforços empreendidos nos países desenvolvidos. Segundo dados da OCDE, em 2011, os gastos domésticos brutos em P&D como proporção do PIB foram de 3,38% no Japão; 2,89%, na Alemanha; e 4,04%, na Coreia. Esses três países foram responsáveis por 54% dos pedidos de registro de patentes feitos por residentes em países estrangeiros ao United States Patent and Trademark Office (USPTO) em 2011. Além disso, 59% das patentes concedidas a estrangeiros pelo USPTO, em 2011, foram para esses três países. Destacam-se também os investimentos em P&D como percentual do PIB em Israel, 3,97%, nos EUA, 2,76%, na França, 2,25%, no Reino Unido, 1,78%, e no Canadá, 1,74%. Nesses países, os dispêndios em P&D são principalmente do setor privado.

No Brasil, a maior parte do investimento é realizada pelo setor público. Em 2011, conforme dados do MCTI, o dispêndio nacional em C&T correspondeu a 1,65% do PIB. Nesse caso, C&T compreende P&D e atividades científicas e técnicas correlatas. Os gastos governamentais foram de 0,85% do PIB, enquanto os dispêndios empresariais corresponderam a 0,79%. Além disso, a maior parte dos pesquisadores está empregada nas universidades ou institutos de pesquisa, e não nas empresas. Entre 2000 e 2011, os dispêndios em C&T como proporção do PIB cresceram 23%, resultado tanto do crescimento

dos investimentos do setor privado, cujos gastos cresceram 30%, como do aumento em 16% dos dispêndios públicos.

O ambiente brasileiro é ainda desfavorável à inovação, apesar das políticas empreendidas. Shimada (2013) lista algumas dificuldades: limitada abrangência e alcance dos programas de incentivo; ambiente macroeconômico caracterizado por alto custo do crédito e alta taxa real de juros; interação insuficiente entre universidades e empresas.

Galeano & Wanderley (2013) complementam esse diagnóstico e, em uma análise das regiões brasileiras entre 1996 a 2007, demonstram evidência de estagnação da produtividade industrial do trabalho em nível nacional. Há baixo investimento em P&D e, além disso, a relação entre as instituições produtoras de conhecimento e as empresas de bens na economia está distante de ser a desejada. Consequência disso é que o Brasil, embora tenha um índice de produção de conhecimento razoável (medido pela publicação de artigos científicos), é pouco eficiente em transformar esse conhecimento em tecnologia. Nesse sentido, a maior interação entre universidades e empresas por meio de cooperação que socializa o aprendizado é benéfica, porque pode acelerar a produção de conhecimento e facilitar a difusão de inovações.

### **3 Metodologia**

#### **3.1 Base de dados**

Em virtude da escassez de dados disponíveis com respeito às atividades de inovação no Brasil, a consecução empírica deste estudo não pôde ser conduzida em sua plenitude idealizada, a fim de prover maior robustez nas conclusões. Referente às restrições impostas, as séries temporais se estendem por no máximo 13 anos, e muitas das variáveis de interesse não estão desagregadas por estado.

Diante das fontes disponíveis no país, os dados utilizados são oriundos de diversas instituições. Inicialmente, o Banco de Dados Estatísticos de Propriedade Intelectual (BADEPI) do Instituto Nacional de Propriedade Industrial (INPI), que disponibiliza informações sobre depósitos e concessões de patentes por tipo, origem, país, estado e campo tecnológico para o período de 2000 a 2012.

Uma segunda fonte de dados utilizada foi a Pesquisa Industrial de Inovação Tecnológica (PINTEC) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Há disponíveis cinco publicações dessa pesquisa para os anos 2000, 2003, 2005, 2008 e 2011. Destaca-se que indicadores regionais só estão disponíveis para o setor industrial e dados estaduais somente para 13 estados brasileiros (Amazonas, Bahia, Ceará, Espírito Santo, Goiás, Minas Gerais, Pará, Paraná, Pernambuco, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo).

Existem também os indicadores fornecidos pelo Ministério da Ciência, Tecnologia e Inovação (MCTI), que são divididos em categorias tais como recursos aplicados, recursos humanos, bolsas de formação, produção científica, entre outros. Na categoria recursos humanos, são disponibilizados dados de pesquisadores e pessoal de apoio envolvidos em P&D, por setor institucional, por nível de escolaridade, em equivalência de tempo integral, para o Brasil no período de 2000 a 2010. Há ainda dados do total de bolsas de pós-graduação concedidas no Brasil, por área e por modalidade, para o período de 1995 a 2012. É

importante ressaltar que essas informações não estão disponíveis para o nível de estados, o que limitou a escolha das *proxies* de capital humano utilizadas neste estudo. Para tanto, buscou-se informações do quantitativo de pessoas que frequenta ou frequentou mestrado ou doutorado na Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílios (PNAD) para o período de 2001 a 2012.

Em nível estadual, em 2011, foi lançada a Rede de Indicadores Estaduais de Ciência, Tecnologia e Inovação, que é um compromisso firmado entre o MCTI e as secretarias estaduais de ciência e tecnologia, a fim de produzir indicadores das áreas de ciências e inovação específicos das regiões e das unidades da federação. Essa iniciativa surgiu do reconhecimento da deficiência de informações sobre as atividades de ciência e tecnologia nos estados brasileiros. Foram publicadas duas edições desses indicadores estaduais em 2011 e 2012, que apresentam dados sobre recursos aplicados, patentes, bolsas de formação e produção científica e técnica em séries temporais de 1999 a 2012. Este estudo não extraiu muita informação adicional desse banco de dados.

Reconhecendo que quanto mais longa a série de dados, mais robustez se obteria dos resultados, buscou-se maximizar o tamanho da amostra com base na disponibilidade contida nas fontes alternativas de informações existentes no País. Embora o lema de Griliches (1986) aponte que quanto mais se tenha de um conjunto de dados econômicos, mais se demande dele, o pesquisador há que reconhecer também suas eventuais limitações. Nesse sentido, e tendo em vista a limitação de informações disponíveis, organizou-se o conjunto de dados de modo a formatar três painéis: o primeiro foi construído a partir de dados do BADEPI e das PNAD's e contém informações sobre o número de patentes depositadas por residentes e o número de pessoas que frequenta ou frequentou mestrado ou doutorado para 24 estados brasileiros<sup>1</sup> mais o Distrito Federal no período de 2001 a 2012; o segundo painel é formado por observações de 13 estados brasileiros para os anos de 2000, 2003, 2005, 2008 e 2011 obtidas nas PINTEC's e contém informações sobre a quantidade de empresas que inovaram com produto ou processo novo para o mercado nacional e a quantidade de pessoas ocupadas em P&D com dedicação exclusiva nas empresas do setor industrial; e o terceiro painel é constituído com informações sobre o número de patentes depositadas por residentes e o número de pessoas ocupadas em P&D com dedicação exclusiva nas empresas do setor industrial de 13 estados brasileiros para os anos 2000, 2003, 2005, 2008 e 2011, obtidas no BADEPI e nas PINTEC's. Uma descrição mais detalhada das variáveis utilizadas é apresentada a seguir.

### 3.2 Medidas de capital humano e de conhecimento

Como discutido na seção 2, a maioria dos trabalhos utiliza o número de pesquisadores e cientistas trabalhando em tempo integral em atividades de P&D como *proxy* para capital humano empregado na produção de conhecimento. Como há deficiência desse tipo de informação no Brasil em nível estadual, os dados disponíveis só permitiram construir as seguintes *proxies* para capital humano: (1) quantidade de indivíduos que frequenta ou frequentou mestrado ou doutorado, *Dout*; (2) número de pessoas ocupadas em P&D com dedicação exclusiva nas empresas do setor industrial, *Ha\_De*. *Dout* é uma *proxy*

---

<sup>1</sup>Para algumas variáveis, não havia informação disponível para Amapá e Roraima, por isso, esses estados foram excluídos da amostra.

para capital humano que apresenta algumas limitações, entretanto, dada a indisponibilidade de dados, é um indicador julgado plausível do quantitativo de pesquisadores que trabalham na produção de conhecimento. *Ha\_De* seria uma *proxy* ainda melhor se os dados não se limitassem somente às empresas do setor industrial. Além disso, as informações de *Ha\_De* só estão disponíveis para treze estados brasileiros.

Também seguindo a linha dos artigos citados na seção 2, utiliza-se como *proxy* para novo conhecimento produzido o número de patentes depositadas por via direta no INPI. Testa-se ainda o uso de outra *proxy* – o número de empresas do setor industrial que inovaram com produto ou processo novo para o mercado nacional. Assim como Ying (2008) aplica em seu estudo para a China, considera-se o número de patentes depositadas no INPI, e não no escritório de patentes dos EUA, pois os pedidos brasileiros ao escritório norte americano ainda são pouco representativos, o que poderia causar mais dano estatístico à análise econométrica. Segundo dados da USPTO, em 2013, os pedidos de depósito de patentes do Brasil ao escritório americano representaram somente 0,28% do total de pedidos de depósitos por residentes de países estrangeiros e, além disso, apenas 0,18% do total de patentes concedidas foram para brasileiros.

De acordo com o Relatório de 2014 da USPTO, o Brasil solicitou somente 829 pedidos de patentes em 2013, e obteve 265 concessões. Quando se compara o desempenho brasileiro ao dos outros países integrantes do grupo BRICS, é evidente a reduzida participação brasileira na produção de inovação tecnológica, uma vez que as relações solicitação/concessão de patentes em 2013 foram as seguintes: China, 15.496/6.181; Índia, 6.411/2.222; Rússia, 1.001/409; África do Sul, 463/179.

Decidiu-se também usar o número de patentes depositadas, e não o número de patentes concedidas, porque, como destaca Griliches (1998), o uso daquele pode ser uma melhor medida de conhecimento, uma vez que o período entre pedido e concessão pode ser muito longo e variar temporalmente. Para o caso do Brasil, conforme estimativa do INPI, o prazo médio para análise de patentes era de 11,6 anos em 2006, reduzindo para 5,4 anos em 2011. Além disso, segundo dados desse Instituto, a razão média entre patentes concedidas e depósitos de patentes de residentes é 0,09 para o período de 2000 a 2012. Assim, quando se considera concessão em vez de pedidos de patentes, pode-se estar subestimando a produção de novo conhecimento. Por outro lado, pode-se argumentar que a produção de inovação está sendo superestimada quando se considera pedidos de patentes. Todavia, aceita-se que o processo de patenteamento é dispendioso o bastante para evitar tal fato.

Segundo Pessoa (2005), o estoque de ideias é calculado conforme segue:

$$A_{jt} = A_{j,t-1} + P_{j,t-1} \quad (5)$$

Onde,  $A_{jt}$  é o estoque de ideias;  $P_{j,t-1}$ , o número de patentes depositadas (ou o número de empresas que inovaram com produto ou processo novo para o mercado nacional);  $j$  e  $t$  referem-se ao estado e ao ano, respectivamente.

O estoque de ideias inicial,  $A_{j0}$ , é dado por:

$$A_{j0} = \frac{P_{j0}}{g_j} \quad (6)$$

Onde,  $P_{j0}$  é o número de patentes depositadas (ou o número de empresas que inovaram com produto ou processo novo para o mercado nacional) para o estado  $j$  no primeiro ano em que os dados estão disponíveis, conforme bases de dados descritas anteriormente; e  $g_j$ , a taxa de crescimento anual média da contagem de depósitos de patentes do estado  $j$  no período analisado. As variáveis utilizadas nas estimações estão descritas na Tabela 2.

**Tabela 2:** Variáveis, definições e fontes

Variáveis	Definições	Fontes
<i>Pat</i>	Número de patentes depositadas por residentes por via direta no INPI, inclui Patente de Invenção (PI), Modelo de Utilidade (MU) e Certificado de Adição de Invenção (C).	BADEPI
<i>Npro</i>	Número de empresas que inovaram com produto ou processo novo para o mercado nacional <sup>2</sup> .	PINTEC
<i>E_Pat</i>	Estoque de patentes depositadas. Calculado conforme Pessoa (2005).	-
<i>E_Npro</i>	Estoque do número de empresas que inovaram com produto ou processo novo para o mercado nacional. Calculado conforme Pessoa (2005).	-
<i>Dout</i>	Número de pessoas que frequenta ou frequentou mestrado ou doutorado.	PNAD
<i>Ha_De</i>	Número de pessoas ocupadas em P&D com dedicação exclusiva nas empresas do setor industrial, que implementaram produto ou processo tecnologicamente novo ou substancialmente aprimorado.	PINTEC
<i>E_Pat<sub>-j</sub></i>	Estoque de patentes depositadas pelos estados vizinhos do estado $j$ .	-
<i>E_Npro<sub>-j</sub></i>	Estoque do número de empresas, que inovaram com produto ou processo novo para o mercado nacional, instaladas nos estados vizinhos do estado $j$ .	-

Fonte: Elaboração dos autores.

<sup>2</sup> Os dados de *Npro* e *Ha\_De* se referem ao período que compreende o ano de cada PINTEC (2000, 2003, 2005, 2008, 2011) mais os dois anos anteriores a cada pesquisa. Por exemplo, o número de empresas que inovaram com produto ou processo novo para o mercado nacional apresentado na PINTEC de 2000 se refere aos anos de 1998, 1999 e 2000.

### 3.3 Modelos econométricos

A fim de estimar as funções de produção de ideias do Brasil e de suas cinco regiões e testar se a hipótese de linearidade se verifica ou não, será estimada a Equação (2) linearizada, conforme a Equação (7):

$$\ln \dot{A}_{jt} = \ln \delta + \lambda \ln H_{A_{jt}} + \phi \ln A_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (7)$$

A variável dependente,  $\ln \dot{A}_{jt}$ , representa o novo conhecimento produzido;  $H_{A_{jt}}$  é a quantidade de capital humano utilizada no setor de pesquisa, produtor de ideias;  $A_{jt}$  é o estoque de conhecimento;  $j$  e  $t$  referem-se ao estado e ao ano, respectivamente.

Conforme *proxies* descritas na seção anterior e, com base na Equação (7), especificam-se as seguintes equações<sup>2</sup>:

<sup>2</sup>Por simplicidade de notação, serão mantidas as mesmas letras gregas para os coeficientes e os termos de erros nas equações (8) a (14).

$$\ln Pat_{jt} = \ln \delta + \lambda \ln Dout_{jt} + \phi \ln E\_Pat_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (8)$$

$$\ln Npro_{jt} = \ln \delta + \lambda \ln Ha\_De_{jt} + \phi \ln E\_Npro_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (9)$$

$$\ln Pat_{jt} = \ln \delta + \lambda \ln Ha\_De_{jt} + \phi \ln E\_Pat_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (10)$$

O objetivo central da estimação dessas equações é estudar a dinâmica de *spillovers* na produção de ideias dentro de cada região.

As equações acima são estimadas, primeiramente, por mínimos quadrados ordinários agrupados contornando problemas de heterocedasticidade, que são comuns em amostras dessa natureza. Em seguida, os dados para estimação são arranjados em painel, uma vez que provêm mais informações, mais variabilidade, menos colinearidade entre as variáveis, mais graus de liberdade e mais eficiência, em que se aplica o teste de Hausman para identificar qual a especificação mais apropriada: efeitos fixos ou aleatórios.

A diferença fundamental entre os dois efeitos é se as especificidades não observadas de cada região são correlacionadas com os regressores no modelo. Efeito fixo parece ser a melhor alternativa, uma vez que o motivo de se usar dados em painel é possibilitar que os efeitos individuais não observados sejam correlacionados com alguma outra variável explicativa. A abordagem de efeitos aleatórios pode ser inconsistente devido à existência de correlação entre as heterogeneidades individuais e os regressores (Wooldridge 2012, Greene 2012).

Cabe enfatizar que as análises aqui conduzidas estão sujeitas à restrição do tamanho amostral utilizado, face à disponibilidade de dados, o que impede maior robustez nas estimativas dos coeficientes. Como resultado, pode ocorrer, ampliação nos intervalos de confiança e insignificância estatística dos coeficientes. (Gujarati 2006, Wooldridge 2012)

Utilizando o Painel 1, descrito na seção sobre a base de dados, a função de produção de conhecimento do Brasil é estimada com 300 observações. Na estimação das funções regionais, o número de observações varia de 36 (Região Sul) a 108 (Região Nordeste). Os casos mais sensíveis a problemas de pequeno tamanho da amostra são os apresentados pelas funções estimadas a partir dos Painéis 2 e 3, que têm no máximo 65 observações. Os autores reconhecem a limitação imposta pelos dados e, por isso, tentam tirar conclusões bastante moderadas dos dados.

Quando possível, são feitos testes de restrição linear sobre o parâmetro de interesse,  $\phi$ , a fim de averiguar a linearidade ou a concavidade da função de produção de ideias. Mais especificamente, testa-se  $H_0 : \phi \geq 1$  contra  $H_1 : \phi < 1$ . Além disso, conduzem-se testes para verificarmos retornos de escala da função de produção ( $H_0 : \phi + \lambda \geq 1$ ), bem como sobre o efeito de um aumento do capital humano na produção de conhecimento ( $H_0 : \lambda \geq 1$ ).

Há interesse também em estudar se a produção de conhecimento de um estado sofre alguma influência do estoque de conhecimento acumulado pelos estados vizinhos. Para tanto, estimam-se as funções de produção de ideias regionais, conforme especificação abaixo<sup>3</sup>:

<sup>3</sup>Essa especificação fundamentou-se em Porter & Stern (2000), que estudando a função de produção de ideias num contexto internacional, propuseram uma forma funcional para a produção de ideias que incorpora fontes doméstica e internacional de conhecimento. A função de

$$\ln \dot{A}_{jt} = \ln \delta + \lambda \ln H_{A_{jt}} + \phi \ln A_{jt} + \omega \ln A_{-jt} + \varepsilon_{jt} \quad (11)$$

Onde  $A_{-j}$  representa o estoque de ideias acumulado pelos estados vizinhos do estado  $j$ .

De acordo com a Equação (11) e as *proxies* descritas anteriormente, especificam-se as seguintes equações:

$$\ln Pat_{jt} = \ln \delta + \lambda \ln Dout_{jt} + \phi \ln E\_Pat_{jt} + \omega \ln E\_Pat_{-jt} + \varepsilon_{jt} \quad (12)$$

$$\ln Npro_{jt} = \ln \delta + \lambda \ln Ha\_De_{jt} + \phi \ln E\_Npro_{jt} + \omega \ln E\_Npro_{-jt} + \varepsilon_{jt} \quad (13)$$

$$\ln Pat_{jt} = \ln \delta + \lambda \ln Ha\_De_{jt} + \phi \ln E\_Pat_{jt} + \omega \ln E\_Pat_{-jt} + \varepsilon_{jt} \quad (14)$$

A partir dos dados disponíveis, mesmo reconhecendo a limitação do conjunto de informação, busca-se verificar se existe algum indício de que a produção de novo conhecimento de um determinado estado é facilitada pelo crescimento do estoque de conhecimento dos estados da sua vizinhança. Em outras palavras, o estoque de conhecimento acumulado na vizinhança de um estado importa para o desempenho de inovação desse estado? Para investigar se existe esse efeito e qual a sua direção, conduz-se o seguinte teste de restrição linear:  $H_0 : \omega \leq 0$ .

### 3.4 Análise descritiva

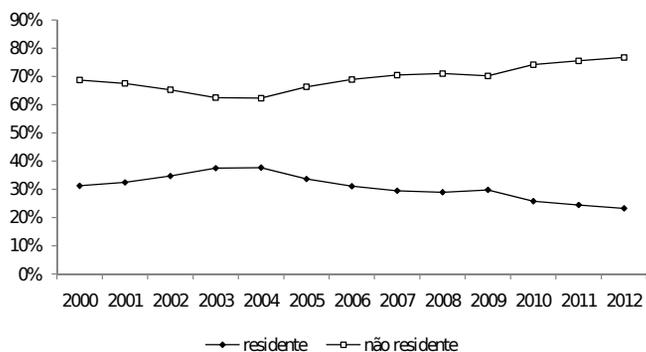
Entre 2000 e 2012, em média, 30,8% das patentes depositadas no INPI foram de residentes. Na série analisada, observa-se ainda crescimento da predominância de depósitos de patentes de não residentes, o percentual variou de 68,7% em 2000 para 76,7% em 2012. A evolução da participação entre residentes e não residentes no total de patentes depositadas no INPI pode ser observada na Figura 1. Os dados também revelam que os depósitos de residentes originam-se, principalmente, das regiões Sudeste e Sul (em média, 88,3%). Na Figura 2, ficam evidentes a superioridade das regiões SE e S no depósito de patentes e a relativa estabilidade na participação das regiões quanto ao total de pedidos de patentes.

A média anual do número de patentes depositadas no INPI por residentes no período de 2000 a 2012, apresentada na Tabela 3, é de 7340,9. A maior concentração de produção de conhecimento nas regiões Sudeste e Sul do País é expressa pelas altas médias anuais de depósitos de patentes relativamente às médias das outras três regiões. Em relação à média da região Sudeste, a média anual de depósitos de patentes do Nordeste corresponde a somente 9,07%; a do Centro-Oeste, a 6,78%; e a do Norte, a 1,99%.

É importante ressaltar que a liderança da região Sudeste no depósito de patentes é garantida, principalmente, pelo desempenho do estado de São Paulo, uma vez que entre 2000 e 2012, em média, 44% das patentes de residentes depositadas no INPI originaram-se desse estado. Além disso, o depósito anual

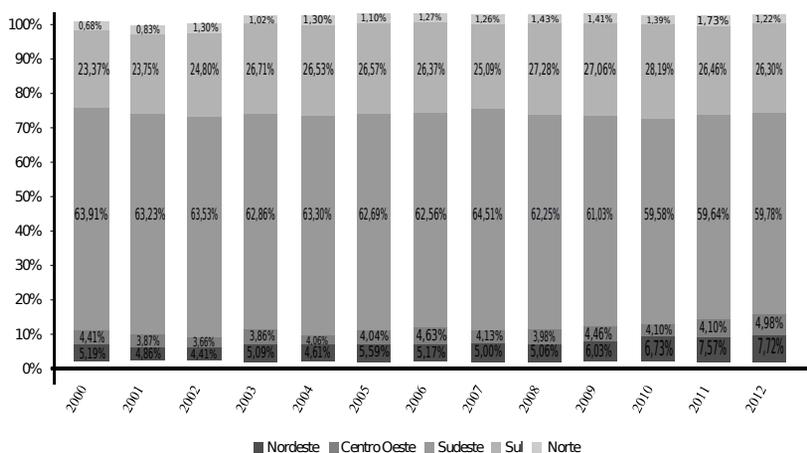
---

produção de ideias nacional para o país  $j$  é dada por:  $\dot{A}_{jt} = \delta H_A^\lambda A_j^\phi A_{-j}^\psi$ ; onde  $A_j$  é o estoque de ideias nativa do país  $j$ ; e  $A_{-j}$  é o estoque de ideias descobertas em outros países, mas ainda não difundidas no país  $j$ .



Elaboração dos autores a partir dos dados do BADEPI.

**Figura 1:** Participação no total de depósitos de patentes no INPI



Elaboração dos autores a partir dos dados do BADEPI.

**Figura 2:** Participação nos depósitos de patentes de residentes no INPI, por região

**Tabela 3:** Estatísticas descritivas da produção de ideias

Regiões	Pat					Npro				
	Média	D.P.	Min.	Máx.	Obs.	Média	D.P.	Min.	Máx.	Obs.
Brasil	7340,9	383,3	6440,0	7726,0	13	5192,5	1422,5	3320,0	6746,5	5
Nordeste	413,9	91,6	311,0	593,0	13	279,1	96,5	148,4	391,6	5
Sudeste	4564,8	211,0	4116,0	4863,0	13	3169,9	864,2	1855,9	4055,3	5
Sul	1914,9	182,5	1505,0	2103,0	13	1461,2	445,4	1138,4	2131,9	5
Norte	90,8	22,9	44,0	134,0	13	130,8	35,8	78,8	172,0	5
Centro-Oeste	309,5	34,9	258,0	383,0	13	151,6	120,4	46,5	329,2	5

Nota: Pat – período: 2001 a 2012; Npro – período: 2000, 2003, 2005, 2008 e 2011.

Fonte: Elaboração dos autores a partir de dados do BADEPI e PINTEC.

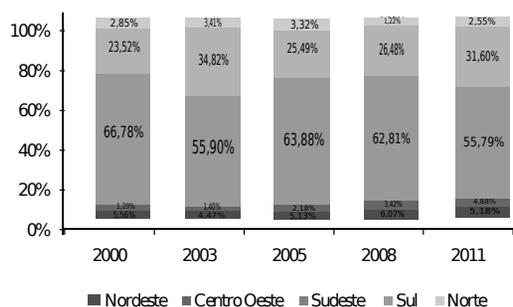
médio de patentes de São Paulo foi 1,4 vezes superior à média anual da soma de depósitos de Minas Gerais, Rio de Janeiro e Espírito Santo. No *ranking* de depósitos de patentes, os cinco estados com maiores médias anuais foram São Paulo (3221,1), Rio Grande do Sul (702,2), Paraná (658,9), Minas Gerais (643,8) e Rio de Janeiro (593,5). Na parte inferior do *ranking*, estão Amapá (1,7), Acre (2,5), Roraima (3,2), Tocantins (5,9) e Rondônia (10,8). O estado nordestino com melhor desempenho, na 71ª posição, é a Bahia, com média anual de 130 depósitos de patentes. A liderança do Sudeste no total de pedidos de patentes se justifica porque é a região com o maior parque industrial do Brasil e que concentra os setores industriais mais intensivos em tecnologia. Ademais, de acordo com dados apresentados em Schettini & Azzoni (2013), as atividades industriais são importantes no cenário nacional, tem alto grau de concentração regional e, no Brasil, respondem por 27% do PIB, 53% das exportações, 25% da mão de obra empregada e são mais intensivas em inovação.

Quanto ao estoque de depósitos de patentes usado como *proxy* do estoque de conhecimento acumulado, e calculado de acordo com Pessoa (2005), os quatro maiores estoques pertencem aos estados de São Paulo, Rio de Janeiro, Paraná e Rio Grande do Sul. Na parte inferior do *ranking*, estão Acre, Tocantins, Rondônia e Piauí. Além disso, os estados que têm vizinhanças com maiores estoques de patentes depositadas são Minas Gerais, Mato Grosso do Sul, Rio de Janeiro e Paraná. Por outro lado, os estoques de patentes depositadas pelos estados vizinhos do Acre, Maranhão, Rondônia e Amazonas são os menores do *ranking*.

Em relação à outra *proxy* de novo conhecimento produzido, número de empresas que inovaram com produto ou processo novo para o mercado nacional, confirma-se esse cenário de produção de conhecimento desigual entre as regiões. Conforme dados das PINTEC's de 2000, 2003, 2005, 2008 e 2011, apresentados na Tabela 3, em média, no período de três anos, 5192,5 empresas promoveram alguma inovação para o mercado brasileiro. As médias das regiões Sudeste e Sul são, respectivamente, 3169,9 e 1461,2. Muito inferiores são as médias das demais regiões, 279,1 é a média no Nordeste, 151,6, no Centro-Oeste, e 130,8, na região Norte.

Pode-se observar na Figura 3 que, no período em análise, em média, 89,42% das empresas que realizaram alguma inovação para o mercado nacional estão localizadas nas regiões Sudeste e Sul do País. Na classificação dos estados (para os 13 estados em que há dados disponíveis) sobre o número médio de empresas que inovaram com produto ou processo novo para o mercado nacional para períodos de três anos, as três primeiras posições são ocupadas por São Paulo (2335,1), Rio Grande do Sul (620,8) e Minas Gerais (508,7). Em contraposição, os três estados com menor número de empresas que inovam são Pernambuco (43,7), Pará (44,7) e Ceará (56,7). Além disso, São Paulo, Rio Grande do Sul e Rio de Janeiro são os três estados com maior estoque de conhecimento acumulado, medido pelo estoque do número de empresas que inovaram com produto ou processo novo para o mercado nacional. Por sua vez, Minas Gerais, Rio de Janeiro e Paraná possuem vizinhanças com maiores estoques de conhecimento acumulado.

Quanto à *proxy* de capital humano, o número de pessoas que frequentam ou frequentaram mestrado ou doutorado, as médias absolutas das cinco regiões para o período de 2001 a 2012 estão apresentadas na Tabela 4. As maiores médias são das regiões Sudeste e Sul. Além disso, em média, 56,03% dos indivíduos que frequentam ou frequentaram cursos de mestrado ou dou-



Elaboração dos autores a partir dos dados da PNTEC.

**Figura 3:** Participação no número de empresas que inovaram com produto ou processo novo para o mercado nacional, por região

torado são da região Sudeste; 17,77% do Sul; 14,23% do Nordeste; 8,26% do Centro-Oeste; e 3,35% do Norte. Ponderando pela população da região, a liderança ainda permanece com SE e S. Entre 2001 e 2011, em média, 0,62% da população da região Sudeste frequenta ou frequentou mestrado ou doutorado; no Sul e no Centro-Oeste, a média é de 0,57% da população; 0,24% é a média no Nordeste e 0,20% no Norte.

**Tabela 4:** Estatísticas descritivas do capital humano

Regiões	Dout					Ha_De				
	Média	D.P.	Mín	Máx	Obs	Média	D.P.	Mín.	Máx.	Obs.
Brasil	896463,5	193897,5	597494,0	1263929,0	12	42236,0	11832,0	31446,9	60894,7	5
Nordeste	127956,6	30556,2	85706,0	179393,0	12	1869,0	797,1	1067,1	3083,4	5
Sudeste	500711,5	100205,7	337613,0	685410,0	12	29395,2	7502,0	22452,0	40918,9	5
Sul	158592,3	33665,2	115912,0	224743,0	12	9226,8	3226,6	6652,7	14522,6	5
Norte	31417,4	14829,5	12192,0	68212,0	12	1192,7	402,4	758,2	1621,1	5
Centro-Oeste	77785,7	19649,3	46071,0	106171,0	12	552,3	324,8	289,0	1031,1	5

Nota: *Dout* – período: 2001 a 2012; *Ha\_De* – período: 2000, 2003, 2005, 2008 e 2011.

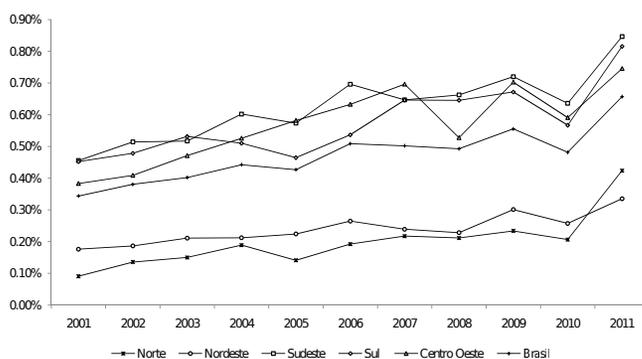
Fonte: Elaboração dos autores a partir de dados do BADEPI e PINTEC.

Embora a parcela da população que frequenta ou frequentou cursos de mestrado ou doutorado ainda seja muito reduzida em todas as regiões, na Figura 4, observa-se que, no período em estudo, houve tendência de crescimento dessa proporção. Entre 2001 e 2011, a região que mais elevou o percentual de indivíduos que frequenta ou frequentou mestrado ou doutorado foi a região Norte, variando de 0,09% para 0,42%. Em 2011, a região Sudeste permaneceu com o maior percentual da população que cursou ou cursava mestrado ou doutorado (0,85%), seguida da região Sul, cuja proporção é de 0,82. No Centro-Oeste, essa parcela da população cresceu cerca de 95% entre 2001 e 2011, variando de 0,38% para 0,75%. Destaca-se ainda que, em 2011, a região Nordeste passou a ser a região com menor taxa de pessoas que frequentam ou frequentaram mestrado ou doutorado, 0,34% da população.

Em relação aos estados, as maiores taxas de pessoas que frequentam ou frequentaram mestrado ou doutorado (média ponderada pelo total da população em 2010) pertencem ao Distrito Federal (1,37%), Rio de Janeiro (0,86%), São Paulo (0,66%), Santa Catarina (0,60%) e Rio Grande do Sul (0,58%). As cinco

menores taxas são de estados do Norte ou do Nordeste, Rondônia (0,21%), Alagoas (0,20%), Pará (0,19%), Maranhão (0,13%) e Piauí (0,13%).

Com respeito à segunda *proxy* de capital humano, observa-se que a distribuição de pessoas ocupadas em P&D com dedicação exclusiva nas empresas do setor industrial também é concentrada nas regiões Sudeste e Sul. As médias do Centro-Oeste, do Norte e do Nordeste, apresentadas na Tabela 4, correspondem a somente 1,88%, 4,06% e 6,36% da média do Sudeste, respectivamente. Conforme dados das PINTEC's, em média, 91,52% das pessoas ocupadas em P&D com dedicação exclusiva nas empresas do setor industrial, que implementaram inovação de produto ou processo, estão nas regiões Sudeste e Sul. No estado de São Paulo, em média, há 22.184 pessoas ocupadas em P&D com dedicação exclusiva no setor industrial para períodos de três anos. O segundo estado com o maior número médio de pessoas trabalhando exclusivamente em P&D é o Rio Grande do Sul, com média de 4.172 pessoas. Em seguida, tem-se Rio de Janeiro, com média de 3.589; e Minas Gerais, com 3178. As quatro piores posições em número médio de trabalhadores com dedicação exclusiva em P&D, num *ranking* de 13 estados para os quais a PINTEC fornece dados, são ocupadas por Pará (média de 138), Pernambuco (279), Goiás (403) e Espírito Santo (443).



Elaboração dos autores a partir dos dados da PNAD.

**Figura 4:** Participação das pessoas que frequentam ou frequentaram mestrado ou doutorado na população total da região

## 4 Resultados

Os resultados empíricos das regressões estão apresentados nas próximas seis tabelas. As estimativas da Equação (8) estão dispostas na Tabela 5, nas quais são utilizados dados do Painel 1, que é composto por 300 observações conforme descrito anteriormente. Observa-se que, para esse conjunto de dados, o coeficiente de elasticidade de novas ideias com respeito ao estoque de conhecimento ( $\phi$ ) foi significativo, nas funções de produção de conhecimento do Brasil e das regiões NE, SE e CO pelos dois métodos de estimação (MQA e efeitos fixos ou efeitos aleatórios). Para a região Sul, o coeficiente foi significativo ao nível de 5% na estimação por efeitos fixos; e, na função da região Norte, estimada por MQA, o coeficiente de elasticidade de novo conhecimento com respeito ao estoque de conhecimento acumulado na região foi significativo ao

nível de 1%. Além disso, não se rejeita a hipótese de que há *spillovers* positivos na produção de conhecimento, isto é, de que  $\phi \geq 0$ <sup>4</sup>. Baseado no conjunto de dados do Painel 1, também se rejeita a hipótese de que o parâmetro estimado  $\phi$  é maior ou igual a 1, sugerindo que um aumento no estoque de conhecimento de uma determinada região eleva (mas não na mesma proporção) a produção de conhecimento dessa mesma região<sup>5</sup>. Por sua vez, o coeficiente  $\lambda$ , que mede a elasticidade da produção de novo conhecimento em relação ao capital humano, foi significativo nas funções de conhecimento do Brasil e da região CO, pelos dois métodos de estimação. Para as regiões NE, SE e S, somente o coeficiente estimado por MQA foi significativo ao nível de 1%. Além disso, com base nessa amostra, não se pode rejeitar a hipótese de que o efeito marginal do capital humano na produção de conhecimento é positivo<sup>6</sup>. Ao nível de significância de 1%, também se rejeita a hipótese nula de que  $\lambda \geq 1$ , o que pode sugerir que a produção de conhecimento é pouco elástica aos recursos utilizados em pesquisa<sup>7</sup>. Esses resultados aproximam-se das restrições paramétricas do modelo de Jones (1995),  $\phi < 1$  e  $\lambda < 1$ , segundo as quais, o produto marginal de cada um dos fatores da função de produção de ideias,  $H_A$  e  $A$ , seria decrescente. Ademais, consegue-se rejeitar a hipótese de retornos de escala constantes ou crescentes para as funções de produção de ideias estimadas do Brasil e das regiões NE, SE e CO<sup>8</sup>.

A Tabela 6 exibe as estimativas dos parâmetros de interesse,  $\phi$  e  $\lambda$ , calculados com o uso do conjunto de dados do Painel 2. Ressalta-se que há maior incidência de não significância estatística dos parâmetros estimados a partir do Painel 2, o que é bem diferente dos resultados obtidos anteriormente. Isso pode ter ocorrido devido ao pequeno número de observações que compõem o conjunto de dados do Painel 2 – há somente 65 observações para estimar a função de produção de conhecimento do Brasil; 15, para estimar a do NE; 20, para a do SE; 15, para a do S; e 10, para a do N; a função de produção de conhecimento da região CO não pôde ser estimada a partir desse conjunto de dados em virtude da insuficiência de observações. Apesar da limitação imposta pelos dados, é interessante reportar os resultados e tentar verificar se há alguma semelhança com os obtidos a partir do Painel 1, o que poderia auxiliar na síntese das conclusões do estudo. Dessa forma, destaca-se que a hipótese de que o coeficiente de *spillover* intertemporal,  $\phi$ , é estatisticamente igual a zero só é rejeitada para as funções de produção de ideias do Brasil, NE, SE e S, quando estimadas por efeitos fixos ou por efeitos aleatórios (o que indicar o Teste de Hausman). Na estimação por MQA, predomina a insignificância dos parâmetros estimados. Vale ressaltar que, na função de produção de ideias da região SE, rejeita-se a hipótese de que o parâmetro  $\phi$ , estimado por efeitos fixos, é maior ou igual a 1. Todavia, a aplicação desse teste sobre os demais casos de parâmetros  $\phi$  significantes não apresentou resultado conclusivo. O parâmetro da elasticidade da produção de conhecimento com respeito ao ca-

<sup>4</sup>Para as funções de produção de conhecimento das regiões NE, SE e CO, estimadas por efeitos aleatórios, não foi possível calcular o p-valor para tomada de decisão nos seguintes testes:  $H_0 : \phi \geq 0$ ,  $H_1 : \phi < 0$ ;  $H_0 : \phi \geq 1$ ,  $H_1 : \phi < 1$ .

<sup>5</sup>Ver nota 4.

<sup>6</sup>Para a função de produção de conhecimento da região CO, estimada por efeitos aleatórios, não foi possível calcular o p-valor para tomada de decisão nos seguintes testes:  $H_0 : \lambda \geq 0$ ,  $H_1 : \lambda < 0$ ;  $H_0 : \lambda \geq 1$ ,  $H_1 : \lambda < 1$ ;  $H_0 : \phi + \lambda \geq 1$ ,  $H_1 : \phi + \lambda < 1$ .

<sup>7</sup>Ver nota 6.

<sup>8</sup>Ver nota 6.

**Tabela 5:** Estimação da Equação (8) usando o Painel 1

	Brasil		Nordeste		Sudeste		Sul		Norte		Centro-Oeste	
	MQA	EF/EA	MQA	EF/EA	MQA	EF/EA	MQA	EF/EA	MQA	EF/EA	MQA	EF/EA
<i>ln Pat</i>												
<i>ln Dout</i>	0,246* (0,053)	0,139*** (0,076)	0,312* (0,120)	0,182 <sup>†</sup> (0,116)	0,504* (0,160)	0,013 <sup>†</sup> (0,009)	0,237* (0,049)	0,015 <sup>†</sup> (0,021)	0,122 <sup>†</sup> (0,173)	0,175 <sup>†</sup> (0,176)	0,292* (0,099)	0,120* (0,045)
<i>ln E_Pat</i>	0,548* (0,027)	0,303** (0,126)	0,510* (0,074)	0,609* (0,098)	0,296* (0,109)	0,586* (0,127)	0,044 <sup>†</sup> (0,069)	0,406** (0,043)	0,657* (0,115)	0,104 <sup>†</sup> (0,131)	0,424* (0,062)	0,428* (0,077)
Constante	-2,094* (0,355)	0,676 <sup>†</sup> (0,676)	-2,517* (0,721)	-1,914** (0,971)	-2,427* (0,798)	-0,068 <sup>†</sup> (1,532)	3,468* (0,491)	2,252** (0,340)	-1,489 <sup>†</sup> (1,072)	0,454 <sup>†</sup> (1,003)	-1,736* (0,617)	-0,107 <sup>†</sup> (0,325)
$R^2/R^2_{between}$	0,933	0,965	0,829	0,928	0,849	0,797	0,499	0,273	0,739	0,952	0,844	0,911
$R^2_{within}$	-	0,177	-	0,367	-	0,234	-	0,285	-	0,086	-	0,242
p-valor (F)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,013	0,000	0,046	0,000	0,000
Teste autocorrelação <sup>1</sup> (p-valor)	0,300 <sup>#</sup>	0,300 <sup>#</sup>	0,146 <sup>#</sup>	0,146 <sup>#</sup>	0,098 <sup>#</sup>	0,098 <sup>#</sup>	0,013 <sup>#</sup>	0,013 <sup>#</sup>	0,975 <sup>#</sup>	0,975 <sup>#</sup>	0,210 <sup>#</sup>	0,210 <sup>#</sup>
<i>Cross-Section</i>	25	25	9	9	4	4	3	3	5	5	4	4
Obs.	300	300	108	108	48	48	36	36	60	60	48	48
Teste de Hausman (p-valor)	-	(.)	-	0,283	-	0,945	-	0,000	-	0,000	-	0,589
Teste 1 (p-valor)	0,00	0,00	0,000	[.]	0,000	[.]	-	0,003	0,002	-	0,000	[.]
Teste 2 (p-valor)	0,00	0,00	0,000	-	0,002	-	0,000	-	-	-	0,000	[.]
Teste 3 (p-valor)	0,00	0,00	0,001	-	0,003	-	-	-	-	-	0,000	[.]

Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados do BADEPI e da PNAD.

Nota: (1) Teste de autocorrelação de Wooldridge -  $H_0$ : não há correlação serial de 1ª ordem, # não rejeita  $H_0$  ao nível de 1% de significância;

\*significante a 1%, \*\*significante a 5%, \*\*\*significante a 10%, <sup>†</sup> não significativa a 10%; desvios padrão robustos entre parênteses; (.) quando não se cumpre os pressupostos assintóticos exigidos pelo Teste de Hausman, escolhe-se a abordagem de efeitos fixos; [.] o *software* Stata não calculou o p-valor; Teste 1 -  $H_0: \phi \geq 1, H_1: \phi < 1$ ; Teste 2 -  $H_0: \lambda \geq 1, H_1: \lambda < 1$ ; Teste 3 -  $H_0: \phi + \lambda \geq 1, H_1: \phi + \lambda < 1$ .

pital humano,  $\lambda$ , foi estatisticamente significativa nas funções de produção estimadas do Brasil, do NE e do S, pelos dois métodos de estimação. No caso da região Norte, o parâmetro foi significativo quando estimado por efeitos aleatórios. Nas estimações por MQA, a hipótese de  $\lambda \geq 0$  não foi rejeitada para as funções do Brasil, NE e S<sup>9</sup>. Para esses três casos, ao nível de significância de 10%, rejeita-se a hipótese de que há efeito duplicação, isto é, destinar mais recursos à pesquisa parece diminuir o total de inovações produzidas por  $H_A$  unidades de capital humano. A partir dos dados do Painel 2, não se pode concluir sobre a natureza dos retornos de escala das funções de produção de conhecimento do Brasil e de suas regiões.

As estimações dos retornos externos ( $\phi$ ) e de escala ( $\lambda$ ) no setor de P&D, utilizando os dados do Painel 3, estão expostas na Tabela 7. A quantidade de observações nesse terceiro conjunto de dados é igual à quantidade do segundo, entretanto, diferente dos resultados apresentados na Tabela 6, o coeficiente estimado do *spillover* intertemporal,  $\phi$ , foi altamente significativo (as duas exceções ocorreram nas funções das regiões NE e SE, na estimação por MQA). Além disso, não se rejeita a hipótese de *standing on shoulders*, isto é, de existência de *spillovers* positivos na produção de conhecimento<sup>10</sup>. Ainda com base nessa amostra, rejeita-se a hipótese de que  $\phi \geq 1$  na função de produção de ideias do Brasil, resultado que se aproxima da restrição do modelo de Jones (1995), todavia, nas funções das quatro regiões, NE, SE, S e N, não se conseguiu rejeitar a hipótese de que o coeficiente que mede a relação entre produtividade das ideias no presente e estoque de ideias descobertas no passado é maior ou igual a 1 (resultado mais semelhante à restrição do modelo de Romer (1990) segundo a qual  $\phi = 1$ ). Por sua vez, o efeito marginal do capital humano na produção de novas ideias,  $\lambda$ , só foi significativo e positivo para as funções de produção do Brasil, das regiões SE e S, estimadas por MQA. Também na função de produção de conhecimento da região N, estimada por efeitos aleatórios, o coeficiente  $\lambda$  foi significativo. Para as funções do Brasil, SE e S, estimadas por MQA, rejeita-se, ao nível de 5%, a hipótese de  $\lambda \geq 1$ , isto é, o teste sugere que uma variação positiva de 1% no número de pessoas que trabalham em P&D com dedicação exclusiva, enquanto o estoque de patentes é mantido constante, eleva em menos de 1% o número de patentes depositadas. Além disso, como explícito na Tabela 8, rejeitou-se a hipótese de retornos de escala constantes ou crescentes nas funções de produção de ideias do Brasil e da região SE, ao nível de 5% de significância.

O principal interesse na estimação das Equações (12), (13) e (14) é verificar a existência de alguma influência do estoque de conhecimento acumulado na vizinhança (dos estados) sobre a produção de novo conhecimento. Em termos gerais (para mais detalhes observar a Tabela 8), os resultados das estimações da Equação (12) no que se refere ao parâmetro de *spillover* intertemporal,  $\phi$ , é bastante similar aos resultados apresentados na Tabela 5. Em resumo, predomina-se coeficiente  $\phi$  significativo e positivo. Em relação ao teste 1, a principal diferença é que na estimação por efeitos fixos da função de produção de conhecimento da região Sudeste não se pôde rejeitar a hipótese nula

<sup>9</sup>Para a função de produção de conhecimento do Brasil, das regiões NE e S, estimadas por efeitos aleatórios, não foi possível calcular o p-valor para tomada de decisão do seguinte teste:  $H_0 : \lambda \geq 0, H_1 : \lambda < 0$ .

<sup>10</sup>Para a função de produção de ideias da região N, estimadas por efeitos aleatórios, não foi possível calcular o p-valor para tomada de decisão dos seguintes testes:  $H_0 : \phi \geq 0, H_1 : \phi < 0$ ;  $H_0 : \phi \geq 1, H_1 : \phi < 1$ ;  $H_0 : \lambda \geq 0, H_1 : \lambda < 0$ ;  $H_0 : \lambda \geq 1, H_1 : \lambda < 1$ ;  $H_0 : \phi + \lambda \geq 1, H_1 : \phi + \lambda < 1$ .

**Tabela 6:** Estimação da Equação (9) usando o Painel 2

	Brasil		Nordeste		Sudeste		Sul		Norte	
	MQA	EF/EA	MQA	EF/EA	MQA	EF/EA	MQA	EF/EA	MQA	EF/EA
<i>lnNpro</i>										
<i>lnHa_De</i>	0,766* (0,133)	0,562* (0,119)	0,672* (0,204)	0,672* (0,242)	0,477 <sup>†</sup> (0,599)	0,180 <sup>†</sup> (0,569)	0,468** (0,190)	0,468* (0,141)	0,150 <sup>†</sup> (0,340)	0,150* (0,039)
<i>lnE_Npro</i>	0,047 <sup>†</sup> (0,101)	0,203** (0,085)	-0,251 <sup>†</sup> (0,176)	-0,251* (0,030)	0,287 <sup>†</sup> (0,383)	0,253*** (0,102)	0,219 <sup>†</sup> (0,146)	0,219** (0,092)	0,125 <sup>†</sup> (0,341)	0,125 <sup>†</sup> (0,080)
Constante	-0,631 <sup>†</sup> (0,415)	-0,263 <sup>†</sup> (0,455)	1,462 <sup>†</sup> (1,338)	1,462 <sup>†</sup> (1,406)	-0,181 <sup>†</sup> (2,010)	2,457 <sup>†</sup> (3,798)	0,680 <sup>†</sup> (0,724)	0,680 <sup>†</sup> (0,892)	2,406** (0,781)	2,406* (0,184)
<i>R</i> <sup>2</sup> / <i>R</i> <sup>2</sup> <i>between</i>	0,793	0,87	0,351	0,988	0,831	0,93	0,766	0,979	0,415	1
<i>R</i> <sup>2</sup> <i>within</i>	-	0,263	-	0,148	-	0,073	-	0,68	-	0,163
p-valor (F)	0,000	0,000	0,020	0,000	0,000	0,001	0,000	0,000	0,141	[.]
<i>Cross-Section</i>	13	13	3	3	4	4	3	3	2	2
Obs	65	65	15	15	20	20	15	15	10	10
Teste de Hausman (p-valor)	-	0,130	-	0,509	-	(.)	-	0,496	-	0,958
Teste 1 (p-valor)	-	[.]	-	[.]	-	0,003	-	[.]	-	-
Teste 2 (p-valor)	0,042	[.]	0,067	[.]	-	-	0,008	[.]	-	[.]
Teste 3 (p-valor)	-	[.]	-	[.]	-	-	-	[.]	-	-

Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados da PINTEC.

Nota: \* significativa a 1%, \*\* significativa a 5%, \*\*\* significativa a 10%, <sup>†</sup> não significativa a 10%; desvios padrão robustos entre parênteses; (.) quando não se cumpre os pressupostos assintóticos exigidos pelo Teste de Hausman, escolhe-se a abordagem de efeitos fixos; [.] o *software* Stata não calculou o p-valor; Teste 1 -  $H_0 : \phi \geq 1, H_1 : \phi < 1$ ; Teste 2 -  $H_0 : \lambda \geq 1, H_1 : \lambda < 1$ ; Teste 3 -  $H_0 : \phi + \lambda \geq 1; H_1 : \phi + \lambda < 1$ ; Para a região Centro-Oeste, só há cinco observações, o que impossibilitou as estimações.

**Tabela 7:** Estimação da Equação (10) usando o Painel 3

lnPat	Brasil		Nordeste		Sudeste		Sul		Norte	
	MQA	EF/EA	MQA	EF/EA	MQA	EF/EA	MQA	EF/EA	MQA	EF/EA
lnHa_De	0,254* (0,054)	-0,037 <sup>†</sup> (0,043)	0,133 <sup>†</sup> (0,088)	0,046 <sup>†</sup> (0,091)	0,780* (0,099)	-0,002 <sup>†</sup> (0,095)	0,206* (0,067)	-0,072 <sup>†</sup> (0,025)	0,066 <sup>†</sup> (0,052)	0,066* (0,020)
lnE_Pat	0,473* (0,047)	0,889* (0,039)	-0,034 <sup>†</sup> (0,314)	0,782** (0,168)	0,050 <sup>†</sup> (0,089)	0,717** (0,196)	0,342** (0,142)	0,976* (0,059)	0,855* (0,103)	0,855* (0,056)
Constante	-0,566* (0,179)	-2,197* (0,126)	4,013 <sup>†</sup> (2,656)	-1,662 <sup>†</sup> (0,781)	-0,421 <sup>†</sup> (0,394)	-1,335 <sup>†</sup> (1,353)	1,413 <sup>†</sup> (1,795)	-2,694*** (0,675)	-1,672** (0,599)	-1,672* (0,373)
R <sup>2</sup> /R <sup>2</sup> between	0,929	0,904	0,099	0,993	0,948	0,8	0,552	0,19	0,877	1,000
R <sup>2</sup> within	-	0,812	-	0,734	-	0,371	-	0,554	-	0,879
p-valor (F)	0,000	0,000	0,241	0,008	0,000	0,000	0,028	0,006	0,000	[.]
Cross-Section	13	13	3	3	4	4	3	3	2	2
Obs	65	65	15	15	20	20	15	15	10	10
Teste de Hausman (p-valor)	-	0,002	-	(.)	-	(.)	-	(.)	-	0,126
Teste 1 (p-valor)	0,000	0,007	-	0,162	-	0,122	0,000	0,359	0,102	[.]
Teste 2 (p-valor)	0	-	-	-	0,020	-	0,000	-	-	[.]
Teste 3 (p-valor)	0	-	-	-	-	-	0,018	-	-	[.]

Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados da BADEPI e da PINTEC.

Nota: \* significativa a 1%, \*\* significativa a 5%, \*\*\* significativa a 10%, <sup>†</sup> não significativa a 10%; desvios padrão robustos entre parênteses; (.) quando não se cumpre os pressupostos assintóticos exigidos pelo Teste de Hausman, escolhe-se a abordagem de efeitos fixos; [.] o *software* Stata não calculou o p-valor; Teste 1 -  $H_0 : \phi \geq 1, H_1 : \phi < 1$ ; Teste 2 -  $H_0 : \lambda \geq 1, H_1 : \lambda < 1$ ; Teste 3 -  $H_0 : \phi + \lambda \geq 1, H_1 : \phi + \lambda < 1$ ; Para a região Centro-Oeste, só há cinco observações, o que impossibilitou as estimações.

de que  $\phi \geq 1$ . Com respeito ao coeficiente de efeito escala,  $\lambda$ , houve maior predominância de insignificância estatística. Ressalta-se que, na estimação da função de produção de conhecimento do Brasil, o efeito marginal do estoque acumulado de conhecimento da vizinhança sobre a produção de novo conhecimento foi estatisticamente significativo e positivo. O estoque de conhecimento da vizinhança também foi significativo nas funções de produção de novas ideias das regiões NE, S e CO. Destaca-se que, para NE e CO, o resultado da estimação sugere que o crescimento do estoque de conhecimento dos vizinhos parece contribuir para o aumento da produção de novas ideias nessas regiões, entretanto, o mesmo não se verificou para a região Sul, em que não se pôde rejeitar o efeito negativo da vizinhança. Ainda com base no Painel 1, o estoque de conhecimento dos estados vizinhos não foi significativo na função estimada da produção de novo conhecimento dos estados das regiões SE e N.

Na Tabela 9, apresentam-se os resultados da estimação da Equação (13) usando os dados do Painel 2. Os parâmetros estimados  $\phi$  e  $\lambda$  não diferem muito dos apresentados na Tabela 6 e já discutidos anteriormente. O interesse agora é verificar se pode ser extraída alguma informação a respeito do parâmetro  $\psi$ . Quanto à função de produção de novas ideias do Brasil, o efeito marginal do estoque de conhecimento acumulado na vizinhança sobre o desempenho inovador dos estados foi significativo e positivo<sup>11</sup>. Levando em conta as limitações do conjunto de informação do Painel 2, principalmente o pequeno tamanho da amostra, esse resultado da função de produção do Brasil poderia sugerir algum indício de contribuição positiva do acúmulo de conhecimento nas proximidades para a produção de novas ideias nos estados. Entretanto, quando estimadas as funções regionais de produção de conhecimento, o parâmetro  $\psi$  apresentou-se basicamente como não significativo, o que pode ser causado por problemas de escassez de dados, visto que o número de observações por região nessa amostra varia de 10 a 20.

Por fim, estima-se a Equação (14) a partir do terceiro conjunto de dados, cujos resultados encontram-se na Tabela 10. Em relação ao *spillover* intertemporal ( $\phi$ ), o coeficiente estimado foi significativo nas funções de produção de conhecimento do Brasil, das regiões NE e S, pelos dois métodos de estimação. Para as funções das regiões SE e N, o coeficiente foi significativo quando estimado por efeitos fixos ou efeitos aleatórios. Além disso, nessa amostra, não se rejeita a hipótese de que um aumento no estoque de conhecimento eleve, tudo o mais constante, a produção de novas ideias<sup>12</sup>. Ao nível de significância de 10%, rejeita-se a hipótese de que o efeito marginal do estoque acumulado de ideias sobre a produção de novas ideias é maior ou igual a 1 nas funções do Brasil, NE e SE. O mesmo não ocorreu para a função de produção de conhecimento da região Sul<sup>13</sup>. Em relação ao efeito escala, representado pelo coeficiente  $\lambda$ , os resultados são qualitativamente muito semelhantes aos apresentados na Tabela 5 e discutidos anteriormente. Quanto ao efeito do estoque de conhecimento na vizinhança sobre a produção de novas ideias nos estados, os resultados não são muito esclarecedores. O coeficiente estimado  $\psi$  foi significativo somente nas funções de produção de conhecimento das regiões NE e

<sup>11</sup>Para a função de produção de ideias do Brasil, estimada por efeitos aleatórios, não foi possível calcular o p-valor para tomada de decisão do seguinte teste:  $H_0 : \psi \geq 0$ ,  $H_1 : \psi < 0$ .

<sup>12</sup>Para as funções de produção de conhecimento das regiões NE, S e N, estimadas por efeitos aleatórios, não foi possível calcular o p-valor para tomada de decisão dos seguintes testes:  $H_0 : \phi \geq 0$ ,  $H_1 : \phi < 0$ ;  $H_0 : \phi \geq 1$ ,  $H_1 : \phi < 1$ .

<sup>13</sup>Ver nota 12.

**Tabela 8:** Estimação da Equação (12) usando o Painel 1

	Brasil		Nordeste		Sudeste		Sul		Norte		Centro-Oeste	
	MQA	EF/EA	MQA	EF/EA	MQA	EF/EA	MQA	EF/EA	MQA	EF/EA	MQA	EF/EA
<i>ln Pat</i>												
<i>ln Dout</i>	0,257* (0,054)	0,108 <sup>†</sup> (0,077)	0,323* (0,121)	0,195 <sup>†</sup> (0,123)	0,621** (0,265)	0,024 <sup>†</sup> (0,017)	-0,001 <sup>†</sup> (0,075)	-0,001 <sup>†</sup> (0,032)	0,102 <sup>†</sup> (0,178)	0,170 <sup>†</sup> (0,181)	-0,027 <sup>†</sup> (0,103)	-0,027 <sup>†</sup> (0,049)
<i>ln E_Pat</i>	0,525* (0,030)	0,031 <sup>†</sup> (0,120)	0,444* (0,068)	0,524* (0,078)	0,219 <sup>†</sup> (0,174)	0,820** (0,190)	0,612* (0,150)	0,612* (0,059)	0,693* (0,118)	-0,039 <sup>†</sup> (0,219)	0,705* (0,080)	0,705* (0,050)
<i>ln E_Pat<sub>-j</sub></i>	0,027*** (0,016)	0,605** (0,243)	0,145* (0,040)	0,163* (0,062)	-0,216 <sup>†</sup> (0,206)	-0,838 <sup>†</sup> (0,389)	-0,103* (0,024)	-0,103* (0,007)	-0,104 <sup>†</sup> (0,100)	0,324 <sup>†</sup> (0,614)	0,144* (0,031)	0,144* (0,018)
Constante	-2,291* (0,381)	-2,789 <sup>†</sup> (1,752)	-3,424* (0,704)	-2,858* (0,817)	-0,192 <sup>†</sup> (1,921)	7,827 <sup>†</sup> (4,525)	1,513** (0,637)	1,513* (0,170)	-0,721 <sup>†</sup> (1,428)	-1,241 <sup>†</sup> (2,894)	-2,188* (0,518)	-2,188* (0,187)
<i>R</i> <sup>2</sup> / <i>R</i> <sup>2</sup> <i>between</i>	0,933	0,657	0,849	0,95	0,854	0,684	0,675	1,000	0,746	0,157	0,907	0,997
<i>R</i> <sup>2</sup> <i>within</i>	-	0,199	-	0,377	-	0,270	-	0,285	-	0,088	-	0,218
p-valor (F)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,060	0,000	[.]	0,000	0,089	0,000	0,000
Teste autocorrelação <sup>1</sup> (p-valor)	0,136 <sup>#</sup>	0,136 <sup>#</sup>	0,071 <sup>#</sup>	0,071 <sup>#</sup>	0,101 <sup>#</sup>	0,101 <sup>#</sup>	0,017 <sup>#</sup>	0,017 <sup>#</sup>	0,592 <sup>#</sup>	0,592 <sup>#</sup>	0,179 <sup>#</sup>	0,179 <sup>#</sup>
Cross-Section	25	25	9	9	4	4	3	3	5	5	4	4
Obs	300	300	108	108	48	48	36	36	60	60	48	48
Teste de Hausman (p-valor)	-	0,000	-	0,076	-	[.]	-	0,846	-	0,000	-	0,069
Teste 1 (p-valor)	0	-	0,000	[.]	-	0,206	0,007	[.]	0,006	-	0,000	[.]
Teste 2 (p-valor)	0	-	0,000	-	0,080	-	-	-	-	-	-	-
Teste 3 (p-valor)	0,000	-	0,000	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Teste 4 (p-valor)	0,043	0,010	0,000	[.]	-	-	1,000	[.]	-	-	0,000	[.]

Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados da BADEPI e PNAD.

Nota: <sup>(1)</sup> Teste de autocorrelação de Wooldridge -  $H_0$ : não há correlação serial de 1ª ordem, <sup>#</sup> não rejeita  $H_0$  ao nível de 1% de significância;

\* significante a 1%, \*\* significante a 5%, \*\*\* significante a 10%, <sup>†</sup> não significante a 10%; desvios padrão robustos entre parênteses; (.) quando não se cumpre os pressupostos assintóticos exigidos pelo Teste de Hausman, escolhe-se a abordagem de efeitos fixos; [.] o *software* Stata não calculou o p-valor; Teste 1 -  $H_0 : \phi \geq 1, H_1 : \phi < 1$ ; Teste 2 -  $H_0 : \lambda \geq 1, H_1 : \lambda < 1$ ; Teste 3 -  $H_0 : \phi + \lambda \geq 1, H_1 : \phi + \lambda < 1$ ; Teste 4 -  $H_0 : \Psi \leq 0, H_1 : \Psi > 0$ .

Tabela 9: Estimação da Equação (13) usando o Painel 2

<i>lnNpro</i>	Brasil		Nordeste		Sudeste		Sul		Norte	
	MQA	EF/EA	MQA	EF/EA	MQA	EF/EA	MQA	EF/EA	MQA	EF/EA
<i>lnHa_De</i>	0,644* (0,128)	0,516* (0,124)	0,669* (0,208)	0,669* (0,261)	0,474 <sup>†</sup> (0,608)	0,474 <sup>†</sup> (0,492)	0,460** (0,182)	0,460* (0,151)	0,099 <sup>†</sup> (0,401)	0,099 <sup>†</sup> (0,134)
<i>lnE_NPro</i>	0,088 <sup>†</sup> (0,094)	0,182** (0,087)	-0,115 <sup>†</sup> (0,149)	-0,115 <sup>†</sup> (0,257)	0,292 <sup>†</sup> (0,391)	0,292 <sup>†</sup> (0,353)	0,327*** (0,175)	0,327* (0,049)	0,131 <sup>†</sup> (0,369)	0,131** (0,054)
<i>lnE_Npro-j</i>	0,126* (0,042)	0,130** (0,061)	0,172 <sup>†</sup> (0,261)	0,172 <sup>†</sup> (0,355)	-0,051 <sup>†</sup> (0,135)	-0,051 <sup>†</sup> (0,211)	0,063 <sup>†</sup> (0,054)	0,063** (0,028)	-0,063 <sup>†</sup> (0,176)	-0,063 <sup>†</sup> (0,198)
Constante	-1,066** (0,443)	-0,836 <sup>†</sup> (0,567)	-0,546 <sup>†</sup> (3,108)	-0,546 <sup>†</sup> (4,951)	0,289 <sup>†</sup> (2,865)	0,289 <sup>†</sup> (2,191)	-0,663 <sup>†</sup> (1,190)	-0,663 <sup>†</sup> (1,207)	2,995 <sup>†</sup> (1,866)	2,995 <sup>†</sup> (2,079)
$R^2/R^2_{between}$	0,816	0,903	0,368	0,999	0,832	0,937	0,793	0,998	0,424	1,000
$R^2_{within}$	-	0,261	-	0,170	-	0,063	-	0,691	-	0,226
p-valor (F)	0,000	0,000	0,039	[.]	0,000	0,000	0,000	[.]	0,277	[.]
Cross-Section	13	13	3	3	4	4	3	3	2	2
Obs	65	65	15	15	20	20	15	15	10	10
Teste de Hausman (p-valor)	-	0,530	-	0,251	-	0,712	-	0,961	-	0,902
Teste 1 (p-valor)	-	[.]	-	-	-	-	0,001	[.]	-	[.]
Teste 2 (p-valor)	0,004	[.]	0,070	[.]	-	-	0,006	[.]	-	-
Teste 3 (p-valor)	-	[.]	-	-	-	-	0,034	[.]	-	-
Teste 4 (p-valor)	0,002	[.]	-	-	-	-	-	[.]	-	-

Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados da PINTEC.

Nota: \* significativa a 1%, \*\* significativa a 5%, \*\*\* significativa a 10%, <sup>†</sup> não significativa a 10%; desvios padrão robustos entre parênteses; (.) quando não se cumpre os pressupostos assintóticos exigidos pelo Teste de Hausman, escolhe-se a abordagem de efeitos fixos; [.] o *software* Stata não calculou o p-valor; Teste 1 -  $H_0 : \phi \geq 1, H_1 : \phi < 1$ ; Teste 2 -  $H_0 : \lambda \geq 1, H_1 : \lambda < 1$ ; Teste 3 -  $H_0 : \phi + \lambda \geq 1, H_1 : \phi + \lambda < 1$ ; Para a região Centro-Oeste, só há cinco observações, o que impossibilitou as estimações.

S. Além disso, pouco se pode afirmar a respeito da direção do efeito, uma vez que se rejeita a hipótese nula de que  $\psi \leq 0$  para a função da região NE, mas não se pode rejeitar essa hipótese para a função da região S.

## 5 Considerações Finais

Neste artigo, estimou-se a função de produção de ideias do Brasil e das suas regiões, a fim de estudar a forma como se acumulam ideias e conhecimento e para testar a existência de *spillovers* de ideias na dimensão espacial.

Partindo-se da especificação da função de produção de conhecimento proposta por Jones (1995) e usando dados em painéis para os estados brasileiros, estimou-se por MQA e efeitos fixos/efeitos aleatórios o *spillover* intertemporal, que representa a relação entre produtividade das ideias no presente e o número de ideias descobertas no passado; o efeito escala no setor de P&D; e os *spillovers* de conhecimento entre as regiões.

Não obstante à imposição da restrição decorrente da reduzida série de dados disponíveis, acredita-se na validade do exercício empírico para se lançar o conhecimento sobre a natureza da função de produção de conhecimento do Brasil e suas regiões. Apesar disso, foi possível montar três painéis de dados para a condução da análise.

Com base no primeiro painel, observou-se, em sua maioria, que o estoque de conhecimento acumulado contribui positivamente para a produção de novas ideias. Em geral, pôde-se rejeitar a hipótese de existência de fortes *spillovers* intertemporais. Além disso, na maior parte das estimações, a elasticidade da produção de novo conhecimento com respeito ao capital humano foi significativa, positivo e menor que a unidade. A hipótese de retornos de escala constantes ou crescentes da função de produção de ideias também foi rejeitada. Quanto ao efeito do estoque de conhecimento acumulado na vizinhança dos estados sobre o desempenho em produção de tecnologia, o coeficiente estimado foi significativo e positivo na função de produção de conhecimento do Brasil. Entretanto, não houve resultado convergente nas funções de produção regionais.

Como já destacado, as estimações feitas com base no segundo conjunto de dados são mais sensíveis aos problemas de amostra pequena. Dessa forma, verificou-se maior incidência de parâmetros não significantes nas funções estimadas a partir do segundo painel. Para os casos de coeficientes significantes, só se pôde rejeitar a hipótese nula de fortes *spillovers* intertemporais na função de produção de conhecimento da região Sudeste. Em relação ao parâmetro que mede a elasticidade da produção de conhecimento com respeito ao capital humano, só se rejeitou a hipótese de existência de efeitos escala para as funções do Brasil, Nordeste e Sudeste. Não se conseguiu extrair informação sobre a natureza dos retornos de escala. Ademais, na função de produção de novas ideias do Brasil, há indício de contribuição positiva do acúmulo de estoque de conhecimento da vizinhança para a produção de tecnologia dos estados. Entretanto, nas funções regionais estimadas, o coeficiente que representa o efeito vizinhança não foi significativo.

Nas funções de produção estimadas a partir do terceiro painel de dados, o coeficiente de *spillover* intertemporal indicou basicamente que um aumento no estoque de conhecimento eleva, tudo o mais constante, a produção de novas ideias. Com base nessa amostra, não se pode concluir se esse aumento é

**Tabela 10:** Estimação da Equação (14) usando o Painel 3

<i>ln Pat</i>	Brasil		Nordeste		Sudeste		Sul		Norte	
	MQA	EF/EA	MQA	EF/EA	MQA	EF/EA	MQA	EF/EA	MQA	EF/EA
<i>ln Ha_De</i>	0,280* (0,057)	-0,038 <sup>†</sup> (0,043)	0,038 <sup>†</sup> (0,057)	0,038 <sup>†</sup> (0,044)	0,770* (0,108)	-0,007 <sup>†</sup> (0,102)	0,011 <sup>†</sup> (0,084)	0,011 <sup>†</sup> (0,047)	0,061 <sup>†</sup> (0,072)	0,061* (0,005)
<i>ln E_Pat</i>	0,409* (0,061)	0,790* (0,105)	0,586* (0,165)	0,586* (0,164)	0,057 <sup>†</sup> (0,095)	0,605*** (0,209)	0,770* (0,215)	0,770* (0,058)	0,767 <sup>†</sup> (0,635)	0,767** (0,451)
<i>ln E_Pat_j</i>	0,048 <sup>†</sup> (0,031)	0,110 <sup>†</sup> (0,127)	0,274* (0,027)	0,274* (0,020)	0,085 <sup>†</sup> (0,149)	0,387 <sup>†</sup> (0,276)	-0,128** (0,046)	-0,128* (0,017)	0,091 <sup>†</sup> (0,722)	0,091 <sup>†</sup> (0,546)
Constante	-0,673* (0,192)	-2,417* (0,427)	-2,516*** (1,213)	-2,516** (1,231)	-1,484 <sup>†</sup> (1,755)	-4,947 <sup>†</sup> (3,988)	0,116 <sup>†</sup> (1,650)	0,116 <sup>†</sup> (0,082)	-1,664** (0,615)	-1,664* (0,439)
$R^2/R^2_{between}$	0,931	0,896	0,896	1,000	0,949	0,799	0,716	1,000	0,877	1,000
$R^2_{within}$	-	0,813	-	0,713	-	0,379	-	0,538	-	0,880
p-valor (F)	0,000	0,000	0,000	[.]	0,000	0,000	0,010	[.]	0,001	[.]
Cross-Section	13	13	3	3	4	4	3	3	2	2
Obs	65	65	15	15	20	20	15	15	10	10
Teste de Hausman (p-valor)	-	0,007	-	0,822	-	(.)	-	0,788	-	0,127
Teste 1 (p-valor)	0,000	0,035	0,014	[.]	-	0,078	0,154	[.]	-	[.]
Teste 2 (p-valor)	0,000	-	-	-	0,024	-	-	-	-	[.]
Teste 3 (p-valor)	0,000	-	-	-	-	-	-	-	-	[.]
Teste 4 (p-valor)	-	-	0,000	[.]	-	-	0,991	[.]	-	-

Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados da BADEPI e PINTEC.

Nota: \* significativa a 1%, \*\* significativa a 5%, \*\*\* significativa a 10%, <sup>†</sup> não significativa a 10%; desvios padrão robustos entre parênteses; (.) quando não se cumpre os pressupostos assintóticos exigidos pelo Teste de Hausman, escolhe-se a abordagem de efeitos fixos; [.] o *software* Stata não calculou o p-valor; Teste 1 -  $H_0 : \phi \geq 1, H_1 : \phi < 1$ ; Teste 2 -  $H_0 : \lambda \geq 1, H_1 : \lambda < 1$ ; Teste 3 -  $H_0 : \phi + \lambda \geq 1; H_1 : \phi + \lambda < 1$ ; Teste 4 -  $H_0 : \Psi \leq 0, H_1 : \Psi > 0$  Para a região Centro-Oeste, só há cinco observações, o que impossibilitou as estimações.

proporcional ou não, visto que a hipótese de fortes *spillovers* intertemporais não é rejeitada em todas as funções estimadas. Rejeitou-se a hipótese de que a elasticidade da produção de novas ideias com respeito ao capital humano é maior que a unidade e a hipótese de retornos de escala constantes ou crescentes. Quanto ao efeito vizinhança, só houve dois casos de efeito significativo, e em somente um deles rejeitou-se a hipótese de efeito negativo.

Ressalta-se que, no Brasil, as políticas públicas de incentivo à inovação têm conseguido estimular os investimentos privados em P&D, conforme demonstram alguns estudos. Shimada (2013), por exemplo, utilizando a técnica de *matching* e de estimações com dados em painel, avaliou o impacto dos benefícios concedidos pela Lei do Bem às atividades de P&D das firmas e encontrou evidências de que os incentivos fiscais impactaram positivamente os gastos em P&D privados, rejeitando-se a hipótese de *crowding-out*. Na mesma linha, Avellar (2007), avaliando o impacto de três programas de incentivos fiscais e financeiros à P&D das empresas, conclui que os programas conseguem atender os seus objetivos, isto é, estimulam um aumento dos gastos privados em atividades inovadoras. Apesar das ações empreendidas, o investimento em P&D no Brasil ainda está muito aquém dos esforços que têm sido realizados pelas nações desenvolvidas e o setor de P&D brasileiro ainda tem muito a avançar.

Considerando a importância do progresso tecnológico para o desenvolvimento, é imprescindível, portanto, que as políticas no Brasil sejam direcionadas para garantir um ambiente mais propício à inovação. Destaca-se a importância de três ações: (1) disseminar o ensino de ciências nas escolas, a fim de explorar e estimular o potencial criativo e inovador das crianças e jovens, implícito a isso está a necessidade de um sistema de educação público de qualidade; (2) estreitar a relação entre universidades e empresas, estimular as parcerias entre esses agentes, desburocratizar o processo de fechamento de acordos de cooperação e de divisão de direitos de propriedade intelectual; de forma que o conhecimento produzido na universidade se materialize em novos produtos e inovações para a sociedade e que a produção de conhecimento nas universidades seja também capaz de responder às demandas do mercado; e (3) estimular o empreendedorismo, visto que progresso tecnológico é resultado de decisões dos indivíduos em desenvolver novos ou melhores produtos ou técnicas. Por fim, uma maior integração ao mercado internacional, com absorção de tecnologias externas, acordos de cooperação e um ambiente mais competitivo, pode impulsionar as atividades de inovação nas empresas brasileiras e contribuir para o desenvolvimento do setor de P&D.

### Acknowledgments

Os autores agradecem o apoio do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico - CNPq, e os comentários e sugestões dos pareceristas.

### Referências Bibliográficas

Aghion, P. & Howitt, P. (1992), 'A model of growth through creative destruction', *Econometrica* 60(2), 323–351.

- Aghion, P. et al. (2004), 'Entry and productivity growth: Evidence from microlevel panel data', *Journal of the European Economic Association* 2(2-3), 265–276.
- Albuquerque, E. d. M. (1998), 'Produção científica e sistema nacional de inovação', *Ensaio FEE* 19(1), 156–180.
- Arrow, K. J. (1962), 'The economic implications of learning by doing', *Review of Economic Studies* 29, 155–173.
- Audretsch, D. B. & Feldman, M. P. (1996), 'R&d spillovers and the geography of innovation and production', *The American Economic Review* 86(3), 630–640.
- Avellar, A. P. (2007), Impacto das políticas de fomento à inovação sobre o gasto em atividades inovativas e em atividades de p&d das empresas, in 'Anais do XXXV Encontro Nacional de Economia ANPEC', Recife, PE.
- Azzoni, C. R. (2001), 'Economic growth and regional income inequality in Brazil', *The Annals of Regional Science* 35(1), 133–152.
- Barro, R. J. & Sala-i Martin, X. (2004), *Economic Growth*, 2nd ed. edn, MIT Press, Londres.
- Becker, B. (2013), 'The determinants of r&d investment: A survey of the empirical research'.  
URL: [http://www.lboro.ac.uk/departments/sbe/RePEc/lbo/lbowps/Becker\\_09.pdf](http://www.lboro.ac.uk/departments/sbe/RePEc/lbo/lbowps/Becker_09.pdf)
- Becker, G. (1964), *Human Capital*, The University of Chicago Press, Chicago.
- Ben-Porath, Y. (1967), 'The production of human capital and the life cycle of earnings', *Journal of Political Economy* 75(4), 352–365.
- Blanchard, O. (2011), *Macroeconomia*, 5. ed. edn, Pearson, São Paulo.
- Blundell, R. et al. (1999), 'Human capital investment: The returns from education and training to the individual, the firm and the economy', *Fiscal Studies* 20(1), 1–23.
- Dombi, A. (2006), Scale effects in idea-based growth models: a critical survey, Technical report.
- Fleischhauer, K. J. (2007), 'A review of human capital theory: Microeconomics', *University of St. Gallen, Department of Economics Discussion Paper* (2007-01).
- Galeano, E. A. V. & Wanderley, L. A. (2013), 'Produtividade industrial do trabalho e intensidade tecnológica nas regiões do Brasil: Uma análise regional e setorial para o período 1996-2007', *Planejamento e Políticas Públicas* 40, 67–106.
- Gondim, J. L. B., Barreto, F. A. & Carvalho, J. R. (2007), 'Produtividade industrial do trabalho e intensidade tecnológica nas regiões do Brasil: Uma análise regional e setorial para o período 1996-2007', *Condicionantes de Clubes de Convergência no Brasil* 37(1), 71–100.

Goode, R. B. (1959), 'Adding to the stock of physical and human capital', *The American Economic Review* **49**(2), 147–155.

Gorg, H. & Strobl, E. (2007), 'The effect of r&d subsidies on private r&d', *Economica* **74**(294), 215–234.

Greene, W. H. (2012), *Econometric Analysis*, 7th ed edn, Prentice Hall.

Griliches, Z. (1986), Economic data issues, in Z. Griliches & M. Intrilligator, eds, 'Handbook of Econometrics', pp. 1466–1514.

Griliches, Z. (1998), Patent statistics as economic indicators: A survey, in Z. Griliches, ed., 'R&D and Productivity: The Econometric Evidence', University Of Chicago Press, pp. 287–343.

Grossman, G. M. & Helpman, E. (1991), *Innovation and growth in the global economy*, MIT press.

Gujarati, D. N. (2006), *Econometria Básica*, 4. ed. edn, Elsevier, Rio de Janeiro.

Haley, W. J. (1973), 'Human capital: The choice between investment and income', *The American Economic Review* **63**(5), 929–944.

Jones, C. I. (1995), 'R&d based models of economic growth', *Journal of Political Economy* **103**, 739–784.

Jones, C. I. (2000), *Introdução à teoria do Crescimento Econômico*, Campos, São Paulo.

Jones, C. I. (2004), Growth and ideas, Working paper 10767, National Bureau of Economic Research (NBER).

Keller, W. (2002), 'Trade and the transmission of technology', *Journal of Economic Growth* **7**, 5–24.

Lall, S. V. & Shalizi, Z. (2003), 'Location and growth in the brazilian northeast', *Journal of Regional Science* **43**(4), 663–661.

Lucas, R. (1988), 'On the mechanics of economic development', *Journal of Monetary Economics* **22**(1), 3–42.

Luintel, K. B. & Khan, M. (2008), Heterogeneous ideas production and endogenous growth: An empirical investigation, Working paper e2008/29, Cardiff Business School.

Luintel, K. B. & Khan, M. (2012), Ideas production in emerging economies, Working paper e2012/6, Cardiff Business School.

Lynch, L. (1991), 'The role of off-the-job vs. on-the-job training for the mobility of women workers', *The American Economic Review* **81**(2), 151–156.

Maré, C. D. (2003), Ideas for growth?, Working paper 03-19, Motu Economic and Public Policy Research.

Mossi, M. B. e. a. (2013), 'Growth dynamics and space in Brazil'.  
URL: <http://ideas.repec.org/p/wiw/wiwsa/ersa02p499.html>

- Penna, C. & Linhares, F. (2009), 'Convergência e formação de clubes no Brasil sob a hipótese de heterogeneidade no desenvolvimento tecnológico', *Revista Econômica do Nordeste* **40**(4), 781–796.
- Pessoa, A. (2005), 'Ideas-driven growth: The oecd evidence', *Portuguese Economic Journal* **4**(1), 46–67.
- Pessôa, S. d. A. (2001), Existe um problema de desigualdade regional no Brasil, in 'XXIX Encontro Nacional de Economia - ANPEC'.
- Porter, M. E. & Stern, S. (2000), Measuring the "ideas" production function: Evidence from international patent output, Working Paper 7891, National Bureau of Economic Research.
- Rebelo, S. (1991), 'Long-run policy growth analysis and long-run growth', *Journal of Political Economy* **99**(3), 500–521.
- Romer, P. M. (1986), 'Increasing returns and long-run growth', *Journal of Political Economy* **94**(5), 1002–1037.
- Romer, P. M. (1990), 'Endogenous technological change', *Journal of Political Economy* **98**, S71–S102.
- Santos, C. & Ferreira, P. C. (2013), 'Migração e distribuição regional de renda no Brasil'.  
**URL:** [http://scholar.google.com.br/scholar?cluster=17261675715714904639&hl=pt-BR&as\\_sdt=0,5#](http://scholar.google.com.br/scholar?cluster=17261675715714904639&hl=pt-BR&as_sdt=0,5#)
- Schettini, D. & Azzoni, C. R. (2013), 'Diferenciais regionais de competitividade industrial do Brasil no século XXI', *Economia* **14**(1), 361–387.
- Schultz, T. W. (1961), 'Investment in human capital', *American Economic Review* **51**(5), 1035–1039.
- Shimada, E. (2013), Efetividade da lei do bem no estímulo ao investimento em p&d: uma análise com dados em painel, Dissertação (mestrado), Universidade de São Paulo.
- Vandenbussche, J., Aghion, P. & Meghir, C. (2006), 'Growth, distance to frontier and composition of human capital', *Journal of Economic Growth* **11**(2), 97–127.
- Weisbrod, B. A. (1966), 'Investing in human capital', *The Journal of Human Resources* **1**(1), 5–21.
- Wooldridge, J. M. (2012), *Introductory Econometrics — A Modern Approach*, 5th. ed. edn, Cengage Learning, South-Western.
- Ying, L. G. (2008), 'The shape of ideas production function in transition and developing economies: Evidence from China', *International Regional Science Review* **31**(2), 185–206.

## RELAÇÕES NÃO LINEARES NA CURVA DE PHILLIPS: UMA ABORDAGEM SEMI-PARAMÉTRICA

TIAGO SANTANA TRISTÃO\*  
HUDSON DA SILVA TORRENT†

### Resumo

A relação entre inflação e atividade econômica é um dos principais interesses dos macroeconomistas. Geralmente, o *trade-off* entre inflação e produto é considerado linear. Mas isso é correto? Caso não seja, qual é a forma da relação não-linear? Para responder a essas perguntas, estimou-se a relação inflação-produto semi-parametricamente. Um estimador não paramétrico é utilizado a fim de guiar a escolha de um modelo paramétrico não linear. A forma funcional encontrada é considerada uma curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida, estimada via GMM. Aplicou-se a abordagem para o Brasil usando dados de 2002 a 2012. As estimações sugerem uma relação cúbica entre a inflação corrente e o hiato do produto.

**Palavras-chave:** Não linearidades na curva de Phillips; Estimador kernel linear local; Estimação semi-paramétrica.

### Abstract

How inflation relates to economic activity is one of the most important concern of macroeconomists. Usually the trade-off between inflation and output is assumed to be linear. But is that correct? If not, what is the correct non-linear relation? To answer those questions, we estimated the inflation-output trade-off semi-parametrically. A nonparametric estimator was used to guide the choice of a parametric non-linear model. The functional form achieved is considered as a New-Keynesian Hybrid Phillips Curve estimated by GMM. This approach was applied to Brazil using data from 2002 to 2012. We have found evidence of cubic relation between inflation and output gap.

**Keywords:** Non-linear Phillips curve; Local linear kernel estimator; Semi-parametric estimation.

**JEL classification:** E31, E52, C14

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea136485>

---

\* Doutorando - Departamento de Economia da PUC-Rio. E-mail: [tristao.tiago@gmail.com](mailto:tristao.tiago@gmail.com)

† Departamento de Estatística e PPGE - UFRGS. E-mail: [HUDSON.TORRENT@UFRGS.BR](mailto:HUDSON.TORRENT@UFRGS.BR)

## 1 Introdução

Os modelos Novo-Keynesianos tiveram um grande impacto na macroeconomia e na maneira com que macroeconomistas analisam política monetária. Essa modelagem substituiu o modelo IS-LM-OA na análise de política econômica e tem sido o foco de inúmeros trabalhos que buscam avaliar as principais questões da macroeconomia tais como o papel das expectativas, a persistência inflacionária, o nível de rigidez de variáveis nominais ou reais, etc. O sucesso dessa modelagem deve-se às suas principais características, que podem ser resumidas como segue. Primeiro, podemos citar o pressuposto de otimização: utiliza-se um arcabouço microeconômico de indivíduos maximizadores e firmas maximizadoras operando dentro de uma certa estrutura de mercado (concorrência imperfeita). As equações que formam o modelo são derivadas de microfundamentos, tornando-o assim, de certa forma, imune à crítica de Lucas. Em segundo lugar, esses modelos baseiam-se na existência de concorrência imperfeita: pressupõe-se alguma forma de concorrência imperfeita. Na maioria dos casos, temos um mercado operando dentro de um sistema de concorrência monopolística. Por último, os modelos apresentam rigidez nominal/real: a existência de competição imperfeita no mercado de bens ou no mercado de trabalho, ou em ambos, gera poder de monopólio para os produtores. Dessa forma, os preços e o desemprego são mais altos e o produto é mais baixo em relação a um mundo de competição perfeita. Uma vez que as firmas têm algum controle sobre seus preços, elas podem escolher as taxas de ajustamento dos preços. Isso permite que o grau ótimo de flexibilidade dos preços para as firmas seja uma questão estratégica, ou seja, endógena. Dessa forma, os modelos Novo-Keynesianos se voltam para a rigidez dos preços dos produtos e do salário monetário, assim como para fatores que provocam a rigidez do salário real ou dos preços relativos das firmas.

Ao longo dos anos, diversos novos elementos têm sido acrescentados ao arcabouço Novo-Keynesiano. Essas modificações foram feitas buscando tornar o modelo mais adequado a diversos fatos estilizados, ou seja, torná-lo mais realista frente a observações empíricas. Um exemplo disso é a introdução da hipótese de que parte dos agentes não remarca preços de maneira ótima, mas em vez disso, utilizam uma regra de bolso que toma a forma de um comportamento *backward-looking*. Essa modificação na estratégia de remarcação de preços por parte das firmas, leva à consagrada versão híbrida de curva de Phillips Novo-Keynesiana, a qual é composta não só pelos habituais termos de inflação esperada e atividade econômica, mas também, por um termo da inflação defasada, representando a inércia inflacionária.

Inúmeros trabalhos buscam verificar o ajuste dessa modelagem aos dados<sup>1</sup> por meio de estimativas das equações do modelo Novo-Keynesiano. Tradicionalmente, estimativas assumem que a forma da relação produto-inflação é linear. Isso implica que a inclinação da curva de Phillips é constante e, portanto, independente do ciclo econômico. Porém, há um grande número de trabalhos que questionam a validade dessa suposta forma linear<sup>2</sup>. Muitos modelos teóricos de price-setting behaviour argumentam que a inclinação da curva de Phillips é uma função das condições macroeconômicas. A linearidade implica que o custo da desinflação, em termos de produto, não varia com o estado da

<sup>1</sup>Ver Galí & Gertler (1999), Lindé (2005), Rudd & Whelan (2006) e Zhang et al. (2009).

<sup>2</sup>Ver Lucas (1973), Laxton et al. (1995), Debelle & Laxton (1997), Macklem (1997), Stiglitz (1984) e Stiglitz (1997).

economia ou com a agressividade das políticas de desinflação executadas pelas autoridades monetárias. Em contraste, uma curva de Phillips não linear permite que o custo em termos de produto dependa dessas variáveis. Além disso, há divergências na literatura sobre a preponderância dos componentes *backward* e *forward-looking* da curva de Phillips. Alguns estudos, por exemplo, Lindé (2005), apontam para um papel mais relevante do componente inercial, enquanto outros, como Galí & Gertler (1999), encontram evidências de um papel preponderante do termo *forward-looking*. Há também divergências quanto ao papel do termo relativo ao excesso de demanda na curva de Phillips. Alguns estudos encontram um papel determinante do hiato do produto na determinação da inflação corrente dependendo da proxy utilizada. Outros estudos rejeitam a relevância do hiato do produto na dinâmica da inflação no curto prazo.

Uma das possíveis causas de divergências entre os resultados empíricos dos modelos Novo-Keynesianos pode ser a hipótese de linearidade imposta na forma funcional das equações. Se existem não linearidades na relação inflação-produto, os métodos lineares geram coeficientes incorretamente estimados, dado que a forma funcional está sendo especificada incorretamente. Neste trabalho, buscaremos analisar a relação entre a inflação e a atividade econômica, a fim de verificar se essa relação se expressa de forma não linear. Trabalharemos dentro do arcabouço Novo-Keynesiano, mais especificamente, utilizando uma curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida para descrever a dinâmica inflacionária brasileira. O modelo Novo-Keynesiano não fornece uma estrutura teórica definitiva sobre o formato de uma possível não linearidade na curva de Phillips. Desse modo, utilizaremos aqui um instrumental econométrico não paramétrico a fim de capturar a forma exata da relação inflação-produto. O uso da econometria não paramétrica é vantajoso, pois possibilita a estimação desta relação, sem que uma forma funcional específica seja imposta. A ideia é utilizar um estimador não paramétrico para que possamos visualizar a forma funcional e, com essa informação, propor um modelo paramétrico que descreva de forma satisfatória a relação entre inflação e atividade econômica.

A principal vantagem da abordagem apresentada aqui em relação a outros estudos que avaliam a não linearidade da curva de Phillips, é o instrumental econométrico utilizado. Testes paramétricos são sensíveis à forma funcional estabelecida. Os testes de hipótese realizados sobre modelos estimados de forma paramétrica podem levar à rejeição ou não rejeição de uma forma funcional específica definida no teste de hipótese. Porém, com um estimador semi-paramétrico, é possível estimar a relação entre inflação e atividade econômica com restrições mais suaves sobre a forma funcional. Além desta introdução, o trabalho está organizado da seguinte forma. A seção 2 descreve o desenvolvimento teórico da curva de Phillips e os resultados apresentados por estudos recentes sobre não linearidade na curva de Phillips. A seção 3 apresenta os resultados das estimações feitas e faz uma análise dos resultados encontrados quanto ao formato da curva de Phillips. Por fim, são apresentadas as conclusões do trabalho.

## 2 A curva de Phillips

A curva de Phillips postula, em seu formato mais moderno, uma relação positiva entre a inflação corrente e uma medida de excesso de demanda. Contudo, os desenvolvimentos teóricos da curva de Phillips apareceram pioneiramente em Fisher (1926). Usando dados mensais para a economia americana no período de 1915 a 1925, o autor verificou uma forte correlação positiva entre emprego e o nível de preços, e sugeriu que essa relação era causal. A partir de 1926 outras tentativas de expressar uma relação entre o nível de preços e variáveis reais que descrevem o nível de atividade econômica foram formuladas. Dentro dessa literatura, Phillips (1958) estimou, utilizando dados do Reino Unido, uma regressão na qual a inflação salarial era descrita pela taxa de desemprego. Essa relação era negativa de forma que quanto menor a taxa de desemprego, maior era a inflação dos salários. Do artigo seminal de Phillips (1958) surgiu a expressão “curva de Phillips” para denominar a relação empírica encontrada entre inflação e desemprego.

Com o passar dos anos essa relação foi sendo refinada e três principais inovações formaram as bases para a taxa natural de desemprego e para a hipótese aceleracionista da curva de Phillips, as quais foram: imposição de uma variável descrevendo o excesso de demanda; inclusão de um termo relativo às expectativas; e um mecanismo de aprendizado com os erros. A taxa natural e a hipótese aceleracionista são dois conceitos que alteraram a visão dos economistas e dos policymakers sobre a relação entre inflação e desemprego. De acordo com a hipótese aceleracionista, uma baixa taxa constante de desemprego seria alcançada a um custo cada vez maior da taxa de inflação e, por isso, há a impossibilidade de trade-off permanente. A hipótese da Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment (NAIRU), isto é, a taxa de desemprego consistente com uma taxa de inflação estável implica que: quando o desemprego está abaixo da NAIRU, há pressões para que a taxa de inflação suba; inversamente, quando o desemprego está acima da NAIRU, há pressões para a queda da inflação. O conceito da NAIRU, ou seja, taxa natural de desemprego, consolida a relação entre inflação e desemprego e é a base teórica por trás da hipótese aceleracionista.

Mais tarde a curva de Phillips incorporou expectativas racionais. De acordo com a hipótese de expectativas racionais, indivíduos tenderão a levar em conta todas as variáveis disponíveis que são pertinentes para o processo de formação da taxa de inflação e farão previsões embasadas nesse conjunto informacional. Isto implica que erros de previsão só podem ocorrer devido a choques inesperados na taxa de inflação. A abordagem de expectativas racionais tem radicais implicações políticas. Quando incorporada à curva de Phillips, implica que variáveis nominais, como o nível de preços, não podem influenciar variáveis reais como o produto e desemprego, mesmo no curto prazo. Portanto, a taxa de inflação influencia variáveis reais apenas quando ela não é antecipada.

Mais tarde Calvo (1983), utilizando um arcabouço microeconômico de indivíduos maximizadores e firmas maximizadoras operando dentro de um sistema de concorrência monopolística, impõe rigidez nominal na determinação dos preços. Assim, o autor propõe um modelo estrutural que leva a uma curva de Phillips com expectativas racionais que possibilita um trade-off de curto prazo devido à rigidez nominal a qual está submetida o processo de determinação de preços. As firmas possuem uma probabilidade de reajustar os preços, em um determinado período, de acordo com um processo de Poisson. Sendo

assim, nem todas são capazes de reajustar seus preços a cada período e isso gera uma rigidez nominal que leva a um ajustamento gradual do nível de preços, que por sua vez, possibilita um trade-off de curto prazo entre inflação e desemprego dentro de um ambiente de agentes que se comportam racionalmente.

## 2.1 A curva de Phillips Novo-Keynesiana

A curva de Phillips derivada do trabalho de Calvo (1983) é conhecida como Curva de Phillips Novo-Keynesiana (CPNK) e foi amplamente estimada e testada devido aos fundamentos microeconômicos que ela possui. No entanto há muitas críticas à CPNK, sobre tudo no que diz respeito às suas características microeconômicas. Ball (1994) e Ball (1995) demonstram a possibilidade de crescimento econômico como consequência de políticas desinflacionárias críveis dentro do arcabouço teórico da CPNK, fato que é altamente questionável empiricamente. Outra fonte de críticas surge do que Blanchard & Galí (2007) chamaram de “coincidência divina” da CPNK. Segundo os autores, do ponto de vista do bem-estar, o modelo Novo-Keynesiano, o qual tem o lado da oferta caracterizado por uma CPNK, implica que é desejável estabilizar inflação e excesso de demanda. Porém, a CPNK implica que essas duas metas não são conflitantes: estabilizar inflação também causa estabilização do produto. O excesso de demanda e o nível de produto eficiente (first-best) é constante e invariante a choques no modelo Novo-Keynesiano. Essa característica implica que estabilizar a inflação é equivalente a estabilizar o “welfare relevant output gap”, ou seja, o excesso de demanda que maximiza o bem-estar. Estabilizar a inflação poderia ser equivalente a estabilizar o excesso de demanda, mas não deveria ser equivalente a estabilizar o “welfare relevant output gap”. Logo, essa política não seria desejável para uma autoridade que maximiza uma função objetivo e portanto, teríamos um trade-off entre inflação e desemprego do ponto de vista de maximização do bem-estar.

Além disso, devido à ausência de termos defasados da inflação, a CPNK não apresenta inércia inflacionária. Galí & Gertler (1999) adicionam um termo de defasagem na especificação da CPNK, assim, a curva mantém suas especificações microeconômicas seguindo um modelo de precificação do tipo Calvo. A cada período apenas uma parte das firmas pode otimizar seus preços utilizando toda a informação disponível; as demais utilizam uma simples regra de bolso baseada na trajetória passada do nível de preços. Dessa forma, a curva de Phillips passou a ter uma especificação com um termo expectacional adaptativo e outro racional, definindo o que os autores denominam de Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida (CPNKH).

A CPNKH é muito utilizada para análises de política econômica. Isso se deve a duas características que ela apresenta; componente inercial e componente forward-looking. Fica claro que a CPNKH surge de um modelo estrutural no qual famílias e firmas maximizam funções de escolhas intertemporais. Como as equações resultam da maximização de escolhas individuais na presença de expectativas forward-looking, as análises de política econômica não sofrem com a crítica de Lucas, ao contrário dos modelos estatísticos VECM e VAR. Por esse motivo, o New Keynesian Policy Model (NKPM) tornou-se uma ferramenta muito atrativa na análise de política monetária. Abaixo seguem as equações que compõem um NKPM estrutural de pequena escala, como demonstrado em Henry & Pagan (2004). A derivação do modelo consiste na

obtenção das condições de primeira ordem dos agentes, de onde surgem relações entre as variáveis que não são necessariamente lineares. As equações apresentadas abaixo são referentes ao modelo log-linearizado em torno de um estado estacionário de inflação zero<sup>3</sup>. O modelo envolve três equações, no qual a equação (1) é uma curva de demanda agregada (representação da curva IS), a equação (2) é uma curva de oferta agregada (que corresponde a uma curva de Phillips) e a equação (3) é uma regra de política.

$$y_t = y_{t+1}^e - \sigma(r_t - \pi_{t+1}^e) + v_t \quad (1)$$

$$\pi_t = \alpha_\pi \pi_{t-1} + (1 - \alpha_\pi) \pi_{t+1}^e + \alpha_y (y_{t-1} - y_{t-1}^*) + \xi_t \quad (2)$$

$$r_t = \bar{r} + \beta(\pi_{t+1}^e - \pi^*) + \gamma(y_t - y^*) + e_t \quad (3)$$

Nesse sistema,  $y_t$  é o logaritmo do produto real e  $y^*$  é o produto potencial,  $r_t$  é a taxa nominal de juros,  $\pi_t$  é a taxa de inflação em  $t$  e  $\pi_{t+1}^e$  é o termo *forward-looking*. O termo  $v_t$  representa um choque de demanda,  $\xi_t$  representa um choque de oferta e  $e_t$  é o choque de política monetária.

## 2.2 Estimação da curva de Phillips Novo-Keynesiana

A curva de Phillips apresentada em (2) tem uma forma particular, em que a inflação corrente depende de variáveis endógenas, pois, conforme discutido acima, tanto  $y_t$  quanto  $\pi_{t+1}^e$  podem ser consideradas endógenas. Para o propósito da estimação, é necessário buscar um vetor  $z_t$  de variáveis instrumentais, devido à correlação entre as variáveis endógenas explicativas e o termo de erro. Portanto, uma maneira de estimar a CPNKH seria pelo Método do Momentos Generalizados (GMM), no qual a condição

$$E_t \left[ \left( \pi_t - \alpha_{pi} \pi_{t-1} - (1 - \alpha_{pi}) \pi_{t+1}^e - \alpha_y (y_{t-1} - y_{t-1}^*) z_t \right) \right] = 0 \quad (4)$$

é satisfeita. O uso de GMM na estimação da CPNKH é bastante tradicional e pode ser encontrado em Galí & Gertler (1999) e Jondeau & Le Bihan (2005). Contudo, os instrumentos precisam satisfazer a três critérios. Primeiro, eles precisam ser em número suficiente. Segundo, precisam ser instrumentos válidos, ou seja, não correlacionados com o termo de erro. Terceiro, eles devem ser instrumentos relevantes, isto é, correlacionados com as variáveis as quais eles servem de instrumento. Essa última condição pode se mostrar um grande problema para a estimação da CPNKH, conforme destacado em Stock et al. (2002). Se a variável instrumental possui baixa correlação com a variável a qual ela serve de instrumento então a teoria assintótica que descreve a performance do estimador de variáveis instrumentais evidencia uma grave falha. A razão disso é que sua distribuição assintótica é governada por uma função do tamanho da amostra e do coeficiente de correlação entre a variável instrumental e a variável à qual ela serve de instrumento. Consequentemente, uma

<sup>3</sup>É importante ressaltar que um modelo log-linearizado em torno de uma inflação positiva no estado estacionário gera uma diferente forma funcional para a curva de Phillips. As diferenças entre as formas funcionais podem ser vistas em Ascari & Sbordone (2014). O modelo derivado pelos autores não é o mesmo que estamos supondo aqui, mas o artigo expressa bem as diferenças que surgem nas formas funcionais.

grande amostra pode compensar um baixo coeficiente de correlação, e isso pode produzir uma grande discrepância entre resultados de pequenas amostras e o que é previsto pela teoria assintótica. Por esse motivo, Lindé (2005) critica a utilização de GMM, argumentando que esse estimador produz estimativas viesadas em pequenas amostras.

Lindé (2005) chega aos coeficientes estimados da CPNKH por meio da estimação das três equações do NKPM por Full Information Maximum Likelihood (FIML). A estimação por FIML também é utilizada nos trabalhos de Ireland (2001) e Kurmann (2004). Lindé (2005) apresenta alguns exercícios de Monte Carlo para demonstrar a superioridade do uso de FIML sobre GMM (quando a amostra é pequena e/ou os instrumentos são pobres) e conclui que é muito difícil obter estimativas confiáveis dos parâmetros de CPNKH usando single equation methods. Contudo, Gali et al. (2005), discutem os resultados apresentados por Lindé (2005) e argumentam que a superioridade do FIML ocorre pois o autor assume que o economista possui o conhecimento do verdadeiro modelo da economia a priori, coisa que é bastante improvável de ser verdadeira na prática. Single equation methods são usados para evitar tomar uma forma específica da estrutura da economia como um todo. Assim, quando há algum erro de especificação nas propriedades estocásticas das variáveis que dão a dinâmica dos sistemas de equações de (1)-(3), então as estimativas de FIML mostram viés de magnitude pelo menos tão grande quanto as simulações das estimativas por GMM.

Outro ponto de discordância na estimação da CPNKH é sobre a variável que representa o excesso de demanda. Os dois principais concorrentes são o hiato do produto e os custos marginais. O argumento em favor do uso de uma medida de custo marginal é derivado da determinação de preços tipo Calvo. Vale notar que resultados diferentes têm sido encontrados em equações baseadas em custos marginais. Alguns exemplos são Batini et al. (2000) e Gali et al. (2005). Além desses problemas descritos acima, há problemas relacionados à escolha de proxies que são incluídas na estimação da CPNKH. Qual variável observável pode ser uma boa representação para o hiato ou para os custos marginais? O hiato, por exemplo, é composto pelo produto potencial, o qual é um componente não observável na curva de Phillips e isso traz problemas para a estimação, pois ela pode ser comprometida pela proxy que é utilizada para sua representação. O mesmo problema ocorre com a expectativa da inflação.

Até agora discutimos os desenvolvimentos teóricos e as dificuldades de estimação de uma curva de Phillips linear. A seguir será apresentada uma série de aspectos teóricos e empíricos que buscam tratar de não linearidades na curva.

### 2.3 Não linearidade na curva de Phillips - teoria e evidências empíricas na literatura

De acordo com o exposto acima, tradicionalmente, estimativas assumem que a forma da relação produto-inflação é linear. Isso implica que a inclinação da curva de Phillips é constante e, portanto, independente do ciclo econômico. Porém, há um grande número de trabalhos que questionam a validade dessa suposta forma linear. Muitos modelos teóricos de price-setting behaviour argumentam que a inclinação da curva de Phillips é uma função das condições macroeconômicas. A linearidade implica que o custo da desinflação, em termos de produto, não varia com o estado da economia ou com a agressividade das políticas de desinflação executadas pelas autoridades monetárias. Em con-

traste, uma curva de Phillips não linear permite que o custo, em termos de produto, dependa dessas variáveis. É claro que essa não linearidade pode surgir tanto do componente expectacional quanto do componente de excesso de demanda da curva de Phillips. A literatura sobre esse assunto aborda essas duas possibilidades.

Conforme destaca Laxton et al. (1995), a ampla aceitação da curva de Phillips aumentada pelas expectativas, associada à hipótese da taxa natural de desemprego, conduziu à conclusão de que não existe trade-off de longo prazo entre atividade econômica e inflação. Mas o que dizer quanto ao formato da ligação produto-inflação? O campo teórico propõe alguns fundamentos microeconômicos que servem de amparo a alternativas não lineares para a construção da curva de Phillips.

Em Lucas (1973), a não linearidade da curva de Phillips surge devido à volatilidade do nível de preços. Essa abordagem é chamada de erro de percepção (“misperception”) ou modelo de extração de sinal (“signal extraction model”). Os agentes possuem informação imperfeita quanto às mudanças no nível agregado de preços, sendo incapazes de distinguir os choques nos preços relativos dos choques nos preços agregados. É assumida uma relação inversa entre a volatilidade da inflação e a atribuição por parte dos agentes a mudanças nos preços relativos: quanto mais volátil for a inflação menor será a mudança no produto. Dessa forma, quanto mais a inflação for volátil maior é o custo da desinflação em termos de produto.

Macklem (1997) apoia-se na premissa da restrição da capacidade instalada para sugerir uma forma não linear para a curva de Phillips, é o chamado “modelo de restrição de capacidade” (“capacity constraint model”). No curto prazo as firmas têm dificuldades em expandir sua capacidade produtiva, de forma que um choque positivo na demanda agregada reflete muito mais no nível de preços do que no produto. Quanto mais próxima a economia estiver de seu potencial, maior é o aumento da inflação dado um choque de demanda. Assim, a curva de Phillips possui uma forma convexa em relação ao excesso de demanda. De uma maneira geral, grande parte da literatura sobre a relação não linear na curva de Phillips apoia a ideia de que ela deve ser convexa. Mesmo no trabalho empírico original de Phillips (1958), a curva parece não ser linear e sim convexa. Muitos autores postulam uma forma convexa para a curva de Phillips, entre as principais contribuições empíricas em favor da convexidade estão Laxton et al. (1995), Clark et al. (1996) e Debelle & Laxton (1997). Vale ressaltar que a principal diferença entre uma curva de Phillips linear e convexa é que, sob convexidade, o trade-off de curto prazo encarado pelos policymakers é state-dependent, ou seja, é uma função do estado da economia: um ponto percentual de redução na taxa de desemprego conduz a um menor aumento na inflação a altas taxas de desemprego do que a baixas taxas de desemprego.

Outro modelo que pode motivar um relacionamento assimétrico entre produto e inflação é o modelo de rigidez nominal dos salários (“downward nominal wage rigidity model”). Stiglitz (1986) e Fisher (1989) apresentam modelos teóricos que podem gerar esse tipo de rigidez. Nesses modelos, os trabalhadores são mais relutantes em aceitar uma diminuição no seu salário nominal do que uma diminuição de seu salário real devido à ilusão monetária e fatores institucionais e/ou comportamentais. O modelo de custos de ajustamento (“costly adjustment model”) ou custos de menu, como são mais conhecidos, implica uma relação entre produto e inflação que varia com o nível de infla-

ção. Segundo Ball et al. (1988), na presença de custos de menu, nem todas as firmas mudarão seus preços em resposta a choques de demanda. Contudo, quanto maior o número de firmas que decidem mudar seus preços, mais sensível será o nível agregado de preços a choques de demanda. Os custos de ajustamento podem se dar também devido à duração dos contratos. O processo de negociação salarial entre firmas e trabalhadores é custoso. Portanto, pode ser uma estratégia ótima, dado um ambiente de baixa inflação, negociar contratos mais longos buscando baixar os custos que as firmas encaram. Sendo assim, quando ocorre um choque, a existência de contratos torna o ajustamento difícil. Portanto, os preços vão se ajustando lentamente e a curva de Phillips é mais íngreme para altas taxas de inflação. Como resultado, no modelo de custos de ajustamento, o impacto do hiato do produto é uma função da média do nível de inflação.

Stiglitz (1984) e Stiglitz (1997) consideram a possibilidade de uma curva de Phillips côncava. Essa concavidade é consistente com a literatura de ajustes assimétricos de preços em mercados que funcionam sob concorrência monopolística. Produtores podem baixar os preços para evitar serem expulsos do mercado por seus rivais, porém, são mais relutantes em aumentar seus preços mesmo em um ambiente de aumento da inflação. Esse tipo de comportamento é compatível com firmas que operam em concorrência monopolística e estão preocupadas com a manutenção e/ou expansão de suas respectivas parcelas de mercado.

A literatura sobre o assunto propõe diversos formatos para uma possível relação não linear na curva de Phillips. Diferentes formatos dessa não linearidade possuem diferentes implicações para custos de desinflação, dado que a inclinação de curvas côncavas ou convexas varia de acordo com o nível de hiato de produto. Uma curva de Phillips côncava implica que o custo de desinflação aumenta com forte atividade econômica, pois quando aumenta a atividade econômica a inclinação da curva de Phillips torna-se mais plana. Em contraste, uma curva de Phillips convexa implica que o custo de desinflação cai à medida que aumenta a atividade econômica, pois, a inclinação da curva de Phillips torna-se mais íngreme. É importante considerar que o modelo Novo-Keynesiano, conforme apresentado em (1)-(3), não fornece embasamento teórico para não linearidades na curva de Phillips. Conforme destaca Carvalho (2010), a derivação da forma reduzida da curva de Phillips, em forma de desvios do estado estacionário, é efetuada utilizando a log-linearização e aproximações de Taylor, resultando em relações lineares entre as variáveis. Essa ausência de relações não lineares nas equações finais desse não impõe restrições a uma estratégia empírica que busque avaliar um possível tipo de assimetria.

Evidências empíricas de não linearidade são encontradas em diversos trabalhos. A maioria dos trabalhos citados foca na estimação paramétrica da curva de Phillips. Debelle & Laxton (1997) encontram evidências de não linearidade da curva de Phillips para o Canadá, Reino Unido e Estados Unidos. São utilizados dados trimestrais de 1959:Q3 a 1997:Q1 e uma forma convexa é atribuída à equação. É feita uma especificação híbrida da curva de Phillips aumentada para expectativas e a estimação é feita via filtro de Kalman, de modo a permitir que a NAIRU varie no tempo. Os autores concluem que a curva de Phillips é não linear, com formato convexo, argumentando que essa especificação é capaz de ajustar melhor os dados para a inflação no período analisado.

Dupasquier & Ricketts (1998) focam na economia canadense e estimam di-

ferentes modelos teóricos de curvas de Phillips não lineares (côncava, convexa e côncava-convexa). As especificações baseiam-se em uma curva de Phillips híbrida, na qual os modelos estimados são apresentados em formato de estado-espço e estimados por Máxima Verossimilhança e as variáveis de estado não observáveis são estimadas por filtro de Kalman. Os dados utilizados são de frequência trimestral e abrangem o período de 1964:01 a 1994:01. Os autores concluem que há relações de não linearidades no ajustamento de preços dados os choques de demanda. Porém, não chegam a um resultado conclusivo quanto ao melhor modelo representativo.

Eliasson (2001) faz algumas críticas aos trabalhos empíricos anteriores. A autora argumenta que as relações entre as variáveis eram introduzidas nas equações sem nenhum teste que comprove uma relação de não linearidade. É testada então a linearidade da curva de Phillips aumentada pelas expectativas contra uma hipótese alternativa de um modelo híbrido da curva de Phillips com Transição Suave (STAR). A autora encontra evidências de não linearidade para Austrália e Suécia. É importante notar que a fonte de não linearidade não é a mesma para esses dois países: o nível de inflação esperada foi a variável responsável pela transição entre regimes, no caso da Suécia, e a variação na taxa de desemprego foi a responsável pela transição entre regimes no caso da Austrália. Portanto, apenas a economia australiana apresentaria um custo de desinflação que varia com o estado da economia. Apesar de ambos os países terem apresentados relações não lineares, os resultados disso em termos de política monetária serão bem distintos nos dois casos, dado as diferentes fontes de não linearidade. Além disso, a economia americana apresenta um parâmetro de inclinação estável durante o período analisado, o que evidencia uma forma linear para a curva de Phillips.

Filardo (1998) utiliza um sistema de seis equações, derivado de Christiano et al. (1994), para descrever a economia americana. A curva de Phillips utilizada é do tipo híbrida, na qual a trajetória da expectativa presente quanto à inflação futura é descrita por uma das equações do sistema, de forma que não são utilizados dados de pesquisa como proxies. Além disso, a não linearidade imposta é caracterizada por três tipos de regime: produto abaixo do potencial, produto estável ao nível potencial e produto acima do potencial. Têm-se um sistema não linear de equações, o qual é estimado por Nonlinear Least Squares (NLS). Apesar da não linearidade do sistema, o modelo em cada regime é linear nas variáveis explanatórias, portanto, são geradas funções impulso-resposta para cada regime de maneira similar a um VAR recursivo padrão. O autor conclui que a curva de Phillips para a economia americana não é inteiramente côncava nem convexa, mas sim uma combinação de ambas; sendo assim, o custo de desinflação dependerá do ponto no qual a economia se encontra. Para o autor, existem regiões nas quais a curva de Phillips é côncava e outras nas quais ela é convexa: a convexidade surge quando o hiato do produto é estável e/ou positivo, enquanto que, a concavidade surge quando o hiato do produto é negativo.

Utilizando instrumental econométrico paramétrico e não paramétrico, Buchmann (2009), encontrou evidências de uma curva de Phillips com formato côncavo para um hiato do produto negativo e convexo para um hiato do produto positivo, o trabalho foca-se na área da zona do Euro compreendendo o período de janeiro de 2001 a junho de 2009. A curva paramétrica é estimada via GMM e Generalized Empirical Likelihood (GEL). É imposto um formato linear e os resultados são contrários aqueles encontrados em Galí & Gertler

(1999) para a economia americana, ou seja, o coeficiente da inflação defasada é dominante em relação à inflação futura e o coeficiente do hiato do produto é de pequena magnitude. Sendo assim, o autor encontrou uma forte persistência na inflação. Depois o autor estima a curva de Phillips de forma não paramétrica por meio de um Local Polynomial Regression, utilizando uma função kernel do tipo Epanechnikov. As derivadas em relação à expectativa futura e à inflação defasada ficaram muito próximas aos parâmetros estimados na forma linear paramétrica, o que evidencia uma relação linear entre expectativa de inflação e inflação corrente. Já a derivada em relação ao hiato do produto apresentou um formato côncavo para um hiato do produto negativo e convexo para um hiato do produto positivo. Esse resultado evidenciou um formato não linear quanto à influência do excesso de demanda na inflação e um formato linear quanto à influência das expectativas de inflação na inflação presente. É preciso salientar que o resultado apresentado por Buchmann (2009) é sensível aos problemas de curse of dimensionality, de forma que um modelo semi-paramétrico é estimado. Esse modelo possui uma forma linear nas expectativas enquanto que nenhuma forma específica é atribuída ao hiato do produto. Os resultados seguem em linha com os apresentados pelo modelo não-paramétrico. A diferença mais significativa é que o modelo não-paramétrico apresenta intervalos de confiança muito mais amplos do que o modelo semi-paramétrico. Dessa forma o autor concentra suas atenções nos resultados apresentados pela estimação semi-paramétrica dado que as estimativas são mais confiáveis.

Nas últimas décadas, vários estudos tentaram estimar a curva de Phillips para o Brasil. Estes estudos não se focaram apenas nos testes de não linearidade da curva, ao contrário, abrangem um grande número de objetivos distintos. Estimou-se a curva de Phillips para fazer inferências sobre a política monetária, para fazer previsões, inferir sobre a composição dos termos forward-looking e backward-looking, entre outros objetivos. Abaixo se encontra um resumo dos principais trabalhos, destacando apenas os seus resultados quanto à relação inflação-produto ou outras possíveis fontes de não linearidade.

Lima (2003) estima a NAIRU para o Brasil e testa a estabilidade dos coeficientes da curva de Phillips. Dois modelos diferentes são estimados: o primeiro com uma NAIRU que muda ao longo do tempo, e o segundo é um modelo com diferentes regimes markovianos para a NAIRU. O autor conclui que a inclinação da curva de Phillips para o Brasil é estável. Os modelos foram estimados com dados trimestrais para o período de 1982:01 a 2001:04. A proxy utilizada para a inflação foi o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC/IBGE), e para o desemprego foi utilizado a Pesquisa Mensal de Emprego (PME/IBGE). O autor alerta para as possíveis quebras estruturais presentes neste período da economia brasileira. Assim sendo, ele estima um modelo time-varying parameter (TVP) com variância condicional descrita por um processo autoregressivo conditional heteroscedasticity (ARCH), e outro modelo com Markov-switching regime (MSR). Como resultado, os testes não rejeitam a hipótese nula de estabilidade da curva de Phillips.

Fasolo & Portugal (2004) testam a relação entre inflação e emprego no Brasil utilizando um modelo que explicitamente baseia-se em quatro hipóteses: i) os agentes não possuem racionalidade perfeita; ii) a imperfeição na formação de expectativas pode ser determinante no componente inercial da inflação brasileira; iii) a inflação possui componente inercial autônomo; e iv) as relações

não lineares entre inflação e desemprego fornecem melhores resultados para a economia nos últimos 12 anos. Os resultados dos testes econométricos apontam para a validade das quatro hipóteses descritas. A curva de Phillips é estimada por meio do filtro de Kalman, e a relação entre inflação e expectativas é verificada por intermédio de um modelo de mudança de regime. Os dados são de frequência mensal e abrangem o período de 1990:01 a 2002:08. As proxies utilizadas são: Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA/IBGE) para a inflação, para a variável desemprego é utilizado o Desemprego Aberto sazonalmente ajustado (IBGE), enquanto que para a expectativa presente quanto à inflação futura é utilizada a estrutura a termo da taxa de juros. O estudo conclui que existe não linearidade na curva de Phillips a qual se caracteriza por uma mudança de regime após o Plano Real.

Correa & Minella (2005) estudam os mecanismos de não linearidade na curva de Phillips focando-se nos repasses cambiais. Os autores utilizam um modelo Threshold Autoregressive (TAR) para modelar uma curva de Phillips híbrida na qual uma das variáveis utilizadas como limiar é o hiato do produto. São utilizados dados trimestrais de 1995:01-2004:04, nos quais o IPCA (preços livres) é a medida de inflação e o hiato do produto é calculado a partir da metodologia de uma função de produção. O modelo é estimado por Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E) utilizando diversas variáveis instrumentais para o componente de expectativa. Os resultados mostram que a fonte de não linearidade é centrada na variável câmbio.

Tombini & Alves (2006) analisam possíveis quebras estruturais nos parâmetros de uma curva de Phillips híbrida. O foco do trabalho é apresentar uma metodologia alternativa para estimar uma medida de custo de desinflação e aplicá-la ao Brasil. O custo de desinflação é apresentado como o ganho de inflação que teria sido observado se os coeficientes da curva de Phillips não tivessem mudado. Como essa medida de desinflação depende da variação dos parâmetros da curva de Phillips, os autores, utilizando a abordagem do filtro de Kalman, estimam os time-varying parameters para uma curva de Phillips híbrida. A especificação dessa curva é feita para uma economia aberta, ou seja, a taxa de câmbio entra na equação de Phillips para representar o pass-through cambial. O termo relativo à expectativa presente da inflação futura é instrumentalmente determinado no primeiro passo de uma estimação por MQ2E. Os dados têm frequência mensal compreendendo o período de 1996:01 a 2006:01, e a variável dependente é o IPCA – preços livres (taxa não anualizada). Como resultado, os autores encontram uma relação positiva e crescente entre nível de atividade e taxa de inflação até maio de 2002. A curva de Phillips torna-se mais plana a partir de junho de 2002. Já em 2004 a curva de Phillips passa a ser praticamente linear. Embora os autores destaquem esse resultado, é preciso salientar que as estimativas apresentaram grandes desvios-padrão e o coeficiente do hiato do produto não mostrou-se estatisticamente significativo a 5% de significância.

Carvalho (2010) investiga a possibilidade empírica da curva de Phillips, em sua especificação novo-keynesiana híbrida, ser não linear. O autor faz uso de uma variação do modelo de Regressão com Transição Suave (STR), que permite a identificação de não linearidades de maneira mais flexível, levando em conta a endogeneidade da série de expectativas de inflação. O modelo STR fornece uma maneira de testar a existência de não linearidades do que se chama “transição suave”, que pertence aos modelos não lineares de séries temporais conhecidos como state-dependent. O modelo utilizado é uma variação do mo-

delo STR desenvolvida por Areosa et al. (2011), que permite a estimação de parâmetros da equação não linear mesmo quando há regressores endógenos. Essa abordagem econométrica é utilizada, pois, leva em consideração o problema da endogeneidade das variáveis da CPNKH na equação a ser estimada, sem a necessidade da estimação de todo o sistema de equações do modelo novo-keynesiano. É testada a hipótese de não linearidade da curva de Phillips para 13 países. A periodicidade é mensal e os dados amostrais iniciam-se após a adoção do sistema de metas para a inflação de cada país. O autor encontra evidências de não linearidade na CPNKH para um total de 9 dos 13 países analisados. A variável de transição que capta com mais precisão a não linearidade é o distanciamento entre expectativas de inflação e sua meta. Além disso, para o caso do Brasil, o grau de aquecimento da demanda agregada não é a condição macroeconômica relevante a não linearidade.

Por fim, Areosa et al. (2011) testaram a hipótese de linearidade da curva de Phillips para o Brasil contra um modelo alternativo STR, encontrando evidências a favor da não linearidade. A relação não linear encontrada pelos autores estaria relacionada à volatilidade da variância cross-section das expectativas de inflação dos agentes de mercado e não propriamente no nível de atividade econômica. A metodologia utilizada pelos autores permite testar a hipótese de linearidade do modelo antes da estimação da suposta equação não linear, caso ela se mostre relevante, dessa forma, pode-se evitar uma especificação sobreparametrizada da curva de Phillips.

### 3 Estimação e discussão dos resultados

Nesta seção são apresentados os resultados das estimações paramétricas, não-paramétricas e semi-paramétricas. As estimativas apresentadas foram baseadas em dados mensais, utilizando-se uma amostra compreendida no período 2002:04 - 2012:09. Quanto à medida de atividade econômica real, foi utilizado o hiato do produto calculado pela metodologia da decomposição Beveridge-Nelson. Essa abordagem foi utilizada na série do PIB acumulado nos últimos 12 meses, deflacionado pelo IGP-DI do mês.

#### 3.1 Estimação paramétrica

O que nos interessa é estimar a relação entre inflação e atividade econômica. No modelo Novo-Keynesiano, log-linearizando<sup>4</sup> e manipulando a equação que determina o preço que as firmas estabelecem, é possível derivar uma equação para a inflação que toma a seguinte forma<sup>5</sup>:

$$\pi_t = \lambda mc_t + \beta E_t \pi_{t+1}. \quad (5)$$

em que  $\lambda > 0$  é uma combinação linear de parâmetros estruturais do modelo e  $\beta$  é a taxa de desconto intertemporal. Iterando essa equação passos à frente chegamos em

$$\pi_t = \lambda \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k E_t mc_{t+k}. \quad (6)$$

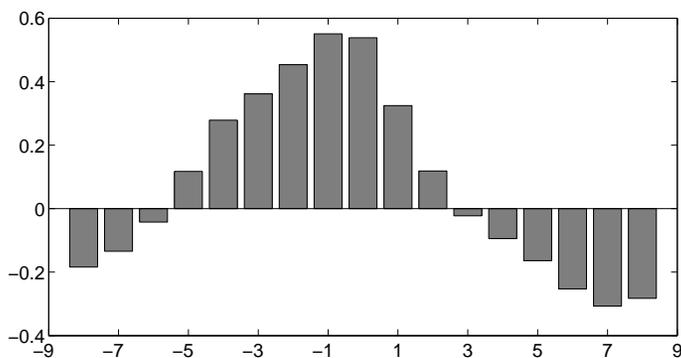
<sup>4</sup>Aqui todas as referências a log-linearizações significam aproximações em torno de inflação zero.

<sup>5</sup>A notação aqui segue Galí & Gertler (1999).

em que  $mc_t$  é o custo marginal real. Esse resultado diz que a inflação será alta quando as firmas esperam mark ups médios abaixo do nível desejado, ou seja, um mark up efetivo abaixo do mark up de estado estacionário. Nesse caso, quando as firmas puderem mudar os preços elas aumentarão acima do nível médio de preços da economia para trazer o mark up ao nível desejado de estado estacionário. A inflação resulta das decisões de preços das firmas, que ajustam seus preços pelas condições de custo corrente e futuro.

Tradicionalmente costuma-se utilizar uma medida de hiato do produto como indicador relevante da atividade econômica. Isso é possível, dentro do arcabouço Novo-Keynesiano, devido a uma relação existente entre o custo marginal real e o hiato do produto. Essa relação vem da regra de ajuste de preços do modelo em combinação com a função de produção, a definição de custo marginal e a condição de market clearing<sup>6</sup>. É essa relação que nos permite descrever a inflação como uma combinação linear de expectativas quanto à inflação futura e hiato do produto.

Neste trabalho queremos avaliar como a inflação se relaciona com a atividade real, no fundo queremos quantificar o efeito de choques de oferta na variação do nível de preços. Para esse fim, poderíamos estimar uma curva de Phillips usando tanto uma proxy para custo marginal real quanto uma proxy para hiato do produto. Escolhemos o hiato do produto estimado por meio de uma decomposição de Beveridge-Nelson pois foi a proxy que melhor descreveu o comportamento de correlação cruzada destacado em Galí & Gertler (1999). A Figura 1 apresenta a correlação cruzada entre o hiato do produto  $x_t$  e a inflação.



**Figura 1:** Hiato do produto ( $t$ ), inflação ( $t+k$ )

Conforme enfatizado por Fuhrer & Moore (1995), a inflação deveria antecipar o hiato do produto no decorrer dos ciclos econômicos, no sentido de que um aumento na inflação corrente deveria sinalizar um subsequente aumento no hiato do produto.

<sup>6</sup>Mesmo em um modelo com economia aberta, como visto em Areosa (2004), a relação direta entre inflação e hiato do produto continua a existir. Se tomarmos um modelo mais complicado como o Smets & Wouters (2007), onde temos capital, rigidez nos salários e governo, a relação entre inflação e hiato do produto vai aparecer naturalmente. Essa relação não depende da especificação de um modelo simplificado de economia fechada que emprega apenas trabalho.

O correlograma do hiato do produto com a inflação, na figura 1, apresenta um comportamento de acordo com o modelo teórico, inflação sinalizando hiato do produto positivo. Outras medidas, tanto de hiato quanto de custo marginal, foram consideradas. A rigor, foram testadas medidas de hiatos obtidas por vários métodos: obtenção do hiato via decomposição de componentes não observáveis; filtro HP; filtro HP restrito a uma função de produção; e regressão linear com dummies. Testamos também as seguintes medidas de custo marginal: taxa de desemprego aberta, conforme utilizado em Mazali & Divino (2010); índice de preço de commodities (IPEA); e utilização da capacidade da instalada da indústria<sup>7</sup>.

Porém, todas essas medidas alternativas de atividade real se caracterizam por apresentar correlação positiva com a inflação passada e negativa com a inflação futura<sup>8</sup>. Ou seja, um comportamento que é contrário à intuição teórica.

Além disso, Galí & Gertler (1999) destacam um resultado teórico importante do arcabouço Novo-Keynesiano<sup>9</sup>, a curva de Phillips possui a seguinte forma

$$\pi_t = \lambda \kappa x_t + \beta E_t \pi_{t+1}. \quad (7)$$

Defasando a equação acima e assumindo  $\beta \simeq 1$ , podemos manipular algebricamente essa equação e teremos a seguinte expressão

$$\pi_t = -\lambda \kappa x_{t-1} + \pi_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (8)$$

em que  $\varepsilon_t = \pi_t - E_{t-1} \pi_t$ . Essa equação implica que uma mudança corrente na inflação deveria depender negativamente da defasagem do hiato do produto. Esse fato está diretamente relacionado ao argumento de Fuhrer & Moore (1995) de que a inflação deveria sinalizar um aumento subsequente no hiato do produto. Estimando a eq.(8) usando a medida de hiato do produto derivada da decomposição Beveridge-Nelson, obtemos

$$\pi_t = -0,0348x_{t-1} + \pi_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

isto é, a inflação depende negativamente do hiato do produto defasado, em linha com a característica teórica do modelo Novo-Keynesiano. Essa mesma equação foi estimada utilizando as outras medidas de hiato e de custo marginal descritas acima e em todas as estimações o coeficiente relativo à proxy da atividade real foi positivo, se mostrando contrário ao comportamento teórico.

Por esse motivo, as estimações da curva de Phillips feitas aqui se restringem ao uso de uma medida de hiato do produto derivada de uma decomposição de Beveridge-Nelson especificada como em Araujo et al. (2004).

A especificação a ser estimada da curva de Phillips é a seguinte:

<sup>7</sup>Cabe ressaltar que tentamos encontrar outras medidas de custo marginal porém muitas séries têm problemas de amostra. Massa salarial não foi possível pois não há uma mesma metodologia que abrange o nosso período amostral. Também o hiato da taxa de desemprego não foi possível pois a metodologia do IBGE mudou em 2002.

<sup>8</sup>Exceto pelo índice de commodities que apresentou correlação negativa e constante em torno de  $-0,2$  para todos as defasagens e a série do desemprego aberto que apresentou comportamento contrário.

<sup>9</sup>Novo-Keynesiano aqui significa um modelo canônico simplificado com formulação do tipo Calvo e inflação de estado estacionário igual à zero.

$$\pi_t = \phi_1 \pi_{t-1} + \phi_2 E(\pi_{t+1}|I_t) + \phi_3 x_t + \epsilon_t. \quad (10)$$

Estamos interessados em estimar os parâmetros  $\phi_1$ ,  $\phi_2$  e  $\phi_3$ . A estimação é feita por GMM com matriz ponderada HAC, da mesma forma que em Galí & Gertler (1999). A condição de ortogonalidade utilizada foi:

$$E[(\hat{\pi}_t - \phi_1 \hat{\pi}_{t-1} - \phi_2 \hat{\pi}_{t+1} - \phi_3 \hat{x}_t)z_t] = 0. \quad (11)$$

Os instrumentos utilizados foram quatro defasagens da inflação medida pelo IPCA e mais duas defasagens do hiato do produto.

Os resultados da estimação encontram-se na Tabela 1.

**Tabela 1:** CPNK – com termo linear para o hiato do produto

	Estimativa	Desvio-padrão	valor-p
$\phi_1$	0,4168	0,0200	0,0000
$\phi_2$	0,5229	0,0022	0,0000
$\phi_3$	0,0144	0,0049	0,0045
Estatística J	6,7892		
valor-p	0,2367		
$\bar{R}^2$	0,6636		

Fonte: Elaboração própria.

A escolha dos instrumentos foi feita conforme Galí & Gertler (1999). Foram testadas outras combinações de instrumentos, utilizando proxies para custo marginal real, a rigor, a taxa de desemprego aberta, índice de preços de commodities e utilização da capacidade instalada. Porém todas essas séries apresentam baixa correlação com as variáveis explicativas que sofrem do problema de endogeneidade. Os melhores instrumentos, os que apresentaram alta correlação com as variáveis explicativas, foram os que compõe o conjunto utilizado para a estimação: quatro defasagens da inflação medida pelo IPCA e mais duas defasagens do hiato do produto. Além disso, mais defasagens dos instrumentos foram testadas, porém, quando adicionamos mais defasagens tanto da inflação quanto do hiato do produto obtivemos um valor crítico muito alto para o Estatística J. Sendo assim, quando aumentamos a quantidade de instrumentos tendemos a rejeitar a hipótese nula de validade do modelo segundo o teste J de sobre-identificação. Assim, com o conjunto de instrumentos descritos acima conseguimos estimar os parâmetros com baixo erro-padrão e ao mesmo tempo não rejeitamos o modelo segundo o teste J.

Não foi adicionada nenhuma medida de custo marginal real no conjunto de instrumentos devido à baixa correlação entre hiato do produto e as medidas de custo marginal. Além disso, essas medidas não apresentaram correlograma cruzado, com a inflação, de acordo com o pressuposto teórico.

As estimativas apresentadas são consistentes com a teoria. Os resultados informam que: (i) o componente expectacional forward-looking é dominante em relação ao componente backward-looking, apresentando valor correspondente a 0,52; (ii) ambos componentes expectacionais são estatisticamente significativos; (iii) o impacto da atividade real, representado pelo hiato do produto, é estatisticamente significativo e apresenta sinal positivo em concordância com a teoria.

Areosa (2004), utilizando a mesma estratégia de estimação apresentada aqui, não encontrou significância estatística para o coeficiente relativo ao hiato do produto<sup>10</sup>. Além disso, o coeficiente estimado pelo autor apresentou sinal negativo, ou seja, contrário à teoria econômica. O autor encontrou uma estimativa de sinal positivo, mas ainda não significativa, apenas quando o hiato do produto é substituído por uma medida de custo marginal. De fato, uma parte da literatura sobre a estimação da curva de Phillips tem demonstrado resultados semelhantes aos encontrados em Areosa (2004). É bastante clara uma tendência ao uso de uma medida de custo marginal, em vez de hiato do produto, na estimação da curva de Phillips buscando evitar problemas associados à significância estatística e adequação da estimativa ao modelo teórico.

Contudo, os resultados apresentados na Tabela 1 mostram que o coeficiente relativo ao hiato do produto apresenta sinal positivo e é estatisticamente significativo. Em primeiro lugar, o que deve ser ressaltado é que a medida de hiato do produto utilizada neste trabalho não é mesma utilizada por Areosa (2004). O autor obteve o hiato do produto do resíduo de uma regressão do PIB sobre 11 variáveis dicotômicas sazonais e uma tendência linear. Essa mesma medida de hiato foi utilizada neste trabalho e, de fato, apresentou os mesmos problemas encontrados em Areosa (2004). A literatura, em geral, obtém o hiato do produto por meio da utilização de um filtro Hodrick-Prescott. Estimamos o modelo da eq. (10) acima utilizando essa mesma medida de hiato e rendeu um coeficiente de sinal positivo, porém sem significância estatística.

O que os resultados apresentados na Tabela 1 mostram é que o problema de utilizar as medidas de hiato do produto pelo filtro Hodrick-Prescott, ou pelo método de regressão linear com variáveis dicotômicas, é que essas medidas apresentam correlação negativa com a inflação defasada e positiva com a inflação futura, padrão que é exatamente o contrário do comportamento previsto pela teoria. O hiato do produto, que foi utilizado neste trabalho, foi obtido de uma decomposição Beveridge-Nelson de acordo com a especificação apresentada em Araujo et al. (2004). Essa medida de hiato apresenta um padrão de correlação com a inflação que vai de acordo com a proposta teórica dos modelos Novo-Keynesianos.

Dessa forma, fica claro que os problemas encontrados na estimação da curva de Phillips, quando uma medida de hiato é utilizada para refletir a atividade econômica, estão associados ao formato da correlação cruzada entre a medida de atividade econômica e a inflação, e não ao uso de uma medida de hiato em si, conforme destaca parte da literatura. Medidas de hiato do produto que apresentam uma correlação com a inflação semelhante à Figura 1 tenderão a apresentar coeficientes estatisticamente significantes na equação de Phillips. Há diversas metodologias para a derivação do hiato do produto, as quais geram, em alguns casos, séries muito diferentes entre si. Concluímos que a utilização da variável hiato não é inferior, no sentido estatístico, ao uso de uma variável que representa o custo marginal, desde que sua correlação com a inflação respeite a relação teórica entre essas duas variáveis.

### 3.2 Estimação semi-paramétrica

O modelo agora será tratado dentro de uma abordagem semi-paramétrica. Essa abordagem explora a situação na qual o comportamento da variável de-

<sup>10</sup>É importante destacar que Areosa (2004) não utiliza a mesma medida de hiato que foi utilizada aqui.

pendente pode ser escrito como uma função linear de algumas variáveis e uma função que possui uma forma funcional desconhecida. Nós iremos assumir que a curva de Phillips é linear nas expectativas, tanto no termo forward-looking quanto no backward-looking, mas nenhum tipo de relação específica será imposto ao componente da atividade econômica. Dessa forma, o modelo é especificado como:

$$\pi_t = \phi_1 \pi_{t-1} + \phi_2 E(\pi_{t+1}|I_t) + f(x_t) + \epsilon_{2t} \quad (12)$$

Com isso, menos restrições são impostas na relação entre as variáveis. É assumido que existe uma função  $f$ , a qual descreve o impacto da atividade econômica na inflação corrente, porém nenhuma forma funcional é imposta. O objetivo é revelar a estrutura de  $f$  por meio da estimação da expectativa condicional da inflação  $E(\pi_t|\pi_{t-1}, \pi_{t+1}^e, x_t)$  com auxílio da metodologia kernel. Note que no modelo paramétrico as derivadas parciais da média condicional de  $\pi_t$  são todas constantes por hipótese. Em um modelo não-paramétrico, as derivadas relativas às variáveis explanatórias são permitidas variar mais livremente em seu domínio.

Para estimar o modelo paramétrico utilizamos a condição de momento da eq. (11), de forma que tratamos a endogeneidade presente na formação da expectativa presente quanto à inflação futura, por meio do uso de variáveis instrumentais. Isso não será utilizado para estimar a eq. (12). Em vez de nos valeremos de uma condição de ortogonalidade para tratar a endogeneidade, será utilizada uma medida de expectativa de inflação.

Sem utilizar as condições de momento, a opção é utilizar a informação dos bem conhecidos *surveys*. A ideia é incorporar uma medida de expectativa baseada em um *survey* em vez de presumir racionalidade em um componente expectacional que é não observável. A proxy utilizada será a expectativa da inflação da pesquisa FOCUS do Banco Central do Brasil. O modelo estimado passa a ser:

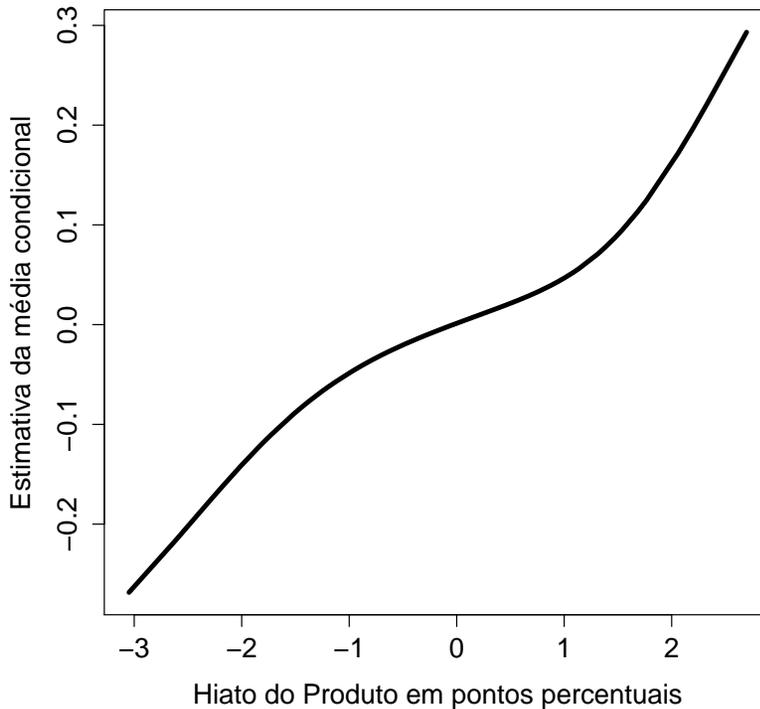
$$\pi_t = \phi_1 \pi_{t-1} + \phi_2 \hat{\pi}_{t+1}^{focus} + f(x_t) + \epsilon_{3t} \quad (13)$$

em que,  $\hat{\pi}_{t+1}^{focus}$  é a mediana das expectativas dos agentes quanto à inflação do próximo mês, formada pelo conjunto de informação disponível até a data de divulgação do IPCA-15. As outras variáveis são as mesmas utilizadas na estimação paramétrica.

A bandwidth escolhida foi  $h^* = 3h^{tima}$ , onde  $h^{tima}$  é a bandwidth determinada via método plug-in. Quanto maior é a bandwidth, menor é a variância, porém, maior é o viés do estimador. Preferiu-se diminuir a variância para que possamos visualizar um formato mais bem definido das funções estimadas. Os passos para a obtenção de  $\hat{f}$  podem ser sumarizados como se segue. Em um primeiro momento foi estimada uma regressão, em que a inflação presente foi estabelecida como variável dependente e a inflação defasada e expectativa da inflação como variáveis explicativas, obtendo-se seus resíduos, denotados por  $\hat{u}_{1t}$ . Em um segundo momento, foi estimada uma segunda regressão na qual o hiato do produto foi estabelecido como variável dependente e a inflação defasada e expectativa da inflação como variáveis explicativas, obtendo-se seus resíduos, denotados por  $\hat{u}_{2t}$ . Por último foi realizada uma regressão não paramétrica, em que  $\hat{u}_{1t}$  é variável dependente e  $\hat{u}_{2t}$  é variável regressora, da seguinte forma:

$$\min_{\hat{m}_0, \hat{m}_1} \sum_{t=1}^T \left( \hat{u}_{1t} - \hat{m}_0 - \hat{m}_1(\hat{u}_{2t} - x) \right)^2 K\left(\frac{\hat{u}_{2t} - x}{h^*}\right) \quad (14)$$

em que  $\hat{m}_0 = \hat{f}(x_t)$  e  $x$  é um ponto escolhido no intervalo em que  $x_t$  toma valores.  $K$  é a função kernel Gaussiana (densidade da v.a. Normal Padrão). A ideia por trás desse procedimento é simples: a primeira regressão busca “limpar” a inflação presente dos efeitos referentes ao componente inercial e expectacional, já a segunda regressão busca “limpar” o hiato do produto dos efeitos relativos aos dois componentes. Os resíduos dessas regressões correspondem à inflação e ao hiato, livres das influências dos componentes inercial e expectacional. As estimativas da média condicional devem mostrar a relação entre a inflação e o hiato do produto excluído os efeitos relativos às outras variáveis expostas na curva de Phillips. O resultado da estimação pode ser visto na Figura 2.



**Figura 2:** Efeitos do hiato do produto na inflação

Pela análise visual da Figura 2, podemos notar que os efeitos do hiato do produto na inflação não se comportam linearmente. A curva estimada é côncava quando o hiato do produto é menor que zero e convexa para valores positivos do hiato do produto. Isso sugere que a derivada de  $f$  com relação a  $x_t$  possui formato de  $U$ . Embora pareça haver uma forma quadrática no comportamento da derivada, é difícil avaliar se a inflação responde de forma simétrica

a desvios positivos e negativos do hiato do produto. Essa dificuldade surge do fato de que há poucos dados amostrais concentrados nas regiões extremas. É possível notar que valores extremos positivos do hiato estão associados a uma derivada de maior magnitude, porém a escassez de dados nos intervalos extremos dificulta uma melhor investigação dessa característica. Como um resultado geral das estimações não paramétricas, podemos afirmar que o impacto do produto efetivo sobre a inflação depende do nível de atividade econômica. O trade-off entre produto-inflação é não linear para valores extremos do hiato do produto. A estimação do modelo semi paramétrico nos fornece informações suficientes para que possamos modelar de forma paramétrica a não linearidade apresentada pelo hiato do produto. Com o formato dado pela Figura 2, é possível realizar uma aproximação paramétrica para que possamos ajustar um melhor modelo para a dinâmica inflacionária. Nesse caso, propomos especificar um formato cúbico para o hiato do produto, como na equação (15):

$$\pi_t = \phi_1 \pi_{t-1} + \phi_2 E(\pi_{t+1}|I_t) + \phi_3 x_t + \phi_4 x_t^3 + \epsilon_{4t} \quad (15)$$

A estimação da eq. (15) foi realizada por GMM com matriz ponderadora HAC, utilizando a condição de momento estabelecida na eq. (16).

$$E[(\pi_t - \phi_1 \pi_{t-1} - \phi_2 \pi_{t+1} - \phi_3 x_t - \phi_4 x_t^3)z_t] = 0 \quad (16)$$

Foi utilizado o mesmo conjunto de instrumentos da estimação da eq. (10). Mais defasagens foram adicionadas como instrumento, porém, isso resultou em rejeição do modelo via teste J de sobre identificação.

**Tabela 2:** CPNK com termo cúbico para o hiato do produto

	Estimativa	Desvio-padrão	valor-p
$\phi_1$	0,3556	0,0060	0,0000
$\phi_2$	0,4487	0,0064	0,0000
$\phi_3$	0,0270	0,0032	0,0173
$\phi_4$	0,0029	0,0006	0,0247
Estatística J	8,5463		
valor-p	0,1285		
$\bar{R}^2$	0,6852		

Fonte: Elaboração própria.

Como podemos observar na Tabela 2, o parâmetro relativo ao termo cúbico do hiato do produto apresenta sinal compatível com a teoria econômica e é estatisticamente significativo. Portanto, parece que a relação não linear entre a inflação e a atividade econômica pode ser modelada pela inclusão de um termo cúbico do hiato do produto na curva de Phillips. O parâmetro relativo à expectativa de inflação apresentou uma estimativa menor do que a anteriormente estimada para a curva de Phillips (paramétrico linear), assim como o parâmetro relativo à inflação defasada. Porém, a estimação mostra que o termo expectacional é dominante em relação ao termo da inflação defasada, padrão apresentado em ambas as estimações.

Comparando com o modelo linear, o acréscimo de um termo cúbico para o hiato do produto melhora o ajuste do modelo. O coeficiente de determinação

ajustado passa de 0,663, no primeiro caso, para 0,685 no segundo caso. A inclusão do termo cúbico permite ao modelo capturar melhor a não linearidade existente entre a inflação e a alta atividade econômica, a qual é representada aqui por grandes desvios do produto efetivo do seu potencial. Dessa forma, as estimações feitas aqui sugerem que a dinâmica inflacionária brasileira depende do ciclo da atividade econômica. Isso significa dizer que a taxa de sacrifício é dependente do estado ao qual a atividade econômica passa, variando entre booms e depressões. Essa especificação permite que o impacto do produto na inflação aumente em períodos de alta atividade econômica, fato difícil de se visualizar sob a suposição de linearidade no modelo.

Diferentes formatos de curva de Phillips evidenciam diferentes custos de desinflação. Dessa forma, uma curva de Phillips conforme estimada para o caso linear apresenta uma resposta constante da inflação a mudanças no produto. Já o formato cúbico da curva de Phillips, possibilita que a inflação reaja de forma distinta a mudanças no produto de acordo com o nível de atividade econômica. É interessante considerarmos o resultado dos modelos a um incremento marginal no hiato do produto a diferentes níveis de atividade econômica. No modelo linear, um aumento de um ponto percentual no hiato do produto implica um aumento na inflação na ordem de 0,0143% para qualquer nível de atividade econômica. Para o modelo cúbico um aumento no hiato do produto implica um aumento de 0,0621% na inflação, quando o produto efetivo encontra-se 2% abaixo ou acima do potencial. Quando a economia encontra-se no seu nível potencial, o modelo cúbico sugere que um aumento no hiato do produto implica um aumento na inflação de 0,0269%.

#### 4 Conclusão

Neste trabalho, investigamos a presença de relações não lineares entre a inflação e a atividade econômica dentro do arcabouço teórico da curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida. As análises basearam-se em estimadores semi-paramétricos, os quais auxiliaram na identificação de distintas formas funcionais. Depois de identificado o formato da relação inflação-hiato do produto, foi estimada uma curva de Phillips, por meio do uso de GMM, buscando descrever satisfatoriamente a forma funcional encontrada de forma semi-paramétrica.

Os resultados deste trabalho sugerem que a inflação e a atividade econômica relacionam-se de forma não linear. Essa não linearidade torna-se mais importante para valores extremos do hiato do produto. Ou seja, quando o produto efetivo encontra-se em torno de 2% acima ou abaixo do produto potencial. Mais especificamente, o impacto do hiato do produto sobre a inflação depende do nível de atividade econômica. Quando o produto efetivo está próximo do produto potencial, o hiato do produto tem impacto positivo e aproximadamente linear na taxa de inflação. Por outro lado, quando o produto efetivo não está próximo do produto potencial, o hiato do produto impacta a inflação de forma positiva e cúbica.

As estimações realizadas aqui se baseiam, em nível teórico, em um modelo Novo Keynesiano com precificação do tipo Calvo, indexação de preços e inflação de estado estacionário igual à zero. Dentro desse arcabouço, a forma reduzida da equação que determina a variação de preços é a curva de Phillips que estimamos aqui. As estimações sugerem que a inflação corrente se

relaciona de forma cúbica com o hiato do produto. Sendo assim, os custos de desinflação, em termos de produto, dependem do nível de atividade econômica: há um custo maior quando o produto efetivo encontra-se no nível do produto potencial. Outra maneira de interpretar esses resultados é notar que, quando a economia está muito aquecida, com o produto efetivo muito acima do potencial, pequenos desvios positivos do hiato do produto causam grandes aumentos na inflação.

Outra contribuição deste trabalho se refere ao uso do hiato do produto como proxy para atividade econômica. Uma parte da literatura sobre estimação da curva de Phillips tem, em geral, encontrado um coeficiente não significativo, ou mesmo de sinal negativo, quando o hiato do produto é utilizado como medida de atividade econômica. O uso de uma medida de custo marginal, em vez de hiato do produto, na estimação da curva de Phillips tornou-se uma alternativa para evitar problemas associados à significância estatística e adequação da estimativa ao modelo teórico. Porém, neste trabalho foram testados hiatos do produto estimados a partir de várias metodologias diferentes assim como algumas medidas de custo marginal presentes na literatura. Concluímos que os problemas de significância encontrados na estimação da curva de Phillips, quando uma medida de hiato é utilizada, estão associados ao formato da correlação cruzada entre a medida de atividade econômica e inflação, e não ao uso de uma medida de hiato em si, conforme destaca parte da literatura. Conforme enfatizado por Fuhrer & Moore (1995), baseado no arcabouço Novo-Keynesiano, a inflação deveria antecipar o hiato do produto no decorrer dos ciclos econômicos, no sentido que um aumento na inflação corrente deveria sinalizar um subsequente aumento no hiato do produto. Medidas de hiato do produto que apresentam esse comportamento parecem gerar coeficientes de sinal positivo.

### **Agradecimentos**

O segundo autor agradece ao CNPq (processo 485561/2013-1) pelo apoio financeiro.

### **Referências Bibliográficas**

- Araujo, C. H. V., Areosa, M. B. M. & Guillén, O. d. C. (2004), 'Estimating potential output and the output gap for Brazil', *Banco Central do Brasil Working Paper*.
- Areosa, W. D. (2004), 'Dinâmica da inflação no Brasil: o caso de uma pequena economia aberta', *Rio de Janeiro: Departamento de Economia, PUC-Rio*.
- Areosa, W. D., McAleer, M. & Medeiros, M. C. (2011), 'Moment-based estimation of smooth transition regression models with endogenous variables', *Journal of Econometrics* **165**(1), 100–111.
- Ascari, G. & Sbordone, A. M. (2014), 'The macroeconomics of trend inflation', *Journal of Economic Literature* **52**(3), 679–739.
- Ball, L. (1994), 'Credible disinflation with staggered price-setting', *The American Economic Review* pp. 282–289.

- Ball, L. (1995), 'Disinflation with imperfect credibility', *Journal of Monetary Economics* **35**(1), 5–23.
- Ball, L., Mankiw, G., Romer, D., Akerlof, G., Rose, A., Yellen, J. & Sims, C. A. (1988), 'The new keynesian economics and the output-inflation trade-off', *Brookings papers on economic activity* pp. 1–82.
- Batini, N., Jackson, B. & Nickell, S. (2000), 'Inflation dynamics and the labour share in the uk'.
- Blanchard, O. & Galí, J. (2007), 'Real wage rigidities and the New Keynesian model', *Journal of Money, Credit and Banking* **39**(s1), 35–65.
- Buchmann, M. (2009), 'Nonparametric hybrid Phillips Curves based on subjective expectations: Estimates for the Euro area'.
- Calvo, G. A. (1983), 'Staggered prices in a utility-maximizing framework', *Journal of monetary Economics* **12**(3), 383–398.
- Carvalho, P. V. C. (2010), A Curva de Phillips Novo-Keynesiana é não-linear?, PhD thesis, PUC-Rio.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M. & Evans, C. (1994), 'The effects of monetary policy shocks: some evidence from the flow of funds'.
- Clark, P., Laxton, D. & Rose, D. (1996), 'Asymmetry in the us output-inflation nexus', *Staff Papers-International Monetary Fund* pp. 216–251.
- Correa, A. S. & Minella, A. (2005), 'Mecanismos não-lineares de repasse cambial: um modelo de curva de phillips com threshold para o brasil'.
- Debelle, G. & Laxton, D. (1997), 'Is the phillips curve really a curve? some evidence for Canada, the United Kingdom, and the United States', *Staff Papers-International Monetary Fund* pp. 249–282.
- Dupasquier, C. & Ricketts, N. (1998), 'Non-linearities in the output-inflation relationship', *Price Stability, Inflation Targets, and Monetary Policy* pp. 131–73.
- Eliasson, A. (2001), 'Is the short-run Phillips curve nonlinear? empirical evidence for Australia, Sweden and the United States'.
- Fasolo, A. M. & Portugal, M. S. (2004), 'Imperfect rationality and inflationary inertia: a new estimation of the Phillips curve for Brazil', *Estudos Econômicos (São Paulo)* **34**(4), 725–776.
- Filardo, A. J. (1998), 'New evidence on the output cost of fighting inflation', *Economic Review* **Q III**, 33–61.
- Fisher, I. (1926), 'Statistical relation between unemployment and price changes, a', *Int'l Lab. Rev.* **13**, 785.
- Fisher, T. C. G. (1989), *Efficiency wages: A literature survey*, Bank of Canada.
- Fuhrer, J. & Moore, G. (1995), 'Inflation persistence', *The Quarterly Journal of Economics* pp. 127–159.

Gali, J., Gertler, M. & Lopez-Salido, J. D. (2005), 'Robustness of the estimates of the hybrid New Keynesian Phillips curve', *Journal of Monetary Economics* 52(6), 1107–1118.

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

Henry, S. G. & Pagan, A. R. (2004), 'The econometrics of the new keynesian policy model: Introduction', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 66(s1), 581–607.

Ireland, P. N. (2001), 'Sticky-price models of the business cycle: specification and stability', *Journal of Monetary Economics* 47(1), 3–18.

Jondeau, E. & Le Bihan, H. (2005), 'Testing for the New Keynesian Phillips curve. additional international evidence', *Economic Modelling* 22(3), 521–550.

Kurmann, A. (2004), 'Maximum likelihood estimation of dynamic stochastic theories with an application to New Keynesian pricing'.

Laxton, D., Meredith, G. & Rose, D. (1995), 'Asymmetric effects of economic activity on inflation: Evidence and policy implications', *Staff Papers-International Monetary Fund* pp. 344–374.

Lima, E. C. R. (2003), 'The nairu, unemployment and the rate of inflation in Brazil', *Revista Brasileira de Economia* 57(4), 899–930.

Lindé, J. (2005), 'Estimating New-Keynesian Phillips curves: A full information maximum likelihood approach', *Journal of Monetary Economics* 52(6), 1135–1149.

Lucas, R. E. (1973), 'Some international evidence on output-inflation trade-offs', *The American Economic Review* pp. 326–334.

Macklem, T. (1997), 'Capacity constraints, price adjustment, and monetary policy', *Bank of Canada Review* 1997(Spring), 39–56.

Mazali, A. A. & Divino, J. A. (2010), 'Real wage rigidity and the new Phillips curve: the Brazilian case', *Revista Brasileira de Economia* 64(3), 291–306.

Phillips, W. A. (1958), 'The relationship between unemployment and the rate of change of money wages 1862-1957', *Economica* 34, 254–81.

Rudd, J. & Whelan, K. (2006), 'Can rational expectations sticky-price models explain inflation dynamics?', *The American Economic Review* pp. 303–320.

Smets, F. & Wouters, R. (2007), 'Shocks and frictions in US business cycles: A bayesian dsge approach', *The American Economic Review* 97(3), 586–606.

Stiglitz, J. (1984), 'Price rigidities and market structure', *The American Economic Review* pp. 350–355.

Stiglitz, J. (1986), 'Theories of wage rigidity. keynesqueconomic legacy: Con'temporary economic theories, ed. james l. butkiewicz, kenneth j. koford and jeffrey b. miller'.

Stiglitz, J. (1997), 'Reflections on the natural rate hypothesis', *The Journal of Economic Perspectives* pp. 3–10.

Stock, J. H., Wright, J. H. & Yogo, M. (2002), 'A survey of weak instruments and weak identification in generalized method of moments', *Journal of Business & Economic Statistics* **20**(4).

Tombini, A. A. & Alves, S. A. L. (2006), 'The recent Brazilian disinflation process and costs', *Central Bank of Brazil Working Paper Series* **109**.

Zhang, C., Osborn, D. R. & Kim, D. H. (2009), 'Observed inflation forecasts and the new keynesian Phillips curve', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **71**(3), 375–398.



# CRESCIMENTO, COMÉRCIO, BEM-ESTAR E MEIO AMBIENTE: OS EFEITOS DE EXTERNALIDADES TECNOLÓGICAS

LUCAS VITOR DE CARVALHO SOUSA \*

ELAINE APARECIDA FERNANDES †

EVALDO HENRIQUE DA SILVA ‡

JADER FERNANDES CIRINO §

## Resumo

O presente trabalho procurou analisar como o crescimento econômico, o comércio internacional, as emissões de  $CO_2$  e o bem-estar variam na presença e na ausência de externalidades tecnológicas incorporadas (*spillovers embodied*) em duas regiões: Brasil e Países do Anexo I do Protocolo de Quioto. Os resultados mostraram que as externalidades tecnológicas afetaram positivamente o desempenho econômico brasileiro, entretanto, não houve qualquer efeito sobre os níveis de bem-estar social e de emissões de  $CO_2$ . Esse fato sugere que apenas o progresso técnico não é capaz de conter a pressão antrópica sobre a atmosfera.

**Palavras-chave:** Crescimento econômico; bem-estar; externalidades tecnológicas; *spillovers embodied*; emissões de  $CO_2$ .

## Abstract

This study sought to analyze how economic growth, international trade, emissions of  $CO_2$  and welfare vary in the presence and absence of embodied technological spillovers in two regions: Brazil and countries of Annex I of Kyoto Protocol. The results showed that technological spillovers positively affected the Brazilian economic performance; however, there was no effect on levels of social welfare and  $CO_2$  emissions. This suggests that the technical progress alone is not able to contain the anthropic pressure on the atmosphere.

**Keywords:** Economic growth; welfare; technological externalities; embodied spillovers;  $CO_2$  emissions.

**JEL classification:** E17, O44, Q54 e Q55.

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea136956>

---

\* Universidade de Brasília. Email: [lucasvitor.cs@gmail.com](mailto:lucasvitor.cs@gmail.com)

† Universidade Federal de Viçosa. Email: [elaineafdil@gmail.com](mailto:elaineafdil@gmail.com)

‡ Universidade Federal de Viçosa. Email: [ehsilva@ufv.br](mailto:ehsilva@ufv.br)

§ Universidade Federal de Viçosa. Email: [jader.cirino@ufv.br](mailto:jader.cirino@ufv.br)

## 1 Introdução

No contexto da globalização, onde as diferentes regiões estão ligadas por diferentes mercados globais de bens e serviços, as externalidades tecnológicas estão se tornando ainda mais importantes na observação da interação entre crescimento, comércio internacional e bem-estar. A difusão de novas tecnologias, especialmente as voltadas para o setor energético, pode ser uma estratégia importante para a redução sustentada das emissões de gases de efeito estufa (GEE). Diante disso, o presente trabalho procurou verificar como o crescimento econômico, o comércio internacional, as emissões de GEE e o bem-estar variam na presença e na ausência de externalidades tecnológicas nas seguintes regiões: Brasil e Países do Anexo I do Protocolo de Quioto<sup>1</sup>.

A escolha dessas regiões foi consequência das características inerentes a cada uma delas. O Brasil, apesar de ter uma matriz energética relativamente mais limpa, é um dos maiores emissores de GEE no mundo. Além das emissões oriundas da mudança no uso do solo, as emissões do setor elétrico brasileiro também têm aumentado nos últimos anos. Em 2005, esse setor representava apenas 16% das emissões totais de GEE no país, mas em 2010, esse percentual passou para 32%, valor próximo das emissões da agropecuária que está em torno de 35% (SEPED 2013). Em adição, os Países do Anexo I, além de serem os maiores responsáveis pelas emissões antrópicas desses gases, estão no foco das convenções globais sobre mudanças climáticas. Conhecer as relações entre essas duas regiões em consonância com as políticas climáticas pode colaborar para a melhor compreensão da realidade econômica em um cenário de aquecimento global.

A literatura especializada classifica as externalidades (ou *spillovers*) tecnológicas em duas categorias básicas: incorporadas (ou *embodied*) e desincorporadas (ou *disembodied*). As primeiras representam a mudança tecnológica que é desencadeada por *know-how* tecnológico incorporado em produtos estrangeiros ou diretamente transferido – patentes. As segundas representam uma espécie de mudança tecnológica conduzida por difusão internacional do conhecimento acumulado em um conjunto global e gratuitamente disponível (Leimbach & Baumstark 2010). Os trabalhos de Coe et al. (1997), Cameron & Redding (2005), Madsen (2007), Badinger & Breuss (2008), Franco et al. (2011), Seck (2012) podem ser citados como exemplos de estudos que utilizam o conceito de externalidades incorporadas. Por sua vez, os trabalhos de Coe & Helpman (1995), Eaton & Kortum (1996), Bernstein & Mohnen (1998), Keller (1998), López-Pueyo et al. (2008) são exemplos de estudos que abordam o conceito de externalidades desincorporadas.

Na maioria das vezes, não importando o tipo de externalidade, os estudos concordam que as mudanças tecnológicas podem reduzir os custos, inclusive os de mitigação de GEE, tornando viável uma série de políticas, principalmente as políticas climáticas (Fischer & Newell 2008, IEA 2008, De la Torre et al. 2009, Mills 2009). Por exemplo, Fischer & Newell (2008) constataram, por meio de simulações, que um portfólio de políticas climáticas que incen-

---

<sup>1</sup>De acordo com a CQNUMC (2013) os países que fazem parte do Anexo I são: Alemanha, Austrália, Áustria, Bélgica, Bielorrússia, Bulgária, Canadá, Croácia, Chipre, República Checa, Dinamarca, Eslováquia, Eslovênia, Espanha, Estados Unidos, Estônia, Finlândia, França, Grécia, Hungria, Islândia, Irlanda, Itália, Japão, Letônia, Liechtenstein, Lituânia, Luxemburgo, Malta, Mônaco, Holanda, Nova Zelândia, Noruega, Polônia, Portugal, Reino Unido, Romênia, Rússia, Suécia, Suíça, Turquia e Ucrânia.

tive o desenvolvimento tecnológico diminuiria as emissões de GEE a um custo significativamente mais baixo. Diante desse contexto, o presente trabalho procurou analisar os efeitos das externalidades tecnológicas (incorporadas) sobre as seguintes variáveis: crescimento econômico, comércio internacional, bem-estar e emissões de gás carbônico ( $CO_2$ ) no Brasil e nos países do Anexo I do Protocolo de Quioto. Especificamente, pretendeu-se: a) analisar o comportamento das variáveis supracitadas nas regiões analisadas, em um cenário sem compromissos de mitigação de  $CO_2$  e sem a influência de externalidades tecnológicas; e b) avaliar a influência das externalidades tecnológicas sobre as variáveis mencionadas em um cenário sem restrições de emissões de  $CO_2$ .

Resumidamente, o presente trabalho buscou responder a seguinte questão: em um modelo que leva em consideração o meio ambiente, mudanças tecnológicas afetam o bem-estar social e os níveis de emissões de  $CO_2$  das regiões? Para responder essa pergunta foi utilizada uma variante do modelo de Leimbach & Baumstark (2010) denominado MIND-RS. Esse modelo faz a ligação teórica e metodológica, por meio de simulações, entre políticas climáticas, crescimento econômico, bem-estar (medido em termos de consumo per capita) e externalidades tecnológicas.

A simulação permite construir um modelo que representa o sistema real e, por conseguinte, a realização de experimentos por meio de cenários. Os resultados dos experimentos revelam a situação futura do sistema em estudo, auxiliando na tomada de decisão necessária no momento presente, o que contribui para uma melhor compreensão do sistema (Costa 2002). A simulação é uma ferramenta que permite observar os efeitos das externalidades tecnológicas sobre diferentes variáveis. Conhecer esses efeitos pode ajudar os agentes governamentais a tomarem decisões a respeito de como manter o crescimento econômico concomitantemente às questões ambientais, de forma a contribuir para o aumento do bem-estar das sociedades.

Embora existam trabalhos que tratam das relações entre políticas climáticas, crescimento econômico, tecnologia e bem-estar, uma análise quantitativa dinâmica dessas relações para a economia brasileira, é um tema pouco explorado e importante. A análise dessas relações pode sinalizar aos tomadores de decisão a melhor alternativa quanto ao uso dos recursos e os eventuais impactos econômicos e ambientais das externalidades tecnológicas. Deve-se ressaltar ainda que o presente estudo, diferentemente do modelo de Leimbach & Baumstark (2010), implementou grande parte das expressões matemáticas em tempo contínuo. O que é uma contribuição relevante, dado que em termos agregados as variáveis mudam continuamente, ainda mais quando se trata de questões ambientais. Adicionalmente, este estudo também contribuiu para a literatura ao avançar na modelagem do MIND-RS, uma vez que foram eliminadas do modelo, restrições quanto ao comércio internacional de bens de capital e de recursos energéticos.

## **2 O modelo MIND-RS**

O modelo de Leimbach & Baumstark (2010) é uma tentativa recente de incluir as questões ambientais, mais especificamente as políticas climáticas, ao âmbito econômico. A formulação teórica desse modelo baseia-se no Modelo de Investimento e Desenvolvimento Tecnológico (MIND), construído por Edehofer et al. (2005). O MIND permite analisar a relação entre diferentes me-

didadas de preservação do meio ambiente e os custos de utilização de políticas específicas para esse fim, principalmente aquelas voltadas para os cuidados com o clima. Inspirados no MIND, Leimbach & Baumstark (2010) desenvolveram um modelo de otimização intertemporal projetado para analisar cenários de políticas climáticas dentro de um mundo globalizado e caracterizado pela existência de externalidades tecnológicas. Esse modelo foi denominado MIND-RS, do tipo Ramsey Estilizado<sup>2</sup>. É um modelo multirregional composto pelos Estados Unidos, Europa, China e Resto do Mundo, e implantado em tempo discreto.

O MIND-RS adota do MIND a estrutura do sistema de energia (exceto sequestro de carbono e captura de tecnologia) e o investimento, incluindo o investimento em P&D, que representa a maior parcela da variação tecnológica endógena. Como um novo canal de mudança tecnológica, o modelo MIND-RS incorpora externalidades (*spillovers*) tecnológicas e adota como pressuposto que a externalidade ocorre no sentido da região desenvolvida para a região em desenvolvimento. Além disso, a região desenvolvida exporta apenas bens de investimento (ou capital) e a região em desenvolvimento exporta apenas recursos energéticos. O objetivo, então, é maximizar o bem-estar econômico das regiões levando em consideração as decisões de consumo e investimento dos agentes representativos.

Diferentemente do modelo MIND, o MIND-RS separa o setor industrial agregado em bens/serviços de consumo e bens de investimento (ou capital), considera interações comerciais entre as regiões analisadas e desconsidera a possibilidade de mercados monopolísticos. Os fluxos comerciais representam variáveis de controle e estão ligados a uma restrição orçamentária intertemporal. A importação de capital estrangeiro, que aumenta a eficiência do uso de energia, representa uma opção de mitigação que se estende por todo o portfólio do modelo. O comércio bilateral e a externalidade tecnológica são considerados endógenos.

O conceito de *spillover* tecnológico (ou externalidade tecnológica) é fundamentado na ideia de que as externalidades tecnológicas, que ocorrem junto com o processo de acumulação de capital e conhecimento, retardam a diminuição dos retornos marginais do capital. Existem dois tipos de externalidades tecnológicas: desincorporada (ou *disembodied spillover*) e incorporada (ou *embodied spillover*). As externalidades desincorporadas representam um tipo de alteração tecnológica impulsionada pela difusão internacional do conhecimento acumulado e livremente disponível, ou seja, referem-se ao conhecimento internacional como um bem público. Por outro lado, as externalidades incorporadas representam mudanças tecnológicas que são adicionadas ao *know-how* tecnológico incorporado em produtos estrangeiros ou inovações diretamente transferidas – patentes. Em outras palavras, as externalidades incorporadas referem-se a situações em que a presença de capital físico, produzido no exterior e importado, afeta os níveis de eficiência ou produtividade da economia anfitriã (Leimbach & Baumstark 2010).

A contribuição do modelo MIND-RS é a inclusão das externalidades incorporadas em distintos cenários de políticas climáticas. O conceito de externalidade incorporada, nesse modelo, é concebido como um processo de expansão

---

<sup>2</sup>Ou seja, o modelo MIND-RS também foi baseado no modelo de Ramsey-Cass-Koopmans ou simplesmente modelo de Ramsey, em que as famílias procuram maximizar o bem-estar medido em termos de consumo per capita, para melhores detalhes sobre o modelo de Ramsey veja Romer (2006).

de *know-how* tecnológico por importações de capital. Com a elevação da integração econômica por meio do comércio internacional e investimento direto estrangeiro, o crescimento da produtividade de um país não depende somente dos conhecimentos incorporados em sua própria tecnologia, mas também da tecnologia importada de seus parceiros comerciais.

Como resultado, a presença de externalidades tecnológicas melhora a eficiência do trabalho e a eficiência energética, o que pode acarretar em dois efeitos de custos de mitigação opostos. Enquanto o efeito de crescimento induzido pela externalidade tende a aumentar os custos de mitigação, a melhora da eficiência energética reduz os custos de mitigação. Dessa forma, quanto maior for a intensidade da externalidade que aumenta a eficiência ou a produtividade energética, menores são os custos de mitigação das regiões.

Enfim, o MIND-RS é um modelo de crescimento multirregional que permite a análise de cenários de políticas climáticas na presença de comércio de capital e externalidades tecnológicas. Enquanto parte da heterogeneidade do mundo real é desconsiderada, o MIND-RS permite investigar os impactos da modelagem de externalidades tecnológicas (incorporadas) em um quadro de avaliação integrada construída em torno de um modelo de crescimento econômico do tipo Ramsey Estilizado.

É importante ressaltar que o presente estudo utilizou a estrutura multirregional do modelo MIND-RS apresentada na seção seguinte.

### 3 Metodologia

#### 3.1 Modelo matemático

Neste estudo, foram analisadas duas regiões: uma em desenvolvimento, Brasil (como grande ofertante de recursos energéticos), e uma desenvolvida, países do Anexo I (com alta produtividade do trabalho e eficiência energética). Supõe-se que a externalidade tecnológica ocorre no sentido da região desenvolvida para a região em desenvolvimento. Diferentemente do modelo de Leimbach e Baumstark (2010), no presente trabalho, tanto a região desenvolvida quanto a região em desenvolvimento exporta bens de investimento e recursos energéticos. Para melhor entendimento do modelo, a Tabela 1 resume os índices mais utilizados na modelagem.

Para cada região, foram consideradas as decisões dos agentes representativos, ou seja, as decisões de consumo das famílias, de investimento das firmas e de comércio. O objetivo principal do modelo, então, foi maximizar o bem-estar da região  $i, w(i, t_0)$ , mensurado em termos de consumo per capita por meio da expressão (1).

$$w(i, t_0) = \int_{t_0}^T e^{-\sigma(t-t_0)} L(i, t) \ln \left( \frac{C(i, t)}{L(i, t)} \right) dt \quad (1)$$

em que  $t_0$  é o ano inicial,  $T$  o ano final e  $\sigma$  é uma taxa pura de preferência intertemporal<sup>3</sup>, ou seja, uma taxa de desconto.  $L$  representa a população da

---

<sup>3</sup>A taxa pura de preferência intertemporal, também conhecida como elasticidade de substituição intertemporal, mostra o consumo ao longo do tempo, ou seja, os indivíduos podem poupar mais no presente para consumir mais no futuro. Em geral, os indivíduos que possuem maior renda apresentam menor taxa de preferência intertemporal, ou seja, eles consomem menos no presente, poupam parte dessa renda e aumentam o consumo futuro devido aos juros obtidos no período (Costa 2011).

Tabela 1: .

Índice	Varição	Definição
$t$	$0, 1, 2, \dots, T$	Período de tempo
$i, r$	Brasil e Anexo I	Regiões
$j(j \in J)$	$J = \{C, I, Q, f, ren, nf\}$	<u>Bens comercializáveis e setores:</u> C = bens de consumo; I = bens de investimento ou de capital; Q = energia fóssil ou setor de extração; f = setor de transformação de energia fóssil; ren = setor de energia renovável; nf = setor de energia restante.
$m$	$K, L, E, PE$	<u>Fatores de produção:</u> K (capital) L (trabalho) E (energia final) PE (energia primária)

Fonte: Adaptado de Leimbach & Baumstark (2010).

região que fornece de forma exógena o fator de produção trabalho e  $C$  é o consumo.

Para alcançar esse objetivo, estimou-se o produto agregado,  $Y$ , que é igual à soma do produto dos setores de bens e serviços de consumo e de bens de investimento (ou de capital). Esse produto foi estimado por meio de uma função de produção CES conforme a expressão 2.

$$Y_j(i, t) = \phi_j(i) \left[ \xi_K K_j(i, t)^{\rho(i)} + \xi_L (\theta_{Lj}(i, t) A_L(i, t) L(i, t))^{\rho(i)} + \xi_E (\theta_{Ej}(i, t) A_E(i, t) E(i, t))^{\rho(i)} \right]^{\rho(i)} \quad \forall j \in \{C, I\} \quad (2)$$

em que  $\rho$  é o parâmetro de substituição,  $\xi_m$  é um parâmetro que representa o peso dos insumos no produto total e  $\phi$  é a produtividade total dos fatores. Por sua vez,  $K$  é o estoque de capital,  $A_L$  é a produtividade ou eficiência do trabalho,  $A_E$  é a produtividade ou eficiência energética, e  $\theta_{m,j}$  representa a parcela dos fatores de produção (participação do fator  $m$  no setor  $j$ ), com  $\theta_{m,C} = 1 - \theta_{m,I} \forall m \in \{L, E\}$ .

O equilíbrio de mercado é caracterizado por  $\theta_{j,j} = \theta_{E,j}$ , ou seja, quando a participação do fator trabalho for igual à participação do fator energia no produto. As variáveis de produtividade estão sujeitas à investimentos em P&D ( $rd_m$ ), de acordo com Edenhofer et al. (2005) e Leimbach & Baumstark (2010), e também à externalidades (*spillovers*) tecnológicas [ $sp_m(i, t)$ ], conforme a expressão (3).

$$\dot{A}_m(i, t) = \zeta_m(i) \left( \frac{rd_m(i, t)}{Y_C(i, t) + Y_I(i, t)} \right)^{\alpha_m} A_m(i, t) + sp_m(i, t) \quad \forall m \in \{L, E\} \quad (3)$$

em que  $\zeta_m(i)$  é a produtividade dos investimentos em P&D que melhora a eficiência do fator  $m$ ;  $\alpha_m$  é um parâmetro de eficiência que aumenta a importância do setor de P&D na produtividade dos fatores;  $Y_C$  é o produto no setor

de bens de consumo; e  $Y_I$  é o produto no setor de bens investimento (ou de capital). Assim, de acordo com a expressão (3), a produtividade dos fatores de produção ( $A_m$ ) é uma relação entre os investimentos em P&D e o produto agregado, adicionada das externalidades tecnológicas.

As externalidades incorporadas aumentam tanto a produtividade do trabalho quanto a energética. Esse efeito é induzido pela exportação de capital [ $X_I(r, i)$ ] da região  $r$  para a região  $i$ ,  $\forall m \in \{L, E\}$ , e ocorre quando a produtividade da região  $i$  for menor do que a da região  $r$ . Em outras palavras, ocorre quando a produtividade do Brasil for menor do que a do Anexo I, de acordo com a expressão (4).

$$sp_m(i, t) = \begin{cases} \sum_r \left[ \left( \frac{X_I(r, i, t)}{K_I(i, t)} \right)^\Psi \Omega_m(A_m(r, t) - A_m(i, t)) \right] : A_m(i, t) < A_m(r, t) \\ 0 : A_m(i, t) \geq A_m(r, t) \end{cases} \quad (4)$$

em que  $\Psi$  é uma medida de elasticidade do *spillover* (externalidade tecnológica) de investimentos estrangeiros e  $\Omega_m$  descreve a intensidade do *spillover*.

A disponibilidade interna de bens de consumo [ $D_C(i, t)$ ] está restrita à produção doméstica de bens de consumo ( $Y_C$ ), adicionada pelas importações [ $X_C(r, i)$ ], e subtraída pelas exportações [ $X_C(i, r)$ ], como pode ser visto na expressão (5).

$$D_C(i, t) = Y_C(i, t) + \sum_r X_C(r, i, t) - \sum_r X_C(i, r, t) \quad (5)$$

Diferentemente das demais variáveis, as importações são capazes de flexibilizar a restrição interna de bens de consumo. Para simplificar, omitem-se os custos de comércio que atualmente estão distribuídos no total das variáveis de importação.

A disponibilidade interna de bens de consumo é distribuída entre os setores de P&D do trabalho [ $rd_L(i, t)$ ], P&D da energia [ $rd_E(i, t)$ ] e para o próprio consumo [ $C(i, t)$ ], conforme as expressões (6), (7) e (8).

$$C(i, t) = [sD_C(i)] * [D_C(i, t)] \quad (6)$$

$$Crd_L(i, t) = [sD_crd_L(i)] * [D_C(i, t)] \quad (7)$$

$$Crd_E(i, t) = [sD_crd_E(i)] * [D_C(i, t)] \quad (8)$$

em que [ $C(i, t)$ ], [ $Crd_L(i, t)$ ] e [ $Crd_E(i, t)$ ] são as quantidades de bens de consumo utilizadas em cada setor; [ $sD_C(i)$ ], [ $sD_crd_L(i)$ ] e [ $sD_crd_E(i)$ ] são percentuais exógenos da disponibilidade interna de bens de consumo alocados nesses setores. Esses percentuais foram obtidos por meio da otimização dinâmica, que ao maximizar o bem-estar encontra-se tais valores.

Parte da produção de bens de consumo é exportada conforme a expressão (9).

$$X_c(i, r, t) = [1 - sY_c(i)] * Y_c(i, t) \quad (9)$$

em que [ $sY_c(i)$ ] é o percentual da produção de bens de consumo destinado ao mercado interno, também otimizado automaticamente.

A disponibilidade interna de bens investimento (de capital),  $D_I$ , representada pela expressão (10), é igual à produção doméstica de bens de capital ( $Y_I$ ), mais as importações [ $X_I(r, i)$ ] e menos o que é usado pelos investidores estrangeiros [ $X_I(i, r)$ ]. Isto é, o capital exportado, menos o capital utilizado pelos investidores domésticos no setor de energia renovável [ $I_{ren}(i, t)$ ] e no setor de energia restante [ $I_{nf}(i, t)$ ]. Os setores [ $I_{ren}(i, t)$ ] e [ $I_{nf}(i, t)$ ] não acumulam capital, e utilizam o conceito de aquisição de capital, definido exogenamente.

$$D_I(i, t) = Y_I(i, t) + \sum_r X_I(r, i, t) - \sum_r X_I(i, r, t) - I_{ren} - I_{nf} \quad (10)$$

Assim como no consumo, a disponibilidade de capital é distribuída para os setores de bens de consumo (C), de extração (Q), de transformação de energia fóssil (f) e para o próprio setor de produção de bens de investimento (I), conforme a expressão (11).

$$I_j(i, t) = [sD_{I,j}(i)] * [D_I(i, t)] \quad \forall j \in \{C, Q, f, I\} \quad (11)$$

em que  $I_j(i, t)$  é quantidade de capital destinado ao setor  $j$ , e  $[sD_{I,j}(i)]$  é o percentual exógeno da disponibilidade interna de capital alocado no setor  $j$ . Esse percentual também foi encontrado por meio da otimização dinâmica com o intuito de obter o máximo de bem-estar.

Parte da produção de bens de investimento (capital) também é exportada conforme a expressão (12).

$$X_I(i, r, t) = [1 - sY_I(i)] * Y_I(i, t) \quad (12)$$

em que  $[sY_I(i)]$  é o percentual da produção de bens de investimento destinado ao mercado interno, outra vez estimado através do processo de otimização.

A acumulação de capital em todos os setores, exceto os setores de energia renovável e de energia restante, segue o comportamento padrão conforme a expressão (13).

$$\dot{K}_j(i, t) = I_j(i, t) - [\delta_j(i)] * [K_j(i, t)] \quad \forall j \in \{C, I, Q, f\} \quad (13)$$

em que  $\dot{K}_j(i, t)$  se refere à formação de estoque de capital e  $\delta_j$  é a taxa de depreciação do capital do setor  $j$ .

As expressões apresentadas mostram um problema de otimização multirregional com uma função objetivo para cada região. Os fluxos de comércio são ajustados automaticamente com o objetivo de encontrar o ótimo de Pareto que fornece benefícios comerciais para as regiões. O comércio e o investimento representam variáveis de controle que foram estimadas automaticamente pelo *software* Matlab/Simulink 2011. Assume-se que o efeito *spillover* ocorre quando os agentes tomam suas decisões de investimento e comércio. Dessa forma, procura-se otimizar o bem-estar das regiões ( $i$  e  $r$ ) conforme a expressão (14).

$$W(i, r, t_0) = \int_{t_0}^T e^{-\sigma(t-t_0)} L(i, t) \ln\left(\frac{C(i, t)}{L(i, t)}\right) dt + \int_{t_0}^T e^{-\sigma(t-t_0)} L(r, t) \ln\left(\frac{C(r, t)}{L(r, t)}\right) dt \quad (14)$$

em que  $W(i, r, t_0)$  é o bem-estar total, ou seja, a soma do bem-estar da região  $i$  e da região  $r$ .

#### Setor de energia final

Nesta subseção foi descrito o comportamento dinâmico do setor energético, composto pelos setores de energia fóssil, renovável e não fóssil. Como pôde ser visto na seção anterior, a energia é um dos insumos produtivos que compõe a função de produção (expressão (2)) que dá origem ao produto agregado das economias em estudo. O modelo MIND-RS desmembra o setor energético em três fontes, energia fóssil, não fóssil e renovável, e ao mesmo tempo permite substitubilidade entre as fontes energéticas.

Dessa forma, o setor de produção de energia final  $[E(i, t)]$  é o somatório da produção de energia dos setores fóssil  $[E_f(i, t)]$ , renovável  $[E_{ren}(i, t)]$  e de outras fontes ou não fóssil  $[E_{nf}(i, t)]$ , conforme a expressão (15). As outras fontes de energia se referem à energia nuclear.

$$E(i, t) = E_f(i, t) + E_{ren}(i, t) + E_{nf}(i, t) \quad (15)$$

Para o setor de energia fóssil, a produção final é dada pela expressão (16), que é uma função de produção CES.

$$E_f(i, t) = \Phi_f(i) [\xi_K^f K_f(i, t)^{\rho_f} + \xi_{PE}^f (D(i) * PE(i, t))^{\rho_f}]^{\frac{1}{\rho_f}} \quad (16)$$

em que  $\Phi_f(i)$  é a produtividade total dos fatores do setor de energia fóssil da região  $i$ ;  $\xi_K^f$  é o peso do fator capital no setor de energia fóssil;  $K_f(i, t)$  é o estoque de capital do setor de energia fóssil na região  $i$  no tempo  $t$ ;  $\rho_f$  é o parâmetro de substituição do setor de energia fóssil;  $\xi_{PE}^f$  é o peso do fator energia primária fóssil no setor de energia fóssil;  $D(i)$  é a eficiência do fator energia primária fóssil na região  $i$ ; e  $PE(i, t)$  é o fator de energia primária fóssil para a região  $i$  no tempo  $t$ .

Para o setor de energia renovável, a energia final é produzida com base em *vintages capital*<sup>4</sup> ( $V$ ) ativos e em carga de fatores ( $l$ ) acumulados no passado, conforme a expressão (17).

$$E_{ren}(i, t) = \sum_{\tau} l(t - \tau) V(i, t - \tau) w'(\tau) \quad (17)$$

em que  $\tau$  são passos de tempo;  $w'$  é um fator de ponderação (um peso) que representa a parte ainda ativa dos *vintages* da produção de energia renovável. Cada *vintage capital* está em função dos investimentos em energia renovável, e a produção final nesse setor se difere dos demais por utilizar o conceito de aquisição de capital. O *vintage capital* está em função dos investimentos em energia renovável e dos custos desses investimentos, o que pode ser visto pela expressão (18).

<sup>4</sup>Modelos de *vintage capital* são caracterizados por taxas de depreciação não exponenciais e podem incorporar *learning-by-doing*. Em outras palavras, uma economia tem *vintage capital* se suas máquinas e equipamentos pertencentes a gerações separadas possuírem distintas produtividades, ou seja, diferentes taxas de depreciação para distintos períodos (Benhabib & Rustichini 1991).

$$V(i, t + 1) = z \frac{I_{ren}(i, t)}{fC(i) + k'(i, t)} \quad (18)$$

em que  $fC(i)$  representa o custo mínimo do investimento e  $k'(i, t)$  é o custo variável do investimento da região  $i$  no tempo  $t$ .

No setor de energia renovável existe variação tecnológica endógena. Essa é baseada na acumulação de capacidade instalada  $cN$ , de acordo com a expressão (19).

$$cN(i, t) = cN(i, t - 1) + V(i, t) \quad (19)$$

A produtividade do setor de energia renovável muda de acordo com os custos de investimento dado pela expressão (20).

$$k'(i, t) = k'(i, 0) \left( \frac{cN(i, t)}{cN(i, 0)} \right)^{-\gamma(i)} \quad (20)$$

em que  $\gamma(i)$  representa o parâmetro de aprendizagem na área de energias renováveis da região  $i$ .

Com a relação à produção de recurso fóssil, a energia primária nesse setor é representada pela expressão (21).

$$PE(i, t) = k(i, t) * \left[ Q(i, t) - \sum_r (X_Q(i, r, t) - X_Q(r, i, t)) \right] \quad (21)$$

em que  $Q$  é a produção (extração) de recurso fóssil;  $X_Q(i, r, t) - X_Q(r, i, t)$  são as exportações líquidas de recursos fósseis; e  $k$  é o fator de conversão de carbono em joule.

A extração de recurso fóssil está sujeita a uma restrição de capacidade que é dada pela expressão (22).

$$Q(i, t) * mC(i, t) = \kappa(i, t) * K_Q(i, t) \quad (22)$$

em que  $mC$  é o custo marginal de extração (ou seja, o preço do recurso);  $\kappa(i, t)$  representa a produtividade do estoque de capital no setor de extração da região  $i$  no tempo  $t$ , e  $K_Q$  é o estoque de capital do setor.

Como a produção de recurso fóssil depende do estoque de capital do setor, e este é formado em parte pelo capital produzido no exterior, a produção de recurso fóssil também é influenciada pelas externalidades tecnológicas. Assim, o capital físico produzido no exterior também pode melhorar a produtividade desse setor.

A disponibilidade interna de recursos fósseis  $[D_Q(i, t)]$  é a soma da produção doméstica com as exportações líquidas desses recursos de acordo com a expressão (23).

$$D_Q(i, t) = Q(i, t) + \sum_r X_Q(r, i, t) - \sum_r X_Q(i, r, t) \quad (23)$$

O recurso fóssil não utilizado internamente é exportado conforme a expressão (24).

$$X_Q(i, r, t) = [1 - sQ(i)] * Q \quad (24)$$

em que  $sQ(i)$  é o percentual da produção doméstica de recursos fósseis destinado a disponibilidade interna e encontrado por meio da otimização dinâmica.

O custo marginal de extração é derivado da curva de Rogner<sup>5</sup> e dado pela expressão (25).

$$mC(i, t) = 1 + \frac{\chi_2(i)}{\chi_1(i)} \left( \frac{cQ(i, t)}{\chi_3(i)} \right)^{\chi_4} \quad (25)$$

em que  $\chi_1(i)$ ,  $\chi_2(i)$  e  $\chi_3(i)$  são parâmetros da curva de custo marginal de extração<sup>6</sup> da região  $i$ ;  $\chi_4$  é um parâmetro de custo marginal da curva de extração;  $cQ$  é a quantidade acumulada de extração que é definida pela expressão (26).

$$cQ(i, t+1) = cQ(i, t) + zQ(i, t) \quad (26)$$

em que  $z$  denota passos de tempo.

A produtividade do estoque de capital do setor de extração está sujeita ao “*learning-by-doing*” conforme a expressão (27).

$$\kappa(i, t+1) = \kappa(i, t) \left[ 1 + (\kappa(i)_{max} - \kappa(i, t)) \left( \frac{z\nu(i)}{\kappa(i)_{max}} \left( \left( \frac{Q(i, t)}{Q(i, 0)} \right)^\mu - 1 \right) \right) \right] \quad (27)$$

em que  $\kappa(i)_{max}$  é a produtividade máxima do setor de extração na região  $i$ ;  $\kappa(i, t)$  é a produtividade marginal;  $z$  é o passo de tempo;  $\nu(i)$  é o inverso da taxa de aprendizagem; e  $\mu$  é o fator de amortecimento da aprendizagem.

O total de emissões antropogênicas de  $CO_2$ ,  $EM$ , é dado pela expressão (28).

$$EM(t) = \sum_i Q(i, t) + LU(t) \quad (28)$$

em que  $Q(i, t)$  representa a emissão originária da queima de combustíveis fósseis, e  $LU(t)$  é a emissão proveniente da mudança no uso do solo. Pressupõe-se que para cada unidade de recurso fóssil produzida, uma unidade de  $CO_2$  é emitida. É importante destacar que, como o setor de extração pode ser influenciado pelas externalidades tecnológicas, os níveis de emissões também podem ser afetados pela melhora na produtividade do setor de extração de recurso fóssil.

### 3.2 Simulação e otimização dinâmica

As mudanças climáticas e o próprio sistema econômico estão intimamente ligados ao tempo, o que leva a uma análise dinâmica das relações entre economia e natureza. O modelo matemático apresentado é composto por equações diferenciais e em diferenças (sistema dinâmico) e, portanto, por um número

<sup>5</sup>A curva de Rogner descreve os custos de extração em relação à quantidade extraída, sem a distinção entre recursos e reservas. Esses custos dependem do custo de extração em si, das possibilidades de substituição entre os diferentes combustíveis fósseis e do progresso tecnológico. Em outras palavras, a curva de Rogner pode ser entendida da seguinte forma: a descoberta de novos recursos neutraliza o esgotamento dos já existentes, por outro lado, quanto mais unidades de um recurso fóssil forem extraídas, maior será a escassez desse recurso e, por conseguinte, maiores serão os custos de extração (Rogner 1997).

<sup>6</sup>Os valores para esses e outros parâmetros estão na Tabela A.1 no Apêndice Apêndice A.

relativamente grande de expressões, das quais algumas delas são não lineares, o que é uma característica comum em estudos sobre questões ambientais. Devido a essas características, utilizou-se, neste trabalho, o modelo de simulação que permitiu verificar o comportamento dinâmico e não linear das variáveis.

O modelo de simulação ou simplesmente simulação é um processo de construção de um modelo representativo do sistema real (modelo matemático) e, por conseguinte, a experimentação do mesmo por meio de cenários. A análise dos resultados da experimentação revela a visão futura do sistema em estudo, auxiliando na tomada de decisão necessária no momento presente, o que contribui para uma melhor compreensão do sistema. A simulação é, portanto, a solução numérica das equações (diferenciais, em diferença ou ambas – modelo híbrido) do modelo que permite examinar como o sistema se comporta ao longo de um período de tempo em distintos cenários (Costa 2002).

O sistema real, além de ser repleto de *feedbacks*, tende a apresentar maior complexidade, principalmente, pela sua natureza dinâmica e aleatória. A simulação permite incorporar tais características, reproduzindo em um computador o comportamento observado em um sistema real (Chwif & Medina 2006). Dessa forma, a simulação é um dos instrumentos mais adequados para a análise e compreensão da realidade econômica em um panorama de mudanças climáticas.

Antes de analisar os resultados da simulação é necessário calibrar o modelo, ou seja, definir um conjunto de valores para os parâmetros, incluindo os valores iniciais para as variáveis, que asseguram a representatividade do modelo. Esses valores devem ser coerentes com a teoria, evidências empíricas e/ou fatos estilizados. Entretanto, podem existir modelos que contêm parâmetros cujos valores não são conhecidos com precisão. Tais parâmetros variam ao longo de um determinado intervalo de valores, como os parâmetros percentuais apresentados no modelo matemático utilizado nesse estudo. Sabe-se que os valores desses parâmetros variam entre 0 e 1 ou entre 0% e 100%, no entanto, não se sabe exatamente qual o valor real desses parâmetros. A solução para esse problema pode ser encontrada na otimização dinâmica.

A otimização dinâmica também conhecida como controle ótimo permite encontrar os valores desconhecidos desses parâmetros a partir de um problema de otimização em que uma função objetivo é maximizada ou minimizada sujeita a determinadas restrições (para mais detalhes ver Gandolfo (2012)). Especificamente neste estudo, a função objetivo maximizada foi a de bem-estar (expressão (14)), e as restrições impostas foram de que os parâmetros percentuais variassem entre 0 e 1. O problema de otimização, então, simula interativamente o modelo até ajustar valores para os parâmetros que melhor atenderem os objetivos, isto é, de tal forma que o bem-estar alcance uma trajetória ótima. Dessa forma, foi utilizada a otimização dinâmica para definir os valores dos parâmetros percentuais.

### 3.3 Definição dos cenários e fonte de dados

A possibilidade de construir cenários alternativos é mais um atributo que corrobora o uso da simulação neste estudo, pois permite analisar o impacto das externalidades tecnológicas sobre o bem-estar e o crescimento econômico das regiões em diferentes cenários. Assim, a simulação é uma ferramenta de análise *ex ante* de distintos cenários de políticas climáticas e suas eventuais consequências, o que possibilita economia de recursos e de tempo. Além de in-

dicar para os tomadores de decisão a melhor alternativa quanto ao uso dos recursos.

É fundamentalmente importante que os cenários sejam coerentes com a realidade econômica e com o ambiente em que as regiões analisadas estão inseridas. Dessa forma, na presente pesquisa foram construídos os seguintes cenários:

1. Cenário CR: no cenário de referência (CR) ou *benchmark* não existe restrição quanto às emissões de  $CO_2$  e nem a presença de externalidades tecnológicas. Pretende-se, dessa forma, verificar a trajetória das variáveis sem qualquer influência externa, ou seja, a trajetória usual dos negócios. Para a análise desse cenário foi desativado o parâmetro  $sp_m(i, t)$  da expressão (3) para as duas regiões.
2. Cenário CR-S: com a finalidade de examinar a influência das externalidades tecnológicas no desempenho econômico das regiões, foi definido um cenário comparativo denominado CR-S em que não há restrições quanto às emissões, porém há a presença de externalidades tecnológicas. Nesse cenário, foi habilitado o parâmetro  $sp_m(i, t)$  da expressão (3) para as duas regiões.

A proposta da simulação é produzir resultados que, quando analisados, identificarão aspectos importantes do sistema estudado. Mas, antes mesmo de realizar as simulações, são necessários valores iniciais para os parâmetros e também para as variáveis. Dessa forma, além dos valores dos parâmetros percentuais obtidos com a otimização dinâmica, foram obtidos valores para os demais parâmetros nos trabalhos empíricos de Edenhofer, Bauer e Kriegler (2005) e de Leimbach e Baumstark (2010), o que pode ser visto na Tabela A.1 no Apêndice Apêndice A. Para os países do Anexo I os parâmetros selecionados foram *proxies* das regiões desenvolvidas (Europa e Estados Unidos) e para o Brasil foram utilizados como *proxies* os parâmetros referentes às regiões em desenvolvimento ou parcialmente em desenvolvimento (China e Resto do Mundo) do modelo de Leimbach & Baumstark (2010).

Com relação aos valores iniciais das variáveis, foi selecionado o ano 2000 como o período inicial. Os dados relativos ao Produto Interno Bruto (PIB) em dólares (americanos) como *proxy* para o produto foram coletados na base de dados do Banco Mundial. A produção de petróleo foi utilizada como *proxy* para o setor de extração de recurso fóssil e encontra-se disponível na base de dados da OCDE. Com relação aos dados de importação e exportação, os mesmos foram coletados no Comtrade. Os valores iniciais das demais variáveis foram baseados no trabalho de Leimbach & Baumstark (2010).

#### 4 Análise dos resultados

Como visto na seção 3, o modelo proposto neste trabalho é composto por várias expressões dinâmicas e não lineares. Essas características fazem da simulação a metodologia mais adequada para a análise do comportamento das variáveis do modelo. Os valores dos parâmetros utilizados foram apresentados na Tabela A.1 que encontra-se no Apêndice Apêndice A e a Tabela 1 apresenta

os valores iniciais das variáveis utilizadas, no ano 2000, para as duas regiões em estudo<sup>7</sup>.

**Tabela 2:** Valores iniciais para o ano 2000

Variáveis em bilhões de US\$	Brasil	Anexo I
PIB (em trilhões de US\$)	0,644	25,331
População (em bilhões de habitantes)	0,174	1,231
Estoque de capital industrial	2740	24050
Estoque de capital no setor de consumo ( <i>ad hoc</i> )	1500	8700
Estoque de capital no setor de energia fóssil	270	1500
Estoque de capital no setor de extração	220	1250
Exportações de bens de consumo	28,003	11,337
Exportações de recursos do setor de extração (em milhões de toneladas)	4,306	2,356

Fonte: Leimbach & Baumstark (2010), Banco Mundial, OCDE Comtrade

Esse processo de alimentação do modelo com valores iniciais para as variáveis e os parâmetros de forma a encontrar resultados plausíveis é denominado calibração. A calibração, como destacam Kydland e Prescott (1996), significa trabalhar os dados de tal forma que o modelo se aproxime da realidade tanto quanto possível, em um número limitado, mas claramente especificado de dimensões. Determinadas questões econômicas possuem respostas conhecidas, e o modelo em estudo precisa ser capaz de reproduzi-las, para que o mesmo seja considerado confiável e adequado para responder às questões desconhecidas.

Evidentemente, a fundamentação empírica dos valores utilizados no processo de simulação torna o modelo mais adequado e aceitável. No entanto, nem sempre existem valores disponíveis ou evidências empíricas para determinados parâmetros e/ou variáveis utilizadas. Nessas situações, utilizou-se o Princípio da Correspondência de Samuelson, que atribui valores arbitrários para os parâmetros desconhecidos, mas de tal forma que esses valores consigam descrever o comportamento do modelo o mais próximo da realidade. Em outras palavras, esse Princípio é uma medida *ad hoc* para os parâmetros não conhecidos de modo que o modelo seja uma aproximação do mundo real.

Além dos valores iniciais apresentados na Tabela A.1 (ver Apêndice Apêndice A) e na Tabela 1, a Tabela 2 mostra os valores encontrados para os parâmetros percentuais mencionados na metodologia por meio da otimização dinâmica. Os valores iniciais para o processo de otimização foram *ad hoc*, definidos em 0,5 ou 50% para todos os parâmetros percentuais<sup>8</sup>. O objetivo da otimização foi encontrar o melhor valor para cada parâmetro de forma que o bem-estar de cada região fosse máximo.

Como pode-se observar na Tabela 2, os parâmetros  $sY_I(i)$ ,  $sD_{II}(i)$ ,  $sD_{IC}(i)$  e  $sD_{If}(i)$  não sofreram nenhuma alteração após o processo de otimização para ambas as regiões. De fato, após a análise de sensibilidade desses parâmetros,

<sup>7</sup>Os valores iniciais para a produtividade do trabalho e para a eficiência (produtividade) energética foram, respectivamente, 0,65 e 4,34 para o Anexo I, e 0,435 e 1,595 para o Brasil, conforme *proxies* dos valores médios para Europa e EUA, e China e Resto do Mundo de Leimbach e Baumstark (2010). Além disso, devido a resultados inconsistentes com a realidade econômica, foi desconsiderada a depreciação do capital.

<sup>8</sup>Os valores iniciais são arbitrários e servem para que o processo de otimização seja iniciado.

**Tabela 3:** Valores encontrados para os parâmetros percentuais após a otimização\*

Parâmetro	Brasil	Anexo I	Descrição
$sY_c(i)$	0,7947	0,8246	% da produção de bens de consumo alocado internamente
$sY_I(i)$	0,5	0,5	% da produção de bens de investimento alocado internamente
$sD_{II}(i)$	0,5	0,5	% da DI** de bens de investimento alocado no setor I
$sD_{IC}(i)$	0,5	0,5	% da DI de bens de investimento alocado no setor C
$sD_{If}(i)$	0,5	0,5	% da DI de bens de investimento alocado no setor f
$sD_c(i)$	0,8761	0,8743	% da DI de bens de consumo alocado no setor C
$sD_crd_L(i)$	0,502	0,4988	% da DI de bens de consumo alocado no setor de P&D do trabalho
$sQ(i)$	0,5008	0,5014	% da produção doméstica de recursos fósseis alocado internamente

\* Em todos os setores foi imposta uma restrição para que a soma dos parâmetros percentuais fosse igual a 100%. Além disso, o percentual da disponibilidade interna de bens de consumo alocado no setor de P&D da energia foi definido conforme a seguinte expressão:  $sD_crd_E(i) = 1 - [sD_c(i) + sD_crd_L(i)]$ .

\*\* Disponibilidade Interna.

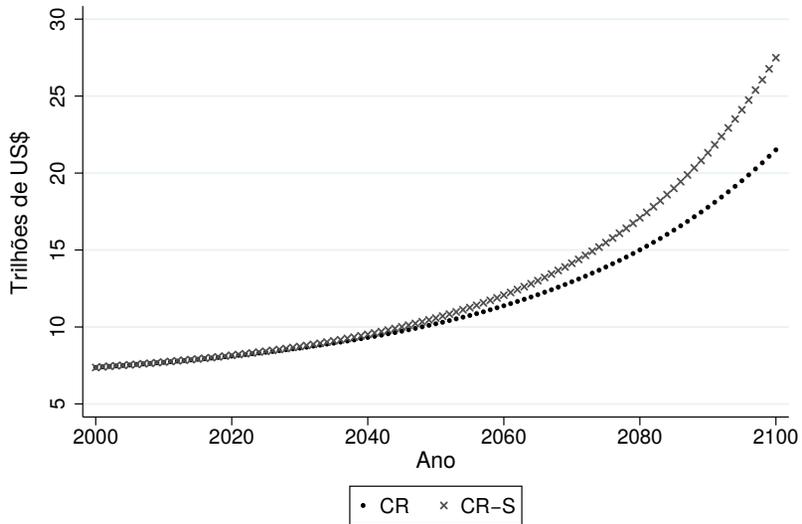
Fonte: Resultados da pesquisa.

constatou-se que para qualquer valor do intervalo entre 0 e 1 não houve alteração no nível de bem-estar, dessa forma, optou-se por preservar os valores iniciais. Após encontrados os parâmetros necessários por meio ou não da otimização dinâmica, procedeu-se a análise dos cenários selecionados conforme a seção metodológica.

No cenário de referência (CR) não existe restrição quanto às emissões de  $CO_2$  e nem a presença de externalidades tecnológicas. Esse cenário foi construído com a finalidade de comparação. Com o intuito de verificar a influência das externalidades tecnológicas nas variáveis econômicas foi construído o cenário CR-S, o qual possui externalidades, porém sem a existência de restrição quanto às emissões. É importante destacar que as externalidades não são objeto de política, pois não é uma variável diretamente controlável. Sua utilização na presente análise tem como objetivo verificar a influência das mesmas no desempenho econômico das regiões e nas emissões de  $CO_2$ . As Figuras 1 e 2 apresentam a evolução do PIB para o Brasil e o Anexo I nos cenários de referência sem externalidades (CR) e com externalidades (*spillovers*) tecnológicas (CR-S)<sup>9</sup>.

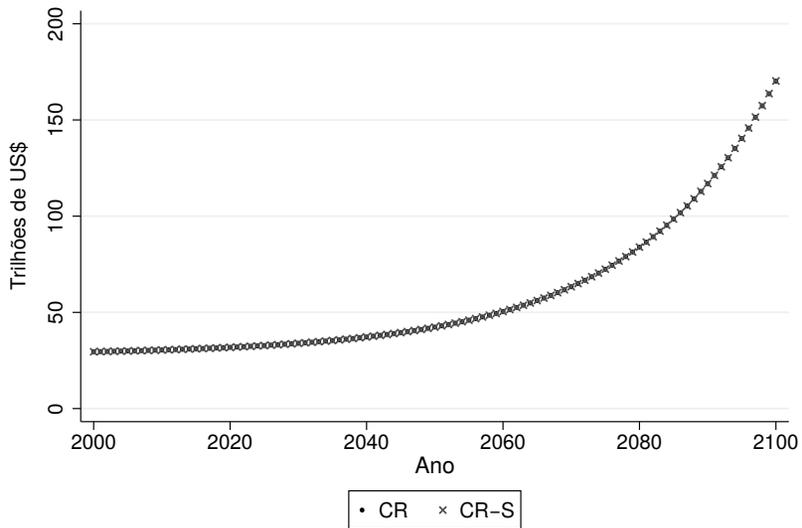
É importante lembrar que o modelo em análise tem como pressuposto que a externalidade tecnológica ocorre da região desenvolvida (Anexo I) para a região em desenvolvimento (Brasil). Assim, apenas o Brasil seria afetado diretamente por essa variável. A trajetória simulada do PIB brasileiro na presença de externalidades mudaria consideravelmente ao longo do tempo. Observar-se-ia maior crescimento da economia, pois as mudanças tecnológi-

<sup>9</sup>O primeiro ano da simulação comportou-se como um choque em todos os cenários e variáveis analisados, dessa forma o mesmo foi desconsiderado das análises.



Fonte: Resultados da pesquisa.

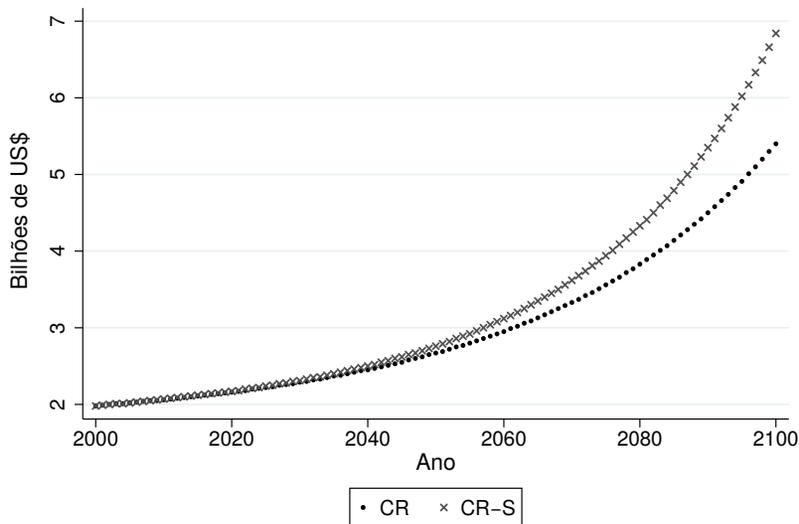
**Figura 1:** Comportamento do PIB brasileiro ao longo de 100 anos



Fonte: Resultados da pesquisa.

**Figura 2:** Comportamento do PIB do Anexo I ao longo de 100 anos

cas incorporadas ao capital físico estrangeiro quando é importado refletem nos níveis de eficiência ou produtividade da economia importadora. De fato, a maior produtividade provocada pelo cenário CR-S faria com que a economia brasileira se tornasse, em média, 9,68% maior ao longo do período estudado. Ao se observar o último ano do período analisado (2100), verificou-se um crescimento de 27,81% quando comparado ao cenário CR.



Fonte: Resultados da pesquisa.

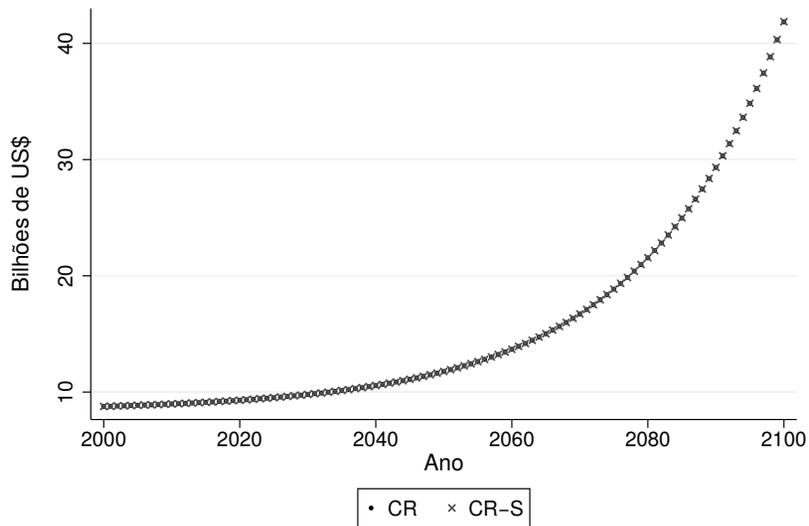
**Figura 3:** Comportamento das exportações brasileiras de bens de investimento (capital) ao longo de 100 anos

O comércio internacional de bens de capital, fonte das externalidades tecnológicas, apesar de um período de menor crescimento verificado na primeira metade do século, cresceria significativamente a partir da década de 2050 (Figuras 3 e 4). As importações de bens de capital (investimento) cresceriam em média 3,77% ao ano nos dois cenários (Figura 4),<sup>10</sup> sendo que na segunda metade do século o crescimento médio anual seria de 5,11%.

A importação de capital estrangeiro provocaria um processo de expansão do *know-how* tecnológico brasileiro permitindo maior competitividade dos produtos produzidos no Brasil. Isso tanto é verdade que, no cenário CR-S as exportações de bens de capital (investimento) e de bens de consumo seriam maiores do que no cenário com ausência de externalidades (CR - Figuras 3 e 5), principalmente a partir da década de 2050. As mudanças tecnológicas adicionadas ao *know-how* tecnológico incorporado ao capital estrangeiro e importado pelo Brasil melhorariam a produtividade e o *know-how* tecnológico doméstico ao provocar externalidades tecnológicas incorporadas, o que foi refletido no comércio internacional.

A maior intensidade das exportações de bens de capital do Anexo I que seria observada a partir de meados do século, justificaria o efeito da externalidade verificada principalmente neste mesmo período. Como destacam Leimbach & Baumstark (2010), o ganho potencial da externalidade tecnológica, ou

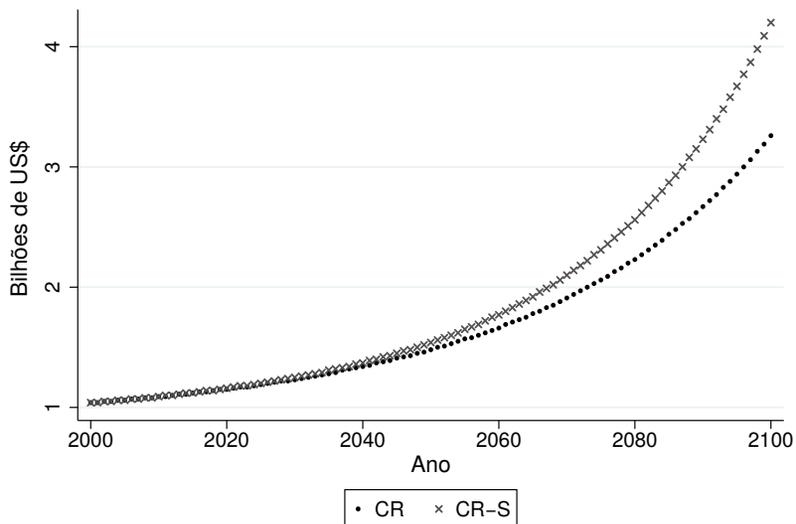
<sup>10</sup>Tudo que é exportado por uma determinada região é importada pela outra.



Fonte: Resultados da pesquisa.

**Figura 4:** Comportamento das exportações dos países do Anexo I de bens de investimento (capital) ao longo de 100 anos

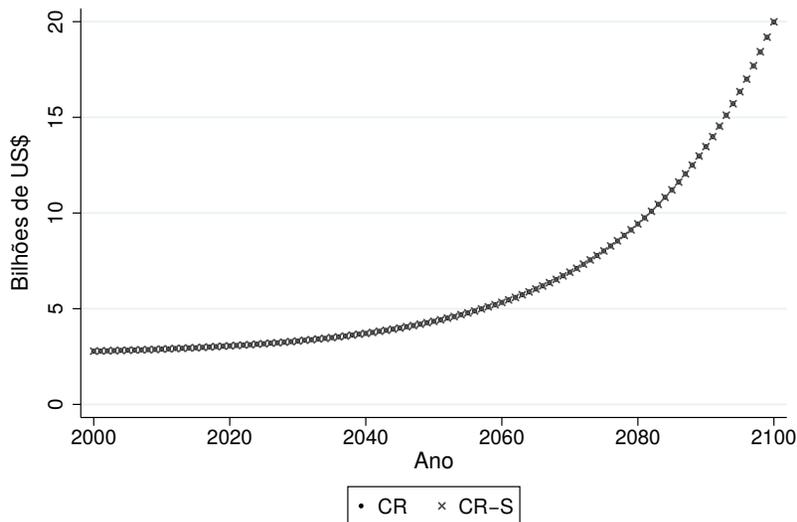
seja, melhora da produtividade, depende da defasagem tecnológica entre os parceiros comerciais de cada região. Quanto maior o diferencial de produtividade maior será o efeito potencial da externalidade. Esse ganho potencial, por conseguinte, aumenta a intensidade das trocas comerciais entre as regiões.



Fonte: Resultados da pesquisa.

**Figura 5:** Comportamento das exportações brasileiras de bens de consumo ao longo de 100 anos

As exportações de bens de capital e de bens de consumo do Brasil seriam,



Fonte: Resultados da pesquisa.

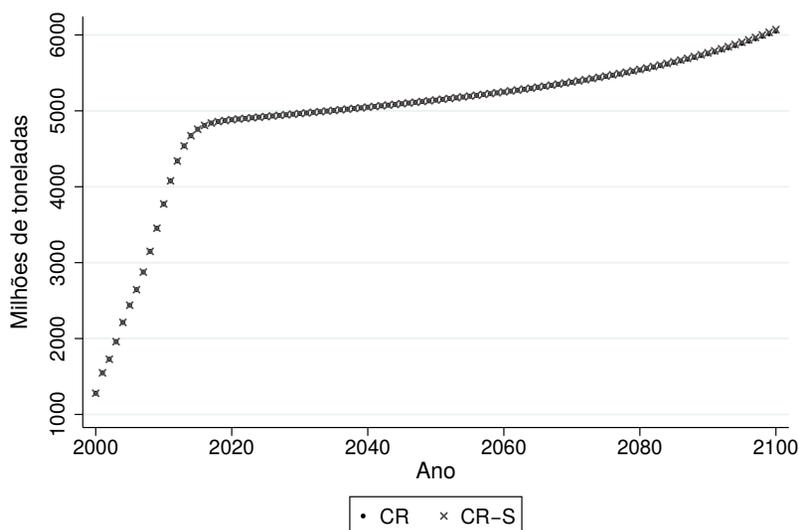
**Figura 6:** Comportamento das exportações dos países do Anexo I de bens de consumo ao longo de 100 anos

em média, 8,97% e 10,43% respectivamente maiores no cenário CR-S quando comparadas ao cenário CR (Figuras 3 e 5). Em termos absolutos, esses percentuais representariam a expansão de US\$ 176 milhões nas exportações de bens de consumo e de US\$ 268 milhões nas exportações de bens de capital brasileiras. Ao analisar somente o período de maior influência das externalidades, ou seja, as últimas cinco décadas do período analisado, haveria a expansão de 15,21% das exportações brasileiras de bens de consumo e de 13,71% das exportações de bens de capital quando comparado ao cenário CR. É importante destacar que tanto no cenário CR quanto no CR-S, a balança comercial brasileira seria deficitária, no entanto, no cenário CR-S o déficit é relativamente menor.

Esse resultado contrapõe a realidade do comércio internacional brasileiro, que apresentou superávits comerciais nos últimos anos. No entanto, é importante salientar que no presente estudo foi analisada somente a dinâmica econômica entre o Brasil e países do Anexo I, desconsiderando outros parceiros comerciais importantes, como a China e o MERCOSUL.

Também, seria evidente a expansão das exportações dos países que compõem o Anexo I observada principalmente na segunda metade do século. Em média, as exportações de bens de capital e de bens de consumo dessa região cresceriam, respectivamente, 3,77% e 6,18% ao ano. Nota-se ainda que por essa região ser a provedora de externalidades tecnológicas, as exportações de bens de capital e de bens de consumo seguem a mesma trajetória (Figuras 4 e 6), independentemente do cenário utilizado.

Diferentemente do comércio internacional e do desempenho do PIB, as emissões de  $CO_2$  das duas regiões não seriam influenciadas pelas externalidades tecnológicas, como revela a Figura 7. Aparentemente, a não influência das externalidades nas emissões de  $CO_2$  contradiz alguns estudos, como os de Fischer & Newell (2008), IEA (2008), De la Torre et al. (2009), Mills (2009),



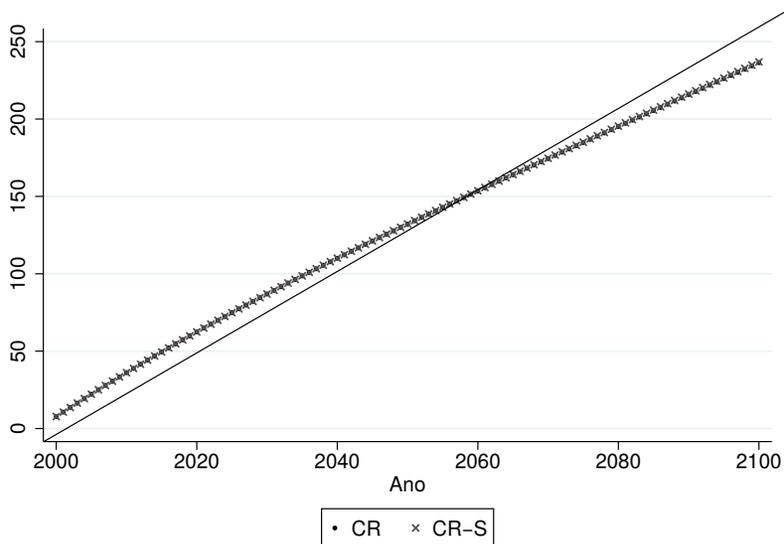
Fonte: Resultados da pesquisa.

**Figura 7:** Evolução das emissões totais de CO<sub>2</sub> nas duas regiões

que afirmam que o desenvolvimento tecnológico pode mitigar as emissões com menor custo ao crescimento econômico. Porém, é importante destacar que nos cenários CR e CR-S não há qualquer política climática que imponha restrições quanto às emissões. Assim, não há qualquer incentivo para que as regiões se esforcem para mitigar suas emissões, mesmo com a influência de externalidades tecnológicas. De fato, o nível de emissões crescerá rapidamente nas duas primeiras décadas do período estudado e com menor intensidade nos períodos posteriores. Apesar desse menor ritmo de crescimento, as emissões subiriam, em média, 3,72% ao ano durante o período analisado.

O bem-estar das regiões também é outra variável que não seria afetada pelas externalidades tecnológicas como pode ser verificado na Figura 8. Destaca-se que o valor obtido para o bem-estar a cada ano não é importante, mas sim o comportamento do mesmo ao longo do período. O bem-estar é influenciado pela população, que fornece o trabalho exogenamente, e pelo consumo de bens e serviços, ou seja, o bem-estar é influenciado pelos níveis de consumo *per capita*. Observa-se que tanto no cenário CR quanto no CR-S, o bem-estar seguiria a mesma trajetória, com uma pequena redução no ritmo de crescimento na oitava década do período analisado. Apesar da tendência de crescimento, o bem-estar tenderia a se estabilizar no longuíssimo prazo (após 100 anos).

A representatividade do Brasil frente a um bloco de países composto por 42 nações desenvolvidas poderia ser um argumento plausível da não influência das externalidades sobre o bem-estar total. Como a região Brasil é relativamente pequena em termos de produção, consumo, comércio internacional, entre outros, quando comparada à região Anexo I, os impactos das externalidades tecnológicas ao bem-estar total são praticamente imperceptíveis. Isso ocorre, uma vez que o bem-estar econômico é mensurado em termos de consumo *per capita* e as externalidades influenciam diretamente apenas a região brasileira.



Fonte: Resultados da pesquisa.

**Figura 8:** Comportamento do bem-estar total ao longo de 100 anos e linha de 45°

## 5 Considerações finais

Nos últimos anos, a literatura a respeito da inter-relação entre crescimento econômico e meio ambiente aumentou significativamente. E parte considerável dos trabalhos empíricos e teóricos a respeito desse tema, apontam o progresso tecnológico não só como o provedor do crescimento econômico, mas também como um dos instrumentos mitigadores dos impactos antrópicos sobre o meio ambiente. Esse fato motivou a presente análise que procurou estudar essa relação para Países do Anexo I do Protocolo de Quioto e Brasil.

Os resultados mostraram que quando o Brasil importa bens de capital do Anexo I, as mudanças tecnológicas incorporadas ao capital físico estrangeiro refletem nos níveis de produtividade da economia brasileira. Esse efeito é conhecido como externalidade (ou *spillover*) tecnológica e melhora o *know-how* tecnológico brasileiro. De fato, as externalidades tecnológicas incorporadas (*embodied*) aumentaram a produtividade do trabalho e a eficiência energética do Brasil, o que refletiu positivamente em seu desempenho econômico. A economia brasileira cresceu mais e também expandiu suas exportações na presença dessas externalidades.

Por outro lado, o comportamento das emissões de  $CO_2$  permaneceu o mesmo, tanto no cenário com externalidades (CR-S) quanto no sem externalidades (CR). Embora as emissões tenham tendência de crescimento, o resultado encontrado é parcialmente positivo, pois as externalidades tecnológicas permitiram maior crescimento sem incrementos das emissões de  $CO_2$ . Evidentemente, é fundamental a implantação de políticas climáticas que visem a mitigação dessas emissões, pois as externalidades tecnológicas por si só não repercutiram em menores emissões. Tais políticas induziriam o desenvolvimento de tecnologias mais limpas e os custos de mitigação podem ser minimizados pelas externalidades tecnológicas. Além disso, tecnologias mais limpas pode-

riam provocar um efeito mitigador das externalidades tecnológicas sobre as emissões.

### Referências Bibliográficas

- Badinger, H. & Breuss, F. (2008), 'Trade and productivity: an industry perspective', *Empirica* 35(2), 213–231.
- Benhabib, J. & Rustichini, A. (1991), 'Vintage capital, investment, and growth', *Journal of Economic Theory* 55(2), 323–339.
- Bernstein, J. I. & Mohnen, P. (1998), 'International r&d spillovers between us and japanese r&d intensive sectors', *Journal of International Economics* 44(2), 315–338.
- Cameron, G.; Proudman, J. & Redding, S. (2005), 'Technological convergence, r&d, trade and productivity growth', *European Economic Review* 49(3), 775–807.
- Chwif, L. & Medina, A. C. (2006), *Modelagem e Simulação de Eventos Discretos: teoria e aplicações*, primeira edn, Ed. dos Autores, São Paulo.
- Coe, D. T. & Helpman, E. (1995), 'International R&D spillovers', *European Economic Review* 39(5), 859–887.
- Coe, D. T., Helpman, E. & Hoffmaister, A. W. (1997), 'North-south R&D spillovers', *Economic Journal* 107(440), 134–149.
- Costa, A. A. B. (2002), 'Simulação de sistemas.', Departamento de Engenharia de Produção, Universidade Federal de São Carlos, São Carlos-SP.
- Costa, A. A. B. (2011), 'A relação intertemporal entre educação e consumo: os consumidores mais escolarizados são os mais pacientes?', Cedeplar-UFMG, Belo Horizonte-MG.
- CQNUMC (2013), 'Convenção-quadro das nações unidas sobre mudança do clima.', Disponível em: <[http://unfccc.int/parties\\_and\\_observers/parties/annex\\_i/items/2774.php](http://unfccc.int/parties_and_observers/parties/annex_i/items/2774.php)>. Acesso em 30 jun. 2013.
- De la Torre, A., Fajnzylber, P. & Nash, J. D. (2009), 'Low carbon, high growth: Latin american responses to climate change-an overview.', World Bank Publications.
- Eaton, J. & Kortum, S. (1996), 'Trade in ideas patenting and productivity in the oecd', *Journal of International Economics* 40(3), 251–278.
- Edenhofer, O., Bauer, N. & Kriegler, E. (2005), 'The impact of technological change on climate protection and welfare: Insights from the model MIND', *Ecological Economics* 54(2), 277–292.
- Fischer, C. & Newell, R. G. (2008), 'Environmental and technology policies for climate mitigation', *Journal of Environmental Economics and Management* 55(2), 142–162.

- Franco, C., Montresor, S. & Vittucci Marzetti, G. (2011), 'On indirect trade-related R&D spillovers: the "average propagation length" of foreign R&D', *Structural Change and Economic Dynamics* 22(3), 227–237.
- Gandolfo, G. (2012), *Economic dynamics: study edition*, fourth edn, Springer, Roma, Italy.
- IEA (2008), 'Worldwide trends in energy use and efficiency: Key insights from IEA indicator analysis.', Paris: International Energy Agency.
- Keller, W. (1998), 'Are international R&D spillovers trade-related? analyzing spillovers among randomly matched trade partners', *European Economic Review* 42(8), 1469–1481.
- Leimbach, M. & Baumstark, L. (2010), 'The impact of capital trade and technological spillovers on climate policies', *Ecological Economics* 69(12), 2341–2355.
- López-Pueyo, C., Barcenilla-Visús, S. & Sanaú, J. (2008), 'International R&D spillovers and manufacturing productivity: A panel data analysis', *Structural Change and Economic Dynamics* 19(2), 152–172.
- Madsen, J. B. (2007), 'Technology spillover through trade and TFP convergence: 135 years of evidence for the OECD countries', *Journal of International Economics* 72(2), 464–480.
- Mills, E. (2009), 'Building commissioning: A golden opportunity for reducing energy costs and greenhouse gas emissions.', Berkeley, CA: Lawrence Berkeley National Laboratory.
- Rogner, H. H. (1997), 'An assessment of world hydrocarbon resources', *Annual review of energy and the environment* 22(1), 217–262.
- Romer, D. (2006), *Advanced Macroeconomics*, second edn, McGraw-Hill, New York.
- Seck, A. (2012), 'International technology diffusion and economic growth: Explaining the spillover benefits to developing countries', *Structural Change and Economic Dynamics* 23(4), 437–451.
- SEPED (2013), 'Estimativas anuais de emissões de gases de efeito estufa no brasil.', Brasília: Secretaria de Políticas e Programas de Pesquisa e Desenvolvimento.

## Apêndice A Parâmetros e variáveis do modelo

Tabela A.1: Valores dos parâmetros e suas respectivas fontes\*

Símbolo	Parâmetro	Brasil	Anexo I	Fonte
$\sigma$	Taxa de desconto intertemporal	0,01	0,01	Edenhofer et al. (2005)
$\rho(i)$	Parâmetro de substituição no setor de bens de consumo e investimento	0,3	0,4	Leimbach & Baumstark (2010)
$\rho_f$	Parâmetro de substituição no setor de energia fóssil	0,3	0,3	Leimbach & Baumstark (2010)
$\xi_m$	Peso do fator m na função de produção agregada	K = 0,30 L = 0,66 E = 0,04	K = 0,30 L = 0,66 E = 0,04	Edenhofer et al. (2005)
$\xi_{mf}$	Peso do fator m no setor de energia fóssil	0,5	0,5	Leimbach & Baumstark (2010)
$\phi_j(i)$	Produtividade Total dos Fatores no setor j (I e C) na região i	0,330	0,395	Leimbach & Baumstark (2010)
$\Phi_f(i)$	Produtividade Total dos Fatores no setor de energia fóssil na região i	3,55	3,47	Leimbach & Baumstark (2010)
$D(i)$	Eficiência da energia primária da região i	0,5	0,5	<i>ad hoc</i>
$\zeta_m(i)$	Produtividade dos investimentos em P&D na melhora da eficiência do fator m na região i	L = 0,105 E = 0,130	L = 0,105 E = 0,130	<i>ad hoc</i>
$\alpha_m$	Parâmetro de eficiência que aumenta a importância da P&D	L = 0,05 E = 0,01	L = 0,05 E = 0,01	Edenhofer et al. (2005)
$\Psi$	Elasticidade do <i>spillover</i>	0,6	0,6	É um valor < 1 conforme Leimbach & Baumstark (2010)
$\Omega_m$	Intensidade do <i>spillover</i>	0,15	0,15	Leimbach & Baumstark (2010)
$\kappa_{max}(i, t)$	Máxima produtividade do setor de extração	3,22	3,22	Edenhofer et al. (2005)
$k(i, t)$	Coefficiente de conversão na região i no tempo t	0,5	0,5	<i>ad hoc</i>

**Tabela A.1:** Valores dos parâmetros e suas respectivas fontes\* (continuação)

Símbolo	Parâmetro	Brasil	Anexo I	Fonte
$\nu(i)$	Inverso da taxa de aprendizagem no setor de extração de recursos	1/0,11	1/0,14	Leimbach & Baumstark (2010)
$\mu$	Fator de amortecimento da aprendizagem	0,4	0,4	Edenhofer et al. (2005)
$\chi_1(i)$	Parâmetro da curva de custo marginal de extração na região i	113	113	Edenhofer et al. (2005)
$\chi_2(i)$	Parâmetro da curva de custo marginal de extração na região i	700	700	Edenhofer et al. (2005)
$\chi_3(i)$	Parâmetro da curva de custo marginal de extração na região i	3500	3500	Edenhofer et al. (2005)
$\chi_4(i)$	Parâmetro da curva de custo marginal de extração na região i	4	4	Edenhofer et al. (2005)
$l(t)$	Fator de carga dos <i>vintages</i> da produção de energia renovável	0,5	0,5	<i>ad hoc</i>
$w'$	Fator de ponderação que representa a parte ainda ativa dos <i>vintages</i> da produção de energia renovável (4 lags)	Lag 1 = 1 Lag 2 = 0,85 Lag 3 = 0,7 Lag 4 = 0,5	Lag 1 = 1 Lag 2 = 0,85 Lag 3 = 0,7 Lag 4 = 0,5	Edenhofer et al. (2005)
$f_C(i)$	Custo mínimo do investimento	500	500	Edenhofer et al. (2005)
$\gamma(i)$	Taxa de aprendizagem	0,11	0,14	Leimbach & Baumstark (2010)

Fonte: Elaboração própria a partir de dados contidos nos trabalhos de Leimbach & Baumstark (2010) e Edenhofer et al. (2005).

\* Observação: em alguns parâmetros do Anexo I foi considerada a média entre Estados Unidos e Europa, e para o Brasil, a média entre China e Resto do Mundo, para alguns casos, conforme a base de dados de Leimbach e Baumstark (2010).



## SUPPLY BEHAVIOR OF HYDROUS ETHANOL IN BRAZIL

CINTHIA CABRAL DA COSTA \*  
HELOISA LEE BURNQUIST †  
CONSTANZA VALDES ‡  
MAURÍCIO JORGE PINTO DE SOUZA §

### Resumo

Este estudo construiu um modelo econômico para a oferta de etanol hidratado e de cana-de-açúcar no Brasil. Um modelo econométrico de dados em painel foi usado para estimar os modelos econômicos, utilizando as informações dos principais estados produtores, no período 2000/01—2011/12. Os resultados indicaram a elasticidade-preço da oferta de etanol hidratado de 0,75 e que o preço do etanol anidro teve uma influência relevante sobre o preço do etanol hidratado no período. Para a oferta de cana-de-açúcar, a área plantada e o número de usinas recém instaladas foram importantes para explicar a área plantada corrente.

**Palavras-chave:** etanol hidratado; combustível; cana-de-açúcar; oferta; Brasil.

### Abstract

This study built an economic model for hydrous ethanol and sugarcane supply. A panel data econometric model was used to estimate the economic models, using data from the main producer states in Brazil and for the period 2000/01—2012/13. The results indicated that the supply price elasticity for hydrous ethanol was 0.75 and that anhydrous ethanol price had a relevant influence on hydrous ethanol price through this period. For the sugarcane supply, the planted area and the number of newly installed plants were important determinants of the current planted area.

**Keywords:** hydrous ethanol; fuel; sugarcane; supply; Brazil.

**JEL classification:** C23; Q12; Q41.

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea137739>

---

\* Pesquisadora da Embrapa. Email: [cinthia.cabral.da.costa@gmail.com](mailto:cinthia.cabral.da.costa@gmail.com)

† Professora Associada da Esalq/USP. Email: [hlburnqu@usp.br](mailto:hlburnqu@usp.br)

‡ Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (ERS). Email: [cvaldes@ers.usda.gov](mailto:cvaldes@ers.usda.gov)

§ *In memoriam*

## 1 Introduction

In view of continuously rising petroleum costs and the historical dependence on fossil fuel resources, considerable efforts are being spent to identifying substitute energy resources. The use of gasohol (mixture of ethanol and gasoline) as an alternative motor fuel has been increasing steadily around the world. In Brazil, domestic production and use of fuel ethanol is expected to reduce the dependence on foreign oil, avoiding negative effects of trade deficits, while stimulating jobs in rural areas, reducing air pollution and global climate change due to carbon dioxide emissions. Ethanol, unlike gasoline, is an oxygenated fuel that contains 35% oxygen, which reduces particulate and  $NO_x$  emissions from combustion. Most importantly, when burned, ethanol derived from fermentation produces no net increase in carbon dioxide, the main greenhouse gas, in the atmosphere Lang et al. (2001). Ethanol is currently the most widely used liquid biofuel. Most fuel ethanol is produced from sugar cane or sugar beet.

While ethanol represents an important renewable liquid fuel for motor vehicles Lewis (1996), Brazil is a country with a highly developed system of production, distribution and consumption of this biofuel. Since the introduction of the ProAlcohol in 1975, in response to the first oil crisis, the Brazilian government has provided incentives to build ethanol distilleries along with the development of the infrastructure for ethanol distribution. Two types of ethanol fuel are obtained from sugarcane biomass, namely hydrous and anhydrous ethanol. The latter is added to gasoline A in a proportion established by federal Brazilian law, which can vary from 18 to 25 percent to produce gasoline C (or gasohol). Hydrous ethanol can be used as a substitute for gasoline C in vehicles moved exclusively by ethanol — introduced in the 1970s with the ProAlcohol program — and, more recently, mixed in different proportion in cars with flex-fuel engines.

In the past 30 years, Brazil became not only a leader in renewable energy but also a virtually energy independent country. The introduction of flex-fuel engines in 2003 was an innovation of outstanding importance that stimulated the demand for hydrous ethanol in the country. In response, the supply of ethanol was expanded from the relatively low level of 5 billion liters in 2000 to 18 billion liters in 2008.

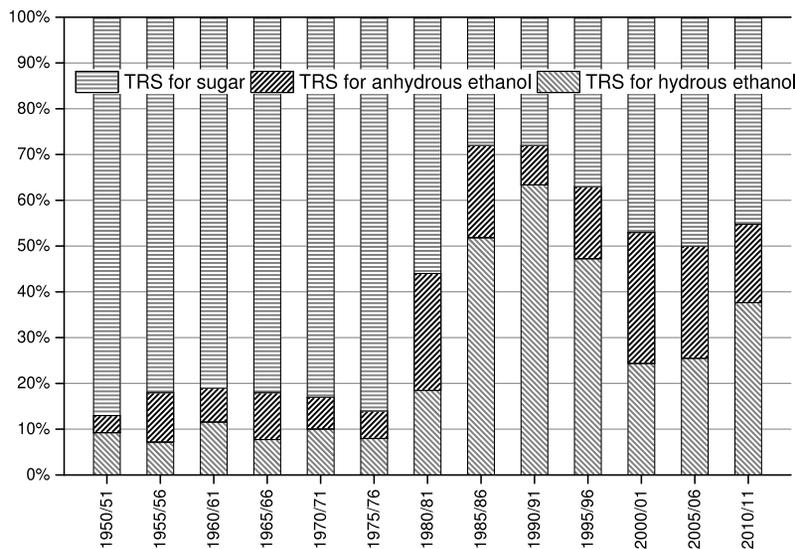
The objective of this study is to identify the related supply price elasticities in the Brazilian sugarcane market, given the impact of hydrous ethanol supply expansion after the introduction of the flex-fuel vehicles in Brazil. These elasticities are important to understand the main determinants in this market affecting hydrous ethanol production, as well as their impact upon sugarcane production. In addition, these results can be important to form expectations and provide information for policymaking. The price elasticity of supply is essential to identify market responses and policy directions.

In part 2 we describe the background of the ethanol production in Brazil and make a review of the other studies that focus on the supply of the sugarcane industry. Part 3 describes the main forces that could affect hydrous ethanol production and in 4 we explain the methods and data used in this study, in order to improve on the results described in section 2. Part 5 describes and analyzes the results and finally, conclusions are drawn in part 6.

## 2 Background

### 2.1 Ethanol production

Sugar, anhydrous and hydrous ethanol are produced in Brazil through sugarcane processing - so that an increase in the production of one of these co-products implies a decrease in the proportion of the others in the total potential production. This trade-off can be represented by using the percentage of total recoverable sugar (TRS) from the sugarcane needed to obtain each of these products. As shown in Figure 1, the sum of TRS used to produce both anhydrous and hydrous ethanol production amounted to less than 20 percent of TRS until the end of the decade of the 1970s. In the first years of the 1980s, however, ethanol production showed a rapid expansion, taking its participation in TRS up to almost 50 percent. With the implementation of the ProAlcohol Program, ethanol production expanded. By 1986, however, the participation of sugar production in the TRS had been reduced to less than 30 percent. When the first ethanol supply crises developed at the end of the 1980s, the Brazilian sugarcane sector was expanding its sugar production again. Ethanol's importance as transformed sugar started to be restored only in the mid 2000s, when the flex-fuel car fleet expanded and consumers were again stimulated to consume fuel ethanol, which presented became relatively cheaper than gasoline. At the 2010/11 harvest, 38 percent of the cane was allocated to hydrous ethanol production; 17 percent to anhydrous and the 45 percent was left for sugar production (Figure 1).

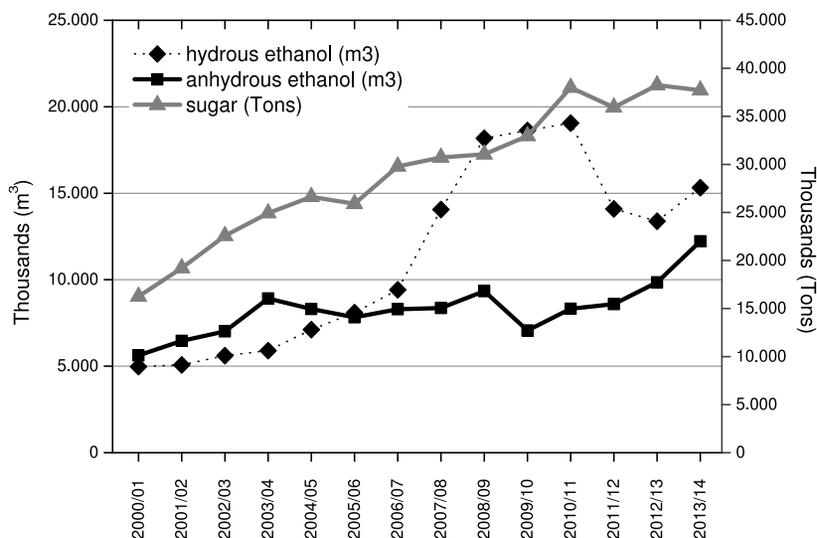


Note: TRS is total recoverable sugar.  
Sources: BRAZIL (2009) and UNICA (2014b)

**Figure 1:** Sugarcane used for sugar, anhydrous ethanol and hydrous ethanol (E100) in Brazil. Period: from 1950s to 2010s

Figure 2 illustrates the impressive growth of hydrous ethanol production (with an annual growth rate of 10 percent), at the expense of anhydrous ethanol which suffered a drop of 4 percent in the same period. Sugar production

was also boosted, showing an annual growth rate of 7 percent in the last decade.



**Figura 2:** Brazilian production of sugarcane, sugar, anhydrous and hydrous ethanol in the decade of the 2000s

## 2.2 Empirical evidence on the sugarcane industry supply

Selected articles have been written about the price elasticity of supply for sugarcane in Brazil, focusing on different time periods are listed in Table 1. Barros (2010) estimated two price elasticities for Brazil, considering different time periods, such as before the introduction of the flex-fuel vehicle (1998-2004) and after its adoption by consumers (2005-2009). The purpose of the study was to verify if the new technology affected the sugarcane supply in Brazil. The results indicated that after the introduction of the flex-fuel cars, sugarcane supply became more sensitive to changes in prices in São Paulo (0.93 percent against 0.48 percent before introduction of the flex-fuel vehicle). For the period 1976-2006, Satolo & Bacchi (2009) obtained an estimated price elasticity of sugarcane supply of 0.25, which is more inelastic than that found by Barros (2010). However, Barros (2010) did not consider prices in real terms. Santos (2001) found relatively low price elasticity for the sugarcane supply in the northeastern region of Brazil, indicating that for a 1 percent increase in sugarcane price, the supply rose 0.06 percent.

In Brazil, sugarcane is used to produce sugar and ethanol. Thus, sugarcane industry also includes sugar and, studies that analyze the behavior of sugar supply is also described in this section. Table 2 list studies about that. A possible explanation for this greater emphasis on sugar than hydrous ethanol in Brazil is that the market for this commodity is well established, while the ethanol market is still subject to greater variability in its basic parameters. In addition, since Brazil is the main sugar exporter in the global market, it is an important reference for policymakers. Barros (1975) was one of the first

**Tabela 1:** Supply price elasticities for sugarcane in Brazil for different periods

Source	Price elasticity	Period analyzed	Region analyzed
Barros (2010)	0.29	1998-2004	São Paulo
	0.69	2005-2009	
Satolo & Bacchi (2009)	0.25	1976-2006	Brazil
Santos (2001)	0.06	1980-1995	Brazilian Northwest

a

studies that obtained estimates of sugar price elasticity for the Brazil. This study found that sugar supply is less responsive to price change in the short run (with an elasticity of 0.25) than in the long run (price elasticity of supply of 3.94), which might be explained by the period of this analysis (1947-1973). Comparing these results with those obtained by Arend (2001), who considered a more recent period (1969-1998), it can be observed that the sugar supply price elasticity was relatively higher in the short run (0.332) and lower for the long-run 0.979 than the values identified by Barros (1975). However, Arend (2001) did not consider ethanol prices in his model. Caruso (2002) estimated the sugar supply for São Paulo State during the period from January, 1994 to October, 2000, using hydrous ethanol price as an explanatory variable. The sugar supply elasticity identified by this author for own prices was a 1.89 percent, while the value of the sugar supply response to a change in ethanol price was negative, as expected, due to the substitutability between sugar and ethanol. Shikida et al. (2007) analyzed data from Parana, another important sugarcane producing state in Brazil for the period between 1980-2004 and found that sugar supply increased by 1.239 percent in response to a rise of 1 percent in sugar prices. In addition, they found that the sugar supply also increased by 1.976 percent when the ethanol price fell by 1 percent.

**Tabela 2:** Estimated price elasticities of supply for sugar in Brazil

Source	Price elasticity	Period analyzed	Region analyzed
Barros (1975)	0.25 (short run)	1947-1973	Brazil
	3.94 (long run)		
Arend (2001)	0.332 (short run)	1969-1998	Brazil
	0.979 (long run)		
Caruso (2002)	1.89	Jan.1994-Out.2000	São Paulo State
Shikida et al. (2007)	1239	1980-2004	Parana State
Bertiotti et al. (2009)	1106	1990-2006	Brazil

Bertiotti et al. (2009) analyzed the sugar supply through the period 1990-2006, including ethanol production and ethanol vehicles fleet as explanatory variables in the sugar supply model. However, these authors concluded that ethanol production and ethanol vehicles fleet were variables that did not show statistically significant effects. Actually, these variables seemed to distort the results of the sugar supply model. The variables used to explain sugar supply and their respective elasticities values were: sugarcane supply (0.79), sugar price in the domestic market (1.106) and international sugar price (-1.091).

Unlike sugar, the production of hydrous and anhydrous ethanol seems just sufficient to supply the domestic demand, so that only a small volume of the anhydrous ethanol produced has been exported in recent years. This might

explain why there are fewer studies that analyze their supply elasticities, described in Table 3. Marjotta-Maistro & Barros (2003) estimated the price elasticity of supply for anhydrous ethanol in Brazil, arriving at a value of 0.084. The period used for the analysis was January 1995 to December 2000. The authors defend that the price inelasticity could be explained by the fact that producers did not follow market changes to determine their supply, since the Brazilian government had, for a long time, assured them that all ethanol produced would be purchased at a predetermined price.

Analyzing specifically hydrous ethanol supply, in Parana State, Shikida et al. (2007) found that, although the signs for price elasticities were as expected, these were non-significant. The authors blamed this result on instabilities that affected the ethanol market after the 1980s. Oliveira et al. (2008) analyzed the Brazilian ethanol supply for a more recent period (1995-2006) and found significant price elasticity, but at a low value (0.207), which represents an inelastic supply. In their model, those authors used ethanol price alone as an explanatory variable, plus a dummy variable for a period 2002-2006, due to an increase in oil prices in the international market.

**Table 3:** Supply price elasticities for ethanol in Brazil and U.S. for different periods

Source	Price elasticity	Period analyzed	Region analyzed
Marjotta-Maistro & Barros (2003)	0.084 (anhydrous)	1995-2000	Brazil
Shikida et al. (2007)	Not significant	1980-2004	Parana State
Oliveira et al. (2008)	0.207	1995-2006	Brazil
Rask (1998)	0.75	1984-1993	U.S.
Luchansky & Monks (2009)	0.2	1997-2006	U.S.

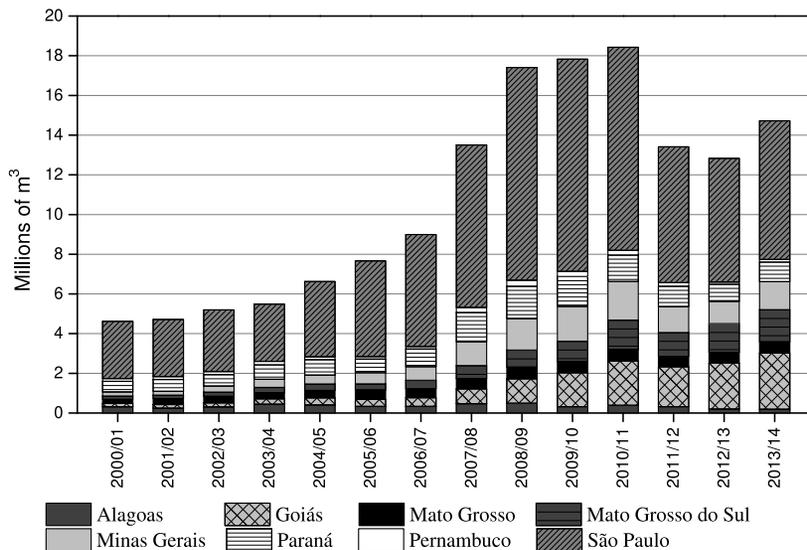
Supply price elasticities were estimated for the US ethanol market by Rask (1998) and Luchansky & Monks (2009). Rask analyzed the period from 1984 to 1993 and found a value of 0.75 for supply price elasticity. Luchansky & Monks (2009) analyzed a more recent period (1997-2006) and found a supply price elasticity of 0.2. These authors considered corn oil price as an explanatory variable in the supply model and found a significant, positive and inelastic elasticity. In this case, price elasticity for corn oil in the ethanol supply was positive because it is a co-product of corn ethanol in the U.S. In Brazil, however, sugar and anhydrous ethanol compete for sugarcane and we expect negative values for their price elasticities in the hydrous ethanol supply model.

The next section describes some specificities of the hydrous ethanol and sugarcane supply in the period analyzed and relations between the prices of the sugarcane industry products. These results were used in the supply economic model, presenting better adjustment and results than those described before.

### 3 Supply of sugarcane and hydrous ethanol in Brazil

The production of sugarcane and hydrous ethanol has been limited to specific regions of the country. Figures 3 and 4 show how hydrous ethanol and sugarcane production evolved, respectively, developed in the main producer states

through the last decade. The production of the eight states included in these figures represented more than 90 percent of the Brazilian production from all 27 states in the whole period analyzed. It can be observed that the behavior of hydrous ethanol supply has been different by each of the Brazilian states represented in Figure 3.



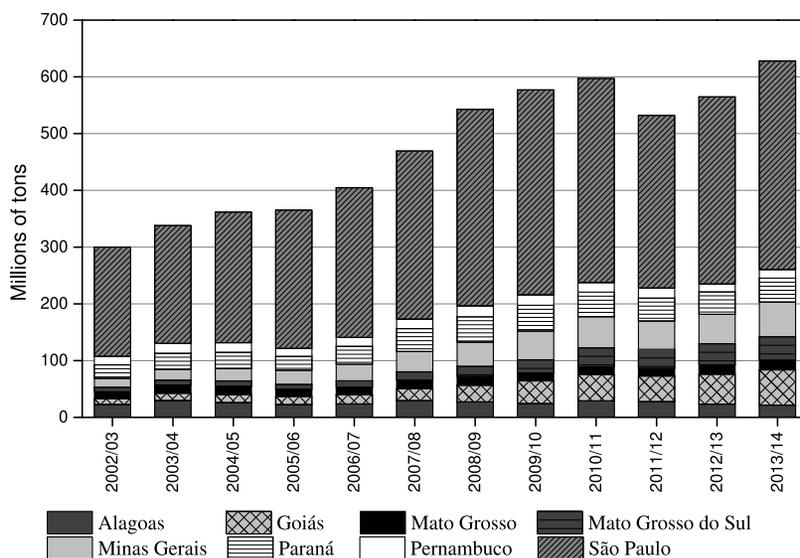
Source: UNICA (2014b)

**Figure 3:** Profile of hydrous ethanol production in the main Brazilian States from 2000

Considering the last harvest analyzed (2011/12), there are some interesting variations among the states: on the one hand, Goiás supplied only 8 percent of the sugarcane produced in Brazil (third largest share), but 14 percent of hydrous ethanol (second largest share); on the other hand, São Paulo supplied a higher percentage of sugarcane (54 percent) than of hydrous ethanol (49 percent) in Brazil. Thus, the spatial distribution of production seems to be an important variable to be taken into account in this analysis.

São Paulo state was responsible for 60 percent of the Brazilian production of sugarcane and hydrous ethanol during the whole period chosen for the analysis. Table 4 shows that the production growth rate differed between the states: while in Goiás the annual growth rate for hydrous ethanol was 25 percent, in the northeastern states, Alagoas and Pernambuco, it was zero and two percent, respectively.

Figures 3 and 4 show others two specificities: (i) stabilization in hydrous ethanol and sugarcane production from 2009 and (ii) the fall in production of hydrous ethanol and sugarcane in 2011/12. The understanding of these events is important for building good models that capture the producers' response to price changes in this market. First, the economic difficulties generated by the international crisis of 2008 led to lower investments and a slow-down in the installation of new plants in Brazil, especially in the Centre-South states, which are the main generators of the increase in production FNP (2011). While in the 2008/09 there were 30 new plants, at the 2011/12 harvest year



Source: UNICA (2014b)

**Figura 4:** Profile of sugarcane production in the main Brazilian States from 2000

**Tabela 4:** Annual growth rate between 2000/01 and 2013/14 and share of Brazilian production in 2013/14 for hydrous ethanol and sugarcane, in the main Brazilian States

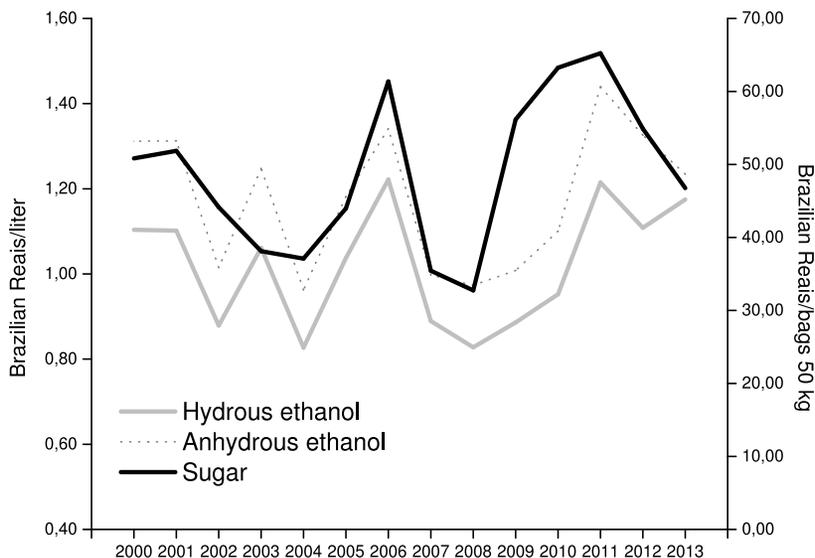
	Growth rate per year		Share of Brazilian production in 2013/14	
	Hydrous ethanol	Sugarcane	Hydrous ethanol	Sugarcane
Alagoas	-4%	-1%	1%	3%
Goiás	24%	18%	18%	9%
Mato Grosso	9%	5%	4%	3%
Mato Grosso do Sul	19%	15%	11%	6%
Minas Gerais	16%	14%	9%	9%
Paraná	5%	6%	7%	6%
Pernambuco	-1%	0%	1%	2%
São Paulo	7%	7%	46%	56%

Source: UNICA (2014b). Elaborated by authors.

only 5 new plants started to produce. Besides the 2008 financial crisis, profits made by mills were also lower, slowing investments and production expansion, since the profitability for hydrous ethanol was negative after 2008 FNP (2011).

Unica, cited by FNP (2011) indicated that after this period, foreign investments were directed to acquisition of companies facing difficulties instead of the constructing new mills (or starting greenfields). The mills were unable to cover the costs of essential procedures and the rate of renewal of the sugarcane fields was reduced. This, together with climate problems over sugarcane harvests, resulted in sharp losses in agricultural productivity and explained the lower production.

As mentioned before, another factor that interferes with the hydrous ethanol supply is the price of products that compete with it: anhydrous ethanol and sugar. Robust statistics prices of these products are available only for three states in Brazil: São Paulo; Alagoas and Pernambuco. These prices present a very similar behavior among the states for each product. As São Paulo is the main sugarcane products producer, the prices in this State are plotted in Figure 5 for the period analyzed.



Source: USP (2014)

**Figura 5:** Variation in sugarcane products prices: sugar, hydrous and anhydrous ethanol in São Paulo State. Period: 2000-2013

Figure 5 shows that hydrous and anhydrous ethanol prices trends are very similar, while the sugar prices varies differently, such that price correlation between hydrous ethanol and sugar was 63 percent and between hydrous and anhydrous ethanol was 98 percent. The positive and high correlations between these prices mean that one price influences another.

Therefore, the relative independence of the sugar price can be due to plants producing only sugar. This independence between sugar and ethanol price possibly explains the models for the studies described in part 2. Caruso (2002), for instance, concludes that the ethanol price had no influence on su-

gar supply. However, there is some evidence that the reverse causality might be a plausible assumption. In the anhydrous ethanol supply model estimated by Marjotta-Maistro & Barros (2003), sugar prices explained the anhydrous supply.

The price transmission between sugar and anhydrous ethanol prices, was studied by Alves (2002) for the period of May 1998 to June 2002. This author concluded that these relations were not as strong as expected. Venâncio et al. (2011) analyzed the effects of interdependence between the sectors of sugar and ethanol in the price and supply of the sugarcane sector, from 1979 to 2007. They found that the variation in the ethanol price has more influence on the sugar price than the reverse. As a limitation of that study, the data used correspond largely to the period of regulation in this sector. However, no studies can be found estimating price transmission between anhydrous and hydrous ethanol.

These studies also illustrated that an evaluation of estimates considering the changes in hydrous ethanol market in Brazil after the introduction of the flex-fuel vehicle, as those obtained in this study, can be important and useful for policymaking.

#### 4 Methods and data

This section describes the economic models for hydrous ethanol and sugarcane supplies, the econometric approach for estimates and the data used. In order to obtain good estimates for the model explaining hydrous ethanol and sugarcane producer behavior in the last decade, the data was separated by the main producer states in Brazil. As explained in section 3, the states had different performance profiles. Consequently, a panel data was applied to obtain these estimates.

As described by Barros et al. (2002), the theoretical economic model for the supply of agricultural products can be represented by equation (1):

$$S = f(Pd, w) \quad (1)$$

This equation indicates that the quantity supplied of a product depends on its price ( $Pd$ ) and on some other variable that could shift the product supply represented by  $w$ . For the hydrous ethanol supply ( $Sh$ ), the supply shifters are the prices of products that compete with the hydrous ethanol in the use of sugarcane, such as anhydrous ethanol and sugar.

For the model representing the supply of sugarcane ( $Ssc$ ), the main supply shifters in the period analyzed were the numbers of the new cane-processing plants, since these increased the demand for sugarcane and the sugarcane area harvested in the previous year, since the sugarcane is a semi perennial crop. Therefore, the supply model for hydrous ethanol and sugarcane was expressed by equations (2) and (3):

$$Sh_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Ph_{i,t} + \alpha_2 Pa_{i,t} + \alpha_3 Ps_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (2)$$

$$Ssc_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Ssc_{i,t-1} + \gamma_2 Psc_{i,t-1} + \gamma_3 Mills_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

where  $Ph$  is the hydrous ethanol price;  $Pa$  is the anhydrous ethanol price;  $Ps$  is the sugar price paid for the foreign market<sup>1</sup>;  $Psc$  is the TRS (Total Recoverable Sugar) price, which is a technical combination of the sugar, hydrous and anhydrous ethanol prices;  $Mills$  is the number of the new cane-processing plants and;  $\epsilon$  and  $\mu$  are the error terms for these models.

In addition, as indicated in Figures 3 and 4, the supply of hydrous ethanol and sugarcane, respectively, present a huge increase after the 2008-09 period.

The subscript  $i$  in equations (2) and (3) indicates the data from each of the main producer states and;  $t$  symbolizes the series of times used to estimate this model, which comprehends the harvests years between 2000/01-2012/13. The states analyzed were: São Paulo (SP), Minas Gerais (MG), Paraná (PR), Goiás (GO), Mato Grosso (MT), Mato Grosso do Sul (MS), Alagoas (AL) and Pernambuco (PE). However, in equation (3), the Northeastern states of Alagoas and Pernambuco, were not included, given that there is no area for sugarcane expansion in these states.

Price data received by producers for the hydrous ethanol ( $Ph$ ), anhydrous ethanol ( $Pa$ ) and sugar ( $Ps$ ) were obtained from USP (2014). As the producer prices for these products were only provided for São Paulo, Alagoas and Pernambuco, the reference considered for the other states was the São Paulo producer price, given its relevance for price formation in Brazil. The data used for the sugarcane area ( $Ssc$ ) were provided by IBGE (2014). The price for the sugarcane producer that was considered the ATR price ( $Psc$ ) was obtained from CONSECANA (2014) and the same price was used for all eight states analyzed in each year. The variable  $Mills$  was provided by UNICA (2014a). The lagged endogenous variable was included in the model to represent the sugarcane harvested in the same area among the period of the analysis. The lagged ATR price was used, given the assumption that the producer takes at least one year to decide whether to increase or decrease the planted area. Finally, the number of the new mills installed in each state analyzed was considered to represent the additional area needed to sustain an economic production.

All prices were deflated by the General Price Index (GPI) estimate for Brazil FGV (2014).

The coefficients  $\alpha_1$  and  $\gamma_2$ , described respectively in equations (2) and (3), are expected to be positive, such that an increase in their price will lead to an expansion in production. Coefficients  $\alpha_2$  and  $\alpha_3$  are expected to be negative, considering that an increase in sugar or anhydrous ethanol price should reduce the hydrous ethanol production. To coefficients  $\gamma_1$  and  $\gamma_3$  are expected to be positive, considering that the previously area planted and new mills should contribute positively to the total area planted with sugarcane.

#### 4.1 Econometric models

According to Hsiao (1986), a model based on panel data provides several advantages over cross-sectional and time-series models. This is particularly so when there is heterogeneity among the units covered in the study, such as the States in the present study, since these can be controlled in this modeling procedure.

It is believed that there is several characteristics of the States that affect the variable being explained - the production of hydrous ethanol - which can-

<sup>1</sup>Once about 70% of the sugar produced in Brazil is exported (Unica, 2014a), we considered the sugar price paid for the foreign market as a more relevant sugar price.

not be observed and thereby included in the model as explanatory variables. The capacity of the rural worker to produce cane instead of cattle can be an example, as well as the interaction between soil, climatic conditions, and the influence of culture and history of the State upon its agricultural activities. Although these are not trivial to measure, the omission of these variables in the model can lead to biased results. The panel-data model is indicated for this type of estimation, since the model takes account of the differences between individual units (such as the States, in this case). Hsiao (1986) also highlighted a further advantage of panel data, viz the greater number of observations that can be used within the panel model procedure, such that number of degrees of freedom is increased and collinearity between the explanatory variables is reduced. It is well known that in the presence of collinearity, it is hard to determine the extent to which an individual regressor affects the endogenous variable. By solving this problem, the quality of the estimated parameters can be improved.

Panel data estimation relies on the hypothesis that in the estimation procedure, the heterogeneity of each cross-sectional unit is taken into account. The one-way random effect (RE) and fixed effects (FE) models are the most frequently used on panel data.

The fixed effects model is set to control for the omitted variables that vary between the units (States in this study) but are constant through time. Thus, it is assumed that the intercept varies from one individual to another, but is constant for each one. The parameters of the explanatory variables are constant for all individuals and all time periods Griffiths et al. (1993). Since these response parameters do not vary between individuals nor through time, all the behavioral differences between individuals will be captured by the constant term. Therefore, the estimated constant term in the fixed effects model can be interpreted as the effect of the variables that are omitted in the model. Another important assumption of the fixed effects model is that the fixed coefficient is a constant and unknown parameter that captures the differences between individuals of the sample.

A basic characteristic of these models is that they rely on the hypothesis that differences between cross-sectional units can be captured by means of an intercept term, specific for each unit. The random effect models make the same assumption as the FE model regarding the fixed effect. This means that the intercept varies between individuals but not through time, while the explanatory variable coefficient is constant for all individuals and all periods of time. The difference between the models is how the intercept is interpreted. In the fixed effects model, the intercept is considered as a constant (fixed value), correlated with the explanatory variables in any period of time, while in the variable effects model the intercept is recognized as a random variable. This means that the random effects model considers that the set of individuals for which there is information are a random sample from a larger number of individuals. The fixed effects model is appropriate when the observations are available for the whole population.

There are tests, such as that introduced by Hausman, to identify whether the model should be estimated as a fixed or variable effects model, when the construction of the model is unclear regarding this question. In this analysis, the FE model can be considered more appropriate, since there is no reason to believe that constant characteristics of the States are randomly related to fuel prices in any period of time.

More recently developments model for panel data is related to the introduction of lagged-response or dynamic models. These are used when it is important to include lagged variables in the model, as seen for sugarcane supply model in equation (3). The conventional lagged-response model is described by Rabe-Hesketh & Skrondal (2008) as the autoregressive lag-1 (AR(1)) model, where the dependent variable ( $Y_{i,t}$ ) is regressed on the previous response ( $Y_{i,t-1}$ ).

When lagged variables are included in the model, estimation by OLS, FE and RE are biased. In order to solve this problem, Anderson & Hsiao (1981) suggested first differencing of variables. Although this method leads to consistency, it is not necessarily efficient, since it does not use all available moment conditions; and does not take into account the differenced structure on the residual disturbances. Rabe-Hesketh & Skrondal (2008) suggest the use of additional lags can be used as instrumental variables in the Anderson & Hsiao (1981) approach to increase efficiency. Arellano & Bond (1991) proposed a more efficient estimation procedure, as an extension of instrumental-variables estimation called generalized method of moments (GMM) for this purpose, and which was used in this study to estimate equation (3).

The next section describes and discusses the results obtained with the models presented in equations (2) and (3) and estimation methods explained above.

## 5 Results and Discussion

The price elasticity of production of hydrous ethanol fuel to its own price and to that of the major substitutes - anhydrous ethanol and sugar - were estimated from a panel function with the expected effects of the variables based on economic theory, as described in equations (2). However, a dummy variable should be included in that model since the behavior of the hydrous ethanol supply presented a huge change after 2009, as can be seen in Figure 3. The results of the estimations of supply equation are presented in the third column of the Table 5.

**Tabela 5:** Hydrous ethanol supply function estimate for Brazil, 2000-2013

	Coefficient estimated	Elasticity	
		With anhydrous price	Without anhydrous price
Fixed Coefficient	$\alpha_0$	7.29*	7.52*
Hydrous ethanol price	$\alpha_1$	1.35 <sup>ns</sup>	0.75**
Anhydrous ethanol price	$\alpha_2$	-2.06*	—
Sugar price	$\alpha_3$	-0.19 <sup>ns</sup>	-0.48*
Dummy variable	-	0.919*	0.66*

\* Denotes statistical significance at 1% level.

\*\* Denotes statistical significance at 5% level.

The Hausman test indicated that the fixed effects model was appropriate to control for the heterogeneity in hydrous ethanol supply of the states. All the parameters described in Table 5 presented the expected signs and the F

test, applied to the fixed effects model indicated that the model could be considered adequate to control for the non-observed characteristics of the units or country regions.

The results for the estimation of the hydrous ethanol supply the third column of Table 5 indicated that both the direct price elasticity of supply (1.35), and the cross price elasticity of supply with respect to anhydrous ethanol (-2.06), were relatively more elastic than those identified in previous studies (Marjotta-Maistro & Barros (2003); Shikida et al. (2007); Oliveira et al. (2008); Rask (1998); Luchansky & Monks (2009)). These results were expected, in view of the expansion of the flex-fuel car fleet in recent years, such that consumers can choose between fuels considering their relative price.

Nevertheless, two elasticities described in the third column of the Table 5 presented a low statistical significance. These were the own price elasticity, which was significant only at 23% level, and the cross price elasticity for sugar, that was significant at a 38% level. A possible explanation for the non-significance of the sugar price variable is that all mills producing hydrous ethanol could also produce anhydrous ethanol, while only 10% of these mills could also produce sugar Farina et al. (2010). Therefore, a small competition between hydrous ethanol and sugar was expected. About the low significance of the own price elasticity, we believe that this occurs due to the higher correlation between hydrous and anhydrous ethanol prices. In the fourth column of the Table 5, the coefficient estimate using an economic model without the anhydrous price is presented. In this model, the own price elasticity was significant and the confidence interval for the coefficient estimated (0.75) was between 0.01 and 1.49. This means that the previous elasticity estimated (1.34) could be correct. The major difference is related to the cross price elasticity for sugar price, which was also significant and higher (-0.48). This suggests that, while the anhydrous price is more important than sugar price in the hydrous supply, it could also have some influence.

For the supply of hydrous ethanol, however, the sugarcane supply is also required, since this agricultural product is the main input for the ethanol production. Therefore, the estimated coefficients for economic model described for sugarcane supply in equation (3) are shown in Table 6. We found that, the elasticity that represents the response of sugarcane area to producers prices — lagged by one period - was significant and inelastic (0.06). This result was similar to what has been observed in others studies, such as Satolo & Bacchi (2009) and Santos (2001).

**Tabela 6:** Sugarcane supply estimate for Brazil, 2000-2013

	Elasticity	
Sugarcane area (t-1)	$\gamma_1$	0.929*
Sugarcane price (t-1)	$\gamma_2$	0.063**
Number of new plants	$\gamma_3$	0.0079*

\* Denotes statistical significance at 1% level.

\*\* Denotes statistical significance at 5% level.

Differently from other sugarcane supply estimations, this study took panel data for the main sugarcane producing states (MG, SP, PR, MT, MS and

GO) and included all the decade of the 2000s. Besides, the model considered the previously produced area and the number of new mills installed in those states.

These estimations are important because they provide information about what could happen in the sugarcane industry when there are exogenous changes. They also help the comprehension of the supply response to changes that are relevant information for policymakers.

The results of the estimates suggest, for instance, that an increase by 10 percent on the hydrous ethanol producer price would raise the hydrous ethanol supply in 13 percent. Indirectly, this would increase the sugarcane producer's price by 2 percent, taking into account the sugarcane price parametric formula<sup>2</sup> CONSECANA (2014). Consequently, the area planted with sugarcane in the following year would growth 0.126 percent<sup>3</sup>. This effect takes the relationship between the prices of the other two sugarcane products - sugar and anhydrous ethanol - as given and constant. Therefore, these estimated elasticities are important to support forecasts about the Brazilian ethanol market. Considering that in 2010 and 2011 the U.S. and Brazil were responsible for 76 and 74 percent of the all ethanol produced in world LMC (2011), such previsions are important to understand the world market in ethanol, which is an outstandingly important new energy source.

## 6 Conclusions

This study shows that the introduction of flex fuel cars, as a major technological breakthrough in the Brazilian market, resulted in substantial changes in the fuel market, increasing the supply response of hydrous ethanol to price changes. This is relevant, since it complements the evaluation of the effects of relative price changes considering the demand for fuel, focused by several studies for the period before and after the expansion of the participation of flex fuel cars in the Brazilian fleet.

The results suggest that the introduction of the new technology promoted an important market advance towards greater efficiency, as the competition through prices would lower prices to consumers, at a given demand level, up to a point where these still sustain economic feasibility of production. The price elasticity has increased when all the years of the decade of the 2000s are included in the estimation - compared to previous studies, which did not consider for more recent period. In addition, as the effects of difference in state characteristics are considered, this seems to contribute to a better model.

The results also confirm that in Brazil, the production of cane is less responsive to prices than one of its products - the hydrous ethanol used as a biofuel in flex-fuel cars. This was expected since the cane, as an agricultural product with a relatively long cycle requires a longer period to implement changes in the volume produced. This is relevant, considering that the introduction of policies to stimulate the expansion of cane, as a raw material

---

<sup>2</sup>The sugarcane price considers the concentration of sugar in the sugarcane in each year and the weighted price of the following products: white sugar in domestic market (16%); white sugar for export (10%); VHP sugar for export (25%); anhydrous ethanol for fuel (19%); hydrous ethanol for fuel (20%); industrial anhydrous ethanol (0%); industrial hydrous ethanol (2%); anhydrous ethanol for export (2%) and; hydrous ethanol for export (4%).

<sup>3</sup>This number is the result from multiplying the increase in sugarcane price (2%) by the price elasticity (0.063).

for ethanol production, would require a different timing compared to investments in expansion of the industrial processing. In addition, for planning investments in cane production and area expansion, producers and investors must foresee a growing and sustained expansion of demand for biofuels and sugar. Considering sugar as a *commodity* that is subject to price uncertainty and fluctuations, if the Brazilian government supports biofuel production as a long-run initiative, it should consider the importance of establishing targets to be reached along time and mechanisms to reduce uncertainty in cane production.

In general, the results confirm that when government policies toward fuel prices are used, there can be expressive changes in the product supply at a relatively short period of time. However, in order to have a sustained increase, there must be enough sugarcane to assure that hydrous, anhydrous and sugar could all respond to market incentives.

The analysis considering the differences among the main producer states in Brazil is also important to capture the producer behavior. When the analysis considers only the period after deregulation, it can be seen that hydrous ethanol producers present a stronger response to our prices, unlike what was indicated by other studies.

By estimating a complete hydrous ethanol supply model that considers the supply of cane, regional differences in Brazil for the period after the sector's deregulation and isolated events as new mills were installed mainly between 2005 and 2008, this study fills a gap presented by previous studies which were also applied to the period after the introduction of flex-fuel vehicles. However, to analyze impacts in policies, it seems that a comprehension of the producer behavior is as important as understanding consumer behavior.

## Acknowledgments

The authors acknowledge financial support from CNPq and USDA

## Referências Bibliográficas

- Alves, L. (2002), Transmissão de preços entre produtos do setor sucroalcooleiro do Estado de São Paulo, Tese de doutorado em economia aplicada, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, SP.
- Anderson, T. W. & Hsiao, C. (1981), 'Estimation of dynamic models with error components', *Journal of the American statistical Association* 76(375), 598–606.
- Arellano, M. & Bond, S. (1991), 'Some tests of specification for panel data: Monte carlo evidence and an application to employment equations', *The review of economic studies* 58(2), 277–297.
- Arend, S. C. (2001), "O Instituto do Açúcar e do Alcool": os usineiros e a busca de rendas, PhD thesis, Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre.

Barros, F. R. T. (2010), Os impactos da agroenergia no mercado de terras: dinâmica de preço e elasticidade de uso, Master's thesis, Fundação Getúlio Vargas.

Barros, G. S. C., Bacchi, M. R. P. & Burnquist, H. L. (2002), 'Estimação de equações de ofertas de exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1992/2000)'.

Barros, W. J. (1975), Análise econométrica dos mercados interno e de exportação de açúcar, PhD thesis, Universidade Federal de Viçosa.

Bertiotti, G., Ness, M. L. & Massuquetti, A. (2009), A influência do preço internacional e o impacto da produção de veículos a álcool sobre a produção de açúcar no Brasil no período 1990-2006, in '47 Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural'.

BRAZIL (2009), 'Agrienergy statistical yearbook'. Available at [www.agricultura.gov.br/desenvolvimento-sustentavel/agroenergia/publicacoes](http://www.agricultura.gov.br/desenvolvimento-sustentavel/agroenergia/publicacoes).

Caruso, R. C. (2002), Análise da oferta e demanda de açúcar no Estado de São Paulo, Dissertação (mestrado em economia aplicada), Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba.

CONSECANA (2014), 'São paulo state council of sugarcane, sugar and alcohol producers. circulares'. Available at <http://www.unicadata.com.br/listagem.php?idMn=15>, Accessed in 2014-08-13.

**URL:** <http://www.unicadata.com.br/listagem.php?idMn=15>

Farina, E., Pereda, P. & Viegas, C. (2010), Estrutura de mercado e concorrência do setor de etanol, in 'Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas'. Informações fipe. No. 359.

FGV (2014), 'Índice de preços', Fundação Getúlio Vargas. Available at <http://www.unicadata.com.br/listagem.php?idMn=15>, Accessed in 2014-12-20.

**URL:** <http://portalibre.fgv.br/main.jsp?lumChannelId=40288-0811D8E2C4C011D8E33F5700158>

FNP (2011), 'Renewable energy yearbook'.

Griffiths, W. E., Hill, R. C. & Judge, G. G. (1993), *Learning and practicing econometrics*, Wiley New York.

Hsiao, C. (1986), *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press.

IBGE (2014), 'Agriculture production', The Brazilian Institute of Geography and Statistics. Available at <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/agropecuaria/>, Accessed in 2012-08-20.

**URL:** <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/agropecuaria/>

Lang, X., Hill, G. A. & Macdonald, D. G. (2001), 'Recycle bioreactor for bioethanol production from wheat starch i. cold enzyme hydrolysis', *Energy Sources* 23(5), 417-425.

Lewis, S. M. (1996), 'Fermentation alcohol', *Industrial enzymology* pp. 11–48.

LMC (2011), 'Total ethanol production'.

Luchansky, M. S. & Monks, J. (2009), 'Supply and demand elasticities in the us ethanol fuel market', *Energy Economics* **31**(3), 403–410.

Marjotta-Maistro, M. C. & Barros, G. S. C. (2003), 'Relações comerciais e de preços no mercado nacional de combustíveis', *Revista de Economia e Sociologia Rural* **41**(4), 829–857.

Oliveira, M. P., Alencar, J. R. & Souza, G. S. (2008), Energia renovável: uma análise sobre oferta e demanda de etanol no brasil, in '46 Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural'.

Rabe-Hesketh, S. & Skrondal, A. (2008), *Multilevel and longitudinal modeling using Stata*, STATA press.

Rask, K. N. (1998), 'Clean air and renewable fuels: the market for fuel ethanol in the US from 1984 to 1993', *Energy Economics* **20**(3), 325 – 345.

URL: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140988397000091>

Santos, F. A. A. (2001), Análise da oferta e demanda da cana-de-açúcar na região nordeste, in 'XVI Congresso da ANGE'.

Satolo, L. F. & Bacchi, M. R. P. (2009), 'Dinâmica econômica das flutuações na produção de cana-de-açúcar', *Economia Aplicada* **13**(3), 377–397.

Shikida, P. F. A., Alves, L. R. A., Souza, E. C. & Carvalheiro, E. M. (2007), 'Uma análise econométrica preliminar das ofertas de açúcar e álcool paranaenses', *Revista de Economia Agrícola* **54**(1), 21–32.

UNICA (2014a), 'Sugarcane industry association'. Undisclosed data. Obtained by personal contact.

UNICA (2014b), 'Sugarcane industry association. unacadata. produção'. Available at <http://www.unica.com.br>, Accessed in 2014-12-20.

URL: <http://www.unica.com.br>.

USP (2014), 'Cepea. ethanol. monthly prices', Universidade de São Paulo. Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz. Centro de Estudos Avançados em Economia. Available at <http://cepea.esalq.usp.br>, Accessed in 2014-09-12.

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

Venâncio, M. M., Lírio, V. S., Gomes, M. F. M. & Batalha, C. M. S. (2011), 'Efeitos da interdependência dos mercados de açúcar e Álcool sobre os preços e a oferta do setor sucroalcooleiro', *Revista de Estudos Sociais* **12**(24), 90–104.

## 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  $\LaTeX$ .
  - Arquivo de referências bibliográficas no padrão Bib $\TeX$ .
  - Arquivo com as figuras em formato TIFF ou EPS.
  - Planilha eletrônica com todas as tabelas.

## Responsabilidade e Direitos Autorais

Os autores que submeterem ou tiverem o artigo aceito para publicação na Revista ECONOMIA APLICADA declaram:

- Ter participado da concepção do artigo para tornarem públicas suas responsabilidades pelos seus conteúdos, que não omitiram quaisquer ligações ou acordos de financiamento entre autores e companhias que possam ter interesse na publicação deste artigo.
- Que o manuscrito é inédito e que o artigo, em parte ou na íntegra, ou qualquer outro artigo com conteúdo substancialmente similar, de sua autoria, não foi enviado à outra revista e não o será enquanto sua publicação estiver sendo considerada pela revista ECONOMIA APLICADA, que seja no formato impresso ou no eletrônico, exceto o descrito em anexo.
- Que a revista ECONOMIA APLICADA passa a ter os direitos autorais para a veiculação dos artigos, tanto em formato impresso como eletrônico a eles referentes, os quais se tornarão propriedade exclusiva da ECONOMIA APLICADA. É permitida a reprodução total ou parcial dos artigos desta revista, desde que seja explicitamente citada a fonte completa.

ISSN 1413-8050



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 Scielo Brasil.

Secretary, Sales and Delivery: Juliana de Freitas Vitória      Cover: Christof Gunkel  
Linguistic revision (Portuguese and English): Iulo Feliciano Afonso (Solution Translations Eireli — Epp)  
Diagramming: Bruna Carolina Garcia & Matheus Alves Albino

### **Mailing Address**

Revista Economia Aplicada, Departamento de Economia, FEA-PR/USP  
Avenida do Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, SP.  
CEP 14040-905  
Telefone: (0xx16) 3602-3910, fax: (0xx16) 3633-4488  
email:revecap@usp.br  
site: <http://www.usp.br/revecap>

### **Subscriptions for Delivery Outside Brazil**

Individuals    \$ 90.00  
Institutions    \$110.00

\* Air mail included

† Individual issues can also be purchased at the above address.

# BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 19 – n. 4

October – December 2015

## Editor

Reynaldo Fernandes

## Associate Editors

Luiz Guilherme Scorzafave

Angelo Costa Gurgel

Rodrigo De Losso

Cláudio Ribeiro de Lucinda & Walter Belluzzo Junior

Sergio Naruhiko Sakurai

Eliezer Martins Diniz

Irineu E. de Carvalho Filho

## Editorial Board

**Affonso Celso Pastore**

USP

**Cássio E. Camargo Rolim**

UFPR

**Clélio Campolina Diniz**

CEDEPLAR

**Eleutério F. S. Prado**

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

**Werner Baer**

University of Illinois

**Antônio Barros de Castro**

UFRJ

**Cláudio Monteiro Considera**

UFF

**Denisard C. de Oliveira Alves**

USP

**Fábio Augusto Reis Gomes**

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

**Wilson Suzigan**

Unicamp