r b e

ISSN 0034-7140
DOI 10.5935/0034-7140.20160013
Revista Brasileira de Economia, **70**(3), 271–280

Uma Nota Sobre Modelos Gravitacionais Aplicados à Exportação de Café de Brasil, Colômbia e Peru

Jorge Luis Sanchez Arevalo[*]
Álisson Maxwell Ferreira de Andrade[†]
Giuliano Alves Borges e Silva[‡]

Sumário: **1. Introdução; 2. Fundamentação teórica; 3. Metodologia; 4. Resultados e discussões; 5. Conclusões.**

Palavras-chave: **Café, Exportação, América do Sul.**

Códigos JEL: **F10, Q17, N56.**

Este trabalho avalia os determinantes da oferta de exportação de café do Brasil, Colômbia e Peru. A escolha de três países é justificada porque são os mais representativos na América do Sul no que diz respeito aos países exportadores. O tempo de estudo compreende o intervalo de 2000 a 2013. Para cumprir o objetivo, exploram-se diversas metodologias através da abordagem do modelo gravitacional. Variáveis tais como: renda, preço, distância geográfica, taxa de câmbio e índice de liberdade de negócios são definidos na análise. O modelo mostra resultados robustos que vão de acordo com a teoria econômica. As variáveis explicativas mostram diferentes sinais, esperados ou não, segundo cada país analisado em relação à teoria. Conclui-se que fatores como distância geográfica, preços e a facilidade de fazer negócios são determinantes nos três países para explicar a oferta do café.

This paper evaluates the determinants of coffee export supply from Brazil, Colombia and Peru. The choice of three countries is justified because they are the most representative in South America in respect to exporting countries. The study time comprises the interval from 2000 to 2013. To meet the objective, explores different methodologies by the gravity model approach. Variables such as: income, price, geographical distance, exchange rate and business freedom index is defined for the analysis. The model shows robust results that go according to economic theory. The explanatory

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

[†]Universidade de São Paulo, Faculdade de Economia Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto (USP/FEA-RP). Email: alisson.andrade@ufms.br

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

variables show different signs, expected or not, according to each country analyzed in relation to the theory. It is concluded that factors such as geographical distance, price and ease of doing business are determinants in the three countries to explain the offer of coffee.

1. INTRODUÇÃO

O café é uma cultura de importância no agronegócio de Brasil, Colômbia e Peru. Até o ano 2011 o Brasil ocupou o primeiro lugar no ranking de exportadores mundiais, enquanto a Colômbia e o Peru ocupavam, respectivamente, a terceira e a quarta colocação (FAO/ESS, 2014). No cenário mundial o Brasil é amplamente conhecido por ser o maior produtor e exportador desta commodity, também a Colômbia por produzir e exportar grãos de qualidade. No caso do Peru, o país mostra-se emergente no comércio mundial deste produto, sendo que nos últimos anos ganhou reconhecimento mundial por produzir grãos de qualidade. Ante tal, é inerente compreender ainda os principais mercados importadores do café. Segundo a FAO/ESS (2014), até o ano de 2011 os principais importadores mundiais desse produto foram Estados Unidos, Alemanha e Japão, os quais também são os principais mercados de destino das exportações de café de Brasil, Colômbia e Peru.

Com efeito, fazer um comparativo dos três países exportadores com a finalidade de analisar fatores e/ou variáveis determinantes da oferta de exportação de café, justifica a importância do estudo. Assim sendo, este estudo objetiva-se a responder em que medida as variáveis: renda, preço, distância geográfica, taxa de câmbio e índice de liberdade de negócios explicam a oferta de exportação praticada por cada um dos países ofertantes.

1.1. Participação dos Estados Unidos, Alemanha e Japão nas exportações de café do Brasil, Colômbia e Peru.

Estados Unidos é o mercado de destino mais importante em América, Alemanha e Japão o mais importante da Europa e Ásia, isto para cada um dos três países exportadores. O principal país de destino das exportações de café do Brasil, no período 2000–2013 é Alemanha, seguido por Estados Unidos, com média de 20% e 18% respectivamente (UN Comtrade, 2014). Também o Japão é um mercado importante, constituindo o destino de aproximadamente 9%, no mesmo período. No geral, os três países são o destino de aproximadamente 50% da exportação total de café do Brasil ao mundo.

No caso da Colômbia, o principal país de destino da exportação de café, no período 2000–2013, foi Estados Unidos com média de 37% em relação ao total exportado (UN Comtrade, 2014). Mercados importantes de destino são Alemanha e Japão, para o mesmo período estes países foram os destinos em média de aproximadamente 12% e 14% (UN Comtrade, 2014). Em suma, os três países são o destino de aproximadamente 63% do total exportado. Neste ponto constatou-se que à Colômbia perdeu participação no mercado alemão, entretanto apresentou ganho no mercado japonês. A saber, a crescente oferta praticada por Colômbia ao mercado Japonês é constatada pela atratividade dos preços, sendo que os preços de importação que o Japão paga são maiores em comparação aos outros dois países importadores em estudo.

Para o Peru, verifica-se que os países de Estados Unidos e Alemanha foram o destino de aproximadamente 25% e 34%, em média respectivamente, no período 2000–2013 (UN Comtrade, 2014). Um mercado menos importante é o japonês, sendo destino de aproximadamente 2%. Em suma, os três países são responsáveis por aproximadamente 61% do total exportado. Bem é certo que o percentual das exportações de café do Peru ao Japão não é expressivo quanto aos outros países mencionados, porém é o mais importante do mercado asiático. A eleição deste mercado para a análise esta relacionada com a adequação ao modelo gravitacional, justificada em parágrafos posteriores.

2. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

A produção e comércio de bens e serviços perfazem importantes fatores que induzem as nações a pensarem e planejarem o tema competitividade. Os fatores de produção existentes, tais como trabalho, matérias primas, infraestrutura e capital, além da dotação de fatores como tecnologia, estrutura de mercado e economias de escala, cumprem um papel fundamental neste processo do comércio internacional (Krugman & Obstfeld, 2010).

As primeiras teorias que discutem o tema competitividade são decorrentes do princípio das vantagens absolutas, de Smith (2002); e do princípio das vantagens comparativas, de Ricardo (2003). Krugman & Obstfeld (2010) lembram que a teoria das vantagens absolutas é útil para explicar somente uma parte da dinâmica do comércio internacional, sendo inócua para os casos onde os países que pleiteiam inserir-se no mercado mundial não possuem vantagens absolutas na produção de bens e serviços. Neste ínterim, diante da supracitada lacuna, surge a teoria das vantagens comparativas de Ricardo (2003), a qual sustenta que os ganhos no comércio só podem ser obtidos na existência de vantagens comparativas, ou seja, nas situações onde os países especializam-se na produção e comercialização dos bens e serviços cuja desvantagem absoluta de produção seja menor.

A seguir, Mill (2008), estuda os preços como sendo um fator determinante no comércio internacional, sendo esta análise conhecida como "valores internacionais". Em função dos preços a oferta e consequentemente o ganho e/ou perda de participação de mercado em cada um dos países demandantes, são condicionados. Não se pode desconsiderar que os preços também são influenciados pela condição (microambiente) dos países demandantes e do momento atual da economia, tal fato pode ser explicado pelo índice de liberdade de negócios que cada economia apresenta.

Posteriormente, Heckscher–Ohlin e Stolper–Samuelson abordam as relações de custo e oportunidades; e Porter a aplicação de estratégias. A teoria de Heckscher–Ohlin postula que um país exportará um bem intensivo em seu fator abundante de produção, e importará o bem que exija a utilização de seu fator escasso e caro de produção Morrow (2010). A teoria de Stolper–Samuelson menciona que o intercâmbio beneficia o fator de produção abundante em comparação ao fator escasso de um país, sendo que o preço dos fatores depende do preço de mercado do bem produzido Jones (1992). Porter (2002) ressalta a importância da adoção de estratégias, tais como diferenciação, inovação e marketing no âmbito do comércio internacional, o qual deve causar uma boa impressão, propiciando a demanda.

Outros fatores a serem observados são as tarifas sobre as importações, os subsídios às exportações e os acordos de cooperação comercial. A saber, as tarifas sobre as importações restringem a entrada de bens e serviços estrangeiros em uma determinada economia; os subsídios às exportações, como o próprio termo indica, estimulam a venda de bens e serviços de um país a outro; ao passo que os acordos de comércio definem regras — tais como isenções tarifárias.

3. METODOLOGIA

O contexto de abordagem econométrica para análise de estudos envolvendo modelo gravitacional, esta assume diversas formas. Assim, tem-se o método de mínimos quadrados ordinários pooled (dados empilhados), o método de efeitos fixos (EF) e aleatórios (EA), os quais são estimados a partir da adoção de um modelo de dados em painel. Também, o método Poisson Pseudo-Maximum-Likelihood (PPML). No geral estas três abordagens são as mais usuais neste tipo de análise. O método de dados empilhados é o mais simples e frágil frente às criticas, dado que a não consideração dos efeitos individuais dos países resultam em problemas de viés, além disso, a estimação deste método não é robusta em comparação aos outros mencionados. Também, os modelos estimados a partir do modelo de dados em painel, os EF e EA, são suscetíveis de críticas por não levarem em consideração tais características. Entretanto, o método de EF é amplamente utilizado em estudos relacionados ao tema em questão, dado que permite controlar

a heterogeneidade entre os países resultado das diferenças de natureza diversas não observáveis.[1]

Neste contexto, Silva & Tenreyro (2006) propuseram utilizar PPML, com a finalidade de lidar com problema de falta de observações e valores nulos na amostra. Assim, os autores concluem que o método proposto é superior ao de EF, por ter apresentado estimativas não-viesadas em suas simulações Monte Carlo. Em suma, este estudo parte da abordagem teórica do modelo gravitacional, considera-se para tal os diversos métodos descritos anteriormente.

Utilizado pela primeira vez por Tinbergen (1962) e posteriormente por Linnemann (1966) o modelo gravitacional tem a sua origem racional na teoria gravitacional da física. De forma geral, o modelo gravitacional indica que os fluxos de comércio são determinados por forças de atração (quer isto dizer, tamanho da economia no modelo econômico e massa do corpo, na teoria da física) e por forças de repulsão (no caso econômico distâncias entre os países, e na física distância entre os corpos). Com a finalidade de dar um embasamento teórico a este tipo de análise, Anderson (1979) desenvolveu uma contextualização teórica baseado nas preferencias do tipo Cobb-Douglas e elasticidade de substituição constante (Função CES), sendo a abordagem em ambos os casos, a diferenciação de produtos de cada país de origem.

Na atualidade o estudo desenvolvido por Anderson & van Wincoop (2003) é considerado como a abordagem padrão da literatura de comércio exterior. Estes autores, com base na teoria já existente desenvolveram um modelo derivado a partir das preferencias tipo CES sujeitas à restrição orçamentária e combinando com condições de equilíbrio de mercado. Assim, segundo os autores, os fluxos do comércio não dependem apenas dos custos entres dos países parceiros, mas também do custo de comércio dos outros países parceiros.

3.1. Equações estimadas

As variáveis em estudo são exportações de café, renda proxy do PIB, distância geográfica, preços internacionais do café, índice de liberdade de negócios e taxa de câmbio.

Equação definida para o Brasil:

$$\ln(xcb_{ijt}) = \alpha + \beta_1 \ln(gdp_x_{it}) + \beta_2 \ln(gdp_m_{tj}) + \beta_3 \ln(D_{ij}) + \beta_4 \ln(PI_t) + \beta_5 \ln(IB_{jt}) + \beta_6 \ln(tC_{jt}) + \mu_{ijt}. \quad (1)$$

Equação definida para a Colômbia:

$$\ln(xcc_{ijt}) = \alpha + \beta_1 \ln(gdp_x_{it}) + \beta_2 \ln(gdp_m_{tj}) + \beta_3 \ln(D_{ij}) + \beta_4 \ln(PI_t) + \beta_5 \ln(IB_{jt}) + \beta_6 \ln(tC_{jt}) + \mu_{ijt}. \quad (2)$$

Equação definida para o Peru:

$$\ln(xcp_{ijt}) = \alpha + \beta_1 \ln(gdp_x_{it}) + \beta_2 \ln(gdp_m_{tj}) + \beta_3 \ln(D_{ij}) + \beta_4 \ln(PI_t) + \beta_5 \ln(IB_{jt}) + \beta_6 \ln(tC_{jt}) + \mu_{ijt}. \quad (3)$$

Os dados de exportação de café (Milhões de US$) foram coletados junto as seguintes instituições: do Brasil (XCB) por meio da plataforma Aliceweb disponibilizada pelo MDIC (2014) . Da Colômbia (XCC) foram coletados por meio do site da DIAN (2014). Para o Peru (XCP) foram coletados por meio do site do MINAGRI (2014). Os dados distância — Km (D) — foram coletados através da plataforma Google Maps, para tal considerou-se a distância entre as cidades principais, metodologia similar a utilizada pelo centro de pesquisa francês no campo da economia internacional (CEPII). Os dados do preço internacional do café (PI) foram coletados das informações disponibilizadas pela ICO (2014). Os índices de liberdade de

[1] Mencionam-se os estudos de Kapuya, Chinembiri & Kalaba (2014); Otor (2014) e Ramondo (2014).

negócios (ILB), coletado do site da Heritage Foundation.[2] A taxa de câmbio (TC) real brasileiro/dólar, peso colombiano/dólar e sol peruano/dólar, e renda (GDP), para o qual se usou o Produto Interno Bruto (PIB) como proxy, foram coletados a partir das seguintes instituições: BACEN (2014), Banrep (Cano, Vallejo, Caicedo, Amador & Tique, 2012) e BCRP (2014).

4. RESULTADOS E DISCUSSÕES

Na Tabela 1 verificam-se os resultados da estimação da equação equação (1). Observa-se que nos quatro métodos estimados todas as variáveis explicativas são estatisticamente significativas, a exceção da variável distância no método do EF. A constante também é estatisticamente significativa em cada um dos métodos estimados à exceção do método PPML.

Pelo método "*pooled*" os sinais das variáveis LGDP_x, LD, LPI, LILB, LTC estão de acordo com a teoria. Um aumento da LXCB é acompanhado por aumento na renda de forma positiva, também o aumento de LPI afeta positivamente as exportações. O índice LILB mostra que os mercados de destino respondem positivamente as exportações, assim como a valorização da LTC, toda vez que, a desvalorização da moeda local aumentaria as intenções de oferta de exportação do mercado de origem. A variável LD mostra que a distância não favorece o comércio o que ratificado pela teoria.

O método de EF mostra resultados (sinais) muito similares ao do método *pooled* a diferença LGDP_x, com sinal positivo e, portanto, esperado, assume-se que o aumento de renda do mercado importador tende a ser acompanhado por aumento das exportações do exportador de maneira positiva. O método do EA combina com os resultados do método *pooled* tanto em sinais, como em significância estatística. Pelo teste de Hausman o método do EF parece ser o mais adequado.[3] Intuitivamente o resultado faz sentido, toda vez que é de esperar os resultados (sinais) observados em cada uma das variáveis explicativas, além disso, é de esperar que existam efeitos não observáveis para os países.

De maneira a determinar a robustez do método *pooled*, usou-se o teste Reset. Este teste foi formulado por Ramsey (1969), que tem como hipótese nula, que o modelo não apresenta variáveis omitidas. Assim, observando o valor do teste rejeita-se a hipótese nula, portanto os outros modelos são preferíveis. Por sua vez, entre o método de EF, EA e PPML, Silva & Tenreyro (2006) sustentam que o PPML apresenta maior robustez, como já mencionado anteriormente, o que também é validado por Weeks (2014).

Sendo assim, pelo método PPML tem-se que variações positivas das variáveis LGDP_x, LPI, LILB, LTC afetam de maneira positiva a oferta de exportação de café do Brasil. A variável LD apresenta resultado desejado, toda vez que quanto maior a distância for, o efeito no comércio será negativo. Portanto, mediante este ultimo resultado, se valida à hipótese de que a distância funciona como um entrave no intercâmbio entes os países.

Neste ponto chama atenção o valor da elasticidade de LGDP_x e LPI, toda que vez que dado à variação de 1%, a oferta de exportação tende a ser acompanhada em 16,8% pela renda e em 8,5% pelos preços internacionais. Finalmente, com relação ao grau de predição para o método PPML, pelo R^2 observa-se que o nível de explicação das variáveis é robusto, toda vez que as variáveis inclusas no modelo predizem em 87,8% a variável explicada.

Considerando a robustez do método PPML, neste ponto passamos a interpretar os resultados dos coeficientes, bem como explicar os resultados dos testes de adequação dos métodos *pooled*, EF e EA, por meio do teste Reset e teste de Hausman. Na Tabela 2 observam-se os resultados da estimação da equação (2), para cada um dos métodos estimados. Pelo teste reset, significativo a 1% conclui-se que o método *pooled* não é o adequado para explicar o problema em questão, considerando que o teste

[2] O índice assume valores de entre 0 a 100, assim que, quanto maior for índice maior a liberdade de negócios observada em determinado país.

[3] O teste de Hausman considera como hipótese nula de que a diferença entre os coeficientes estimados em relação ao coeficiente estimado no modelo efeito fixo (EF) padrão, não é sistemática (Weeks, 2014).

Tabela 1. Resultado da estimação do modelo definido para o Brasil, por diversos métodos.

Variáveis	*Pooled*	Efeito Fixo	Efeito Aleatório	PPML
LGDP_x	1,906***	0,667*	1,906***	0,168***
	(0,357)	(0,385)	(0,357)	(0,027)
LGDP_m	−0,212***	2,508***	−0,212***	−0,018***
	(0,039)	(0,689)	(0,039)	(0,003)
LD	−1,103***	−0,012	−1,103***	−0,096***
	(0,071)	(0,171)	(0,071)	(0,005)
LPI	0,965***	1,136***	0,956***	0,082***
	(0,141)	(0,121)	(0,141)	(0,011)
LILB	0,678**	0,488**	0,678**	0,056***
	(0,289)	(0,245)	(0,289)	(0,022)
LTC	0,623***	0,704***	0,623***	0,054***
	(0,188)	(0,158)	(0,188)	(0,017)
Constante	−10,584**	−44,918***	−10,584**	0,491
	−4,384	−7,902	−4,384	(0,323)
Observações	163	163	163	163
Grupos		3	3	3
R^2	0,882	0,893	0,852	0,878
Teste F	201,505***	223,501***		
Teste de Hausman		73,58***		
Log Likelihood	−17,395	13,195		−361,267
Teste reset	2,05*			

Notas: Erros-padrão entre parênteses. Para os métodos EF e EA, é reportado o R-quadrado "*within groups*". *** Significância a 1%; ** Significância a 5%; * Significância a 10%.

Reset denota a omissão de variáveis no modelo. Pelo teste de hausman, significativo a 1% para definir o método adequado entre o EF e EA, o método do EF mostra ser o adequado, além disso, apresenta resultados estatísticos mais significativos.

Pelo método PPML observa-se resultados com sinais esperados para ás variáveis renda, LPI e LD e não esperado para LTC e LILB. A oferta de exportação é favorecida por variações positivas em LGDP_x, LGDP_m e LPI, entretanto, variações positivas de LTC, LILB e LD tende a diminuir as intenções de oferta de exportação de café de Colômbia, ressaltando que o resultando da distância condiz com teoria. Os efeitos mais importantes que favorecem a oferta de exportação são observados na elasticidade das variáveis, renda dos mercados de destino e preços internacionais. Assim, dado à variação de 1% na renda dos mercados de destino (importadores), e no preço, as intenções de oferta de exportação dos mercados de destino tendem a aumentar em 7,8% e 4,4%, respectivamente. Finalmente, considerando a predição por meio do valor de R^2 para o método PPML, observa-se que o modelo prediz em 78,7% a variável explicada.

Na Tabela 3 são verificados os resultados da estimação do modelo (3). O valor significativo do teste Reset mostra que o método *pooled* não é o adequado para a análise, dado que denota que o modelo apresenta variáveis omitidas. Pelo teste de Hausman, dado o valor não significativo do teste conclui-se que o método do EA é preferível. Do método PPML, chama a atenção os resultados, sendo que cada variável mostra sinal esperado, porém algumas destas não significativas estatisticamente, as quais são LGDP e TC. Por sua vez, variações positivas da variável LGDP, LPI, LILB e LTC afetam positivamente as intenções de oferta de exportação de café do Peru para os mercados de destino em análise. Vale ressaltar que o aumento da distância entre os mercados tende a diminuir o comércio, assim, que quando maior for

Tabela 2. Resultado da estimação do modelo definido para a Colômbia, por métodos diversos.

Variáveis	*Pooled*	Efeito Fixo	Efeito Aleatório	PPML
LGDP_x	0,084	−0,442***	0,085	0,008
	(0,127)	(0,167)	(0,127)	(0,011)
LGDP_m	0,879***	5,265***	0,879***	0,078***
	(0,045)	(0,961)	(0,045)	(0,004)
LD	−0,183***	−0,167***	−0,184***	−0,017***
	(0,053)	(0,051)	(0,054)	(0,005)
LPI	0,491***	0,553***	0,491***	0,044***
	(0,132)	(0,126)	(0,132)	(0,012)
LILB	−1,461***	−1,572***	−1,457***	−0,131***
	(0,326)	(0,318)	(0,327)	(0,028)
LTC	−0,196	−0,587**	−0,196	−0,017
	(0,324)	(0,318)	(0,324)	(0,031)
Constante	2,317	−59,459***	2,302	1,625***
	−1,618	−13,625	−1,618	(0,151)
Observações	168	168	168	168
Grupos		3	3	3
R^2	0,782	0,525	0,462	0,787
Teste F	96,024	83,271		
Teste de Hausman		20,72***		
Log Likelihood	−49,204	−38,676		−358,326
Teste reset	9,09***			

Notas: Erros-padrão entre parênteses. Para os métodos EF e EA, é reportado o R-quadrado "*within groups*". *** Significância a 1%; ** Significância a 5%; * Significância a 10%.

à distância à troca entre o mercado é desfavorecido. As elasticidades mais importantes são observadas em LILB e LTC, afetam em 38,7% e 31,7% respectivamente, as intenções de oferta de exportação. Mediante este resultado, observa-se que os mercados de destino em análise são determinantes neste contexto, dado que o LILB apresenta uma elasticidade alta, mesmo que não sendo significativa estatisticamente.

Além disso, pelo valor da elasticidade da LTC, observa-se que as exportações tendem a ser acompanhada por valorização da moeda estrangeira. Historicamente, as exportações peruanas são influenciadas facilmente pela valorização da moeda estrangeira (Mincetur, 2014), ainda assim, taxas cambiais desvalorizadas tendem a se relacionar com politicas de crescimento no longo prazo.[4]

Finalmente, é importante fazer um parêntese, respeito à predição das variáveis explicativas, dado o baixo valor do R^2. O valor baixo da predição pode ser explicado pela eleição dos mercados de destino, considerando que se analisaram três mercados, sendo que o mercado japonês não é significativo para o Peru, (mas sim para Brasil e Colômbia, tal como explicado inicialmente), já que participa em média com 2% das exportações. Em suma os mercados de Bélgica e Holanda são mais atrativos para as exportações de café do Peru em comparação com o mercado japonês (UN Comtrade, 2014). Contudo, a análise aqui observada mostra resultados importantes.

[4]Rodrik (2007) tem sustentado que a taxa de câmbio é uma variável estratégica ao crescimento. Segundo o autor, existe uma relação entre crescimento de longo prazo e taxas cambiais desvalorizadas, mas isso apenas para países em desenvolvimento.

Tabela 3. Resultado da estimação do modelo definido para o Peru, por métodos diversos.

Variáveis	*Pooled*	Efeito Fixo	Efeito Aleatório	PPML
LGDP_x	0,249	0,429	0,257	0,028
	−0,832	−0,445	−0,832	−0,092
LGDP_m	0,206	2,912	0,206	0,022
	−0,182	−1,825	−0,182	−0,015
LD	−2,532***	−2,439***	−2,529***	−0,283***
	−0,461	−0,208	−0,461	−0,051
LPI	0,726	0,914***	0,726	0,079*
	−0,482	−0,218	−0,482	−0,048
LILB	3,381**	−0,059	3,382**	0,387**
	−1,337	−0,621	−1,334	−0,151
LTC	2,837	3,758**	2,837	0,317
	−3,792	−1,743	−3,791	−0,434
Constante	3,431	−27,609	3,431	1,563
	−13,689	−25,918	−13,689	−1,565
Observações	163	163	163	163
Grupos		3	3	3
R^2	0,302	0,601	0,534	0,311
Teste F	11,601***	121,267***		
Teste de Hausman		1,74		
Log Likelihood	−286,765	−152,279		−358,122
Teste reset	3,77***			

Notas: Erros-padrão entre parênteses. Para os métodos EF e EA, é reportado o R-quadrado "*within groups*". *** Significância a 1%; ** Significância a 5%; * Significância a 10%.

5. CONCLUSÕES

Constatou-se que a oferta de exportação de café do Brasil é afetada positivamente por variáveis externas tais como LPI e LTC. Além disso, o ILB dos mercados de destino é determinante neste contexto. Conclui-se neste ponto, que existem evidências de que a exportação realizada pelo Brasil é sensível às variações da LTC e LPI.

A teoria que sustenta o método gravitacional, no que diz respeito à distância geográfica, é validada neste estudo, desse modo, a distância geográfica é determinante no processo de trocas entre países. Portanto, para os três países e em todos os métodos estimados, observa-se que quanto maior for à distância as trocas entre os países tende a diminuir.

No caso da Colômbia, determinou-se que o LPI afeta positivamente as intenções de oferta de exportação. Considerando a variável renda do importador (PIB), identifica-se a importância do tamanho da economia do país de destino, a qual mostra coeficiente positivo e significativo, o qual está de acordo com o esperado. Portanto, pode-se dizer que existem evidências de que o tamanho da economia do país de origem (exportador) e destino (importador) determinam as trocas entre os países para este produto. Neste mesmo contexto, observou-se que a variável LTC (para o caso da Colômbia) não afeta positivamente as intenções de oferta de exportação, toda vez que uma valorização do dólar não induziria a um aumento da oferta. Também, pelo LILB conclui-se que existe limitação para fazer negócios entre os países, toda vez que o coeficiente mostra sinal negativo e contraio ao esperado.

Para a exportação de café do Peru, os resultados obtidos mostram que o LPI e a facilidade de poder fazer negócios entre estes países são determinantes na oferta de exportação. Também, com base nos

resultados da variável renda, de que existem evidencias de que o tamanho da economia entre os países de origem (exportador) e destino (importador) é importante no intercâmbio comercial. De igual maneira, a variável LTC mostra que a desvalorização da moeda local induz ao aumento da oferta de exportação do produto, toda vez que dada esta situação tende-se a ter um benefício maior.

No geral, para a variável LILB, conclui-se que quanto melhor o ambiente de negócios de determinado país de destinado (importador) o fluxo de troca será favorecido, considerando tudo o mais constante. Finalmente, ao analisar os resultados segundo cada método utilizado, as magnitudes dos coeficientes diferem de acordo com a especificação do método adotado. Em alguns casos, assumindo sinais contrários ao esperado pela teoria e não significativos (esperava-se que os sinais dos coeficientes sejam positivos, a exceção da variável distância).

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Anderson, J. E. (1979). A theoretical foundation for the gravity equation. *The American Economic Review*, *69*(1), 106–116.

Anderson, J. E., & van Wincoop, E. (2003). Gravity with gravitas: A solution to the Border Puzzle. *American Economic Review*, *93*(1), 170–192. doi: 10.1257/000282803321455214

BACEN. (2014). *Indicadores econômicos consolidados.* Banco Central do Brasil. Disponível em: http://www.bcb.gov.br/?INDECO

BCRP. (2014). *Estadísticas.* Banco Central de Reserva del Perú. Disponível em: http://www.bcrp.gob.pe/estadisticas.html

FAO/ESS. (2014). *FAOSTAT Database.* Acessado em 12 de outubro de 2014: http://faostat3.fao.org/home/E

UN Comtrade. (2014). *UN Comtrade database.* Acessado em 14 de agosto de 2014: http://comtrade.un.org/data/

Cano, C. G., Vallejo, C., Caicedo, E., Amador, J. S. & Tique, E. Y. (2012, maio). *El mercado mundial del café y su impacto en Colombia* (Borradores de Economía Nº 710). Banco de la República. Disponível em: http://www.banrep.gov.co/es/borrador-710

DIAN – Siex. (2014). *Sistema Estadístico de Comercio Exterior de la Dirección de Impuestos y Aduanas Nacionales de Colombia.* Disponível em: http://websiex.dian.gov.co

Google Maps. (2014). *Serviço para visualização de mapas e imagens de satélite.* Disponível em: http://maps.google.com.br

Heritage Foundation. (2014). *Index of economic freedom.* Disponível em: http://www.heritage.org/index/explore

ICO. (2014). *Trade statistics tables.* International Coffee Organization (ICO). Disponível em: http://www.ico.org/trade_statistics.asp

Jones, R. W. (1992). Factor scarcity, factor abundance and attitudes towards protection: The 3×3 model. *Journal of International Economic Integration*, *7*(1), 1–19.

Kapuya, T., Chinembiri, E. K. & Kalaba, M. W. (2014). Identifying strategic markets for South Africa's citrus exports. *Agrekon*, *53*(1), 124–158. doi: 10.1080/03031853.2014.887908

Krugman, P. R., & Obstfeld, M. (2010). *Economia internacional* (8ª ed.). Pearson Prentice Hall.

Linnemann, H. (1966). *An econometric study of international trade flows*. Amsterdam: North-Holland.

MDIC – Sistema Alice Web. (2014). *Sistema Alice Web* [Sistema de análise das informações de comércio exterior via internet do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior]. Acessado em 30 de julho de 2014: http://aliceweb.desenvolvimento.gov.br/

Mill, J. S. (2008). *Principios de economía política* (Vol. 2). Madrid: Síntesis.

MINAGRI – Siscex. (2014). *Comercio exterior para el agro.* Ministerio de Agricultura y Riego (MINAGRI). Acessado em 04 de outubro de 2014: http://sistemas.minagri.gob.pe/siscex/

Mincetur. (2014). *Comercio exterior.* Ministerio de Comercio Exterior y Turismo. Acessado em 18 de outubro: http://www.mincetur.gob.pe/newweb/Default.aspx?tabid=124

Morrow, P. M. (2010). Ricardian–Heckscher–Ohlin comparative advantage: Theory and evidence. *Journal of International Economics*, *82*(2), 137–151.

Otor, S. A. (2014). Japan's official development assistance and exports to Asian countries: The donor's perspective. *Institutions and Economies*, *6*(3), 60–91. Disponível em: http://e-journal.um.edu.my/public/article-view.php?id=6806

Porter, M. (2002). *Ventaja competitiva*. Alay Ediciones.

Ramondo, N. (2014). A quantitative approach to multinational production. *Journal of International Economics*, *93*(1), 108–122.

Ramsey, J. B. (1969). Tests for specification errors in classical linear least-squares regression analysis. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological)*, *31*(2), 350–371. Disponível em: http://www.jstor.org/stable/2984219

Ricardo, D. (2003). *Principios de economía política y tributación*. Ediciones Pirámide.

Rodrik, D. (2007). The real exchange rate and economic growth: Theory and evidence [Kennedy School of Government manuscript]. In *Center for global development.* Disponível em: http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/summary?doi=10.1.1.554.1195&rank=1

Silva, J. M. C. S., & Tenreyro, S. (2006). The log of gravity. *The Review of Economics and Statistics*, *88*(4), 641–658. Disponível em: http://www.jstor.org/stable/40043025

Smith, A. (2002). *Riqueza de las naciones*. Madrid: Alianza Editorial.

Tinbergen, J. (1962). *Shaping the world economy: Suggestions for an international economic policy*. New York: Twentieth Century Fund.

Weeks, D. V. (2014). *Determinantes do investimento estrangeiro direto bilateral: Uma abordagem do ambiente de negócios* (Tese de doutorado, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" – ESALQ/USP, Piracicaba). doi: 10.11606/T.11.2014.tde-23062014-095313

r b e

ISSN 0034-7140
DOI 10.5935/0034-7140.20160014
Revista Brasileira de Economia, **70**(3), 281–303

Importações Brasileiras: Um Estudo Empírico sobre Duração e Fatores de Sobrevivência

Camila F. S. Campos[*]
Monique Betto Cavaletti[†]

Sumário: **1. Introdução; 2. Metodologia; 3. Descrição dos Resultados; 4. Conclusão; Apêndice.**

Palavras-chave: **Funções de sobrevivência, Duração, Importações, Classificação de Produtos.**

Códigos JEL: **F10, F14.**

Os fluxos de troca comerciais envolvendo transações brasileiras são bastante dinâmicos e de baixa duração. A maioria das relações de importações do país dura de um a dois anos somente. Neste trabalho, estudou-se empiricamente a duração das importações no Brasil entre 1995 e 2012, para dados desagregados. As taxas de sobrevivência aumentam na medida em que os valores iniciais de compra aumentam, sendo este aumento maior para produtos diferenciados do que para os homogêneos, corroborando a hipótese de que a incerteza inicial das trocas comerciais parece ser relevante. Além disso, as relações com países avançados tendem a durar mais e também esse é o caso para países pertencentes ao Mercosul.

Trade flows to Brazil are dynamic and short-lasting. The vast majority of flows lasts from one to two years only. In this work, we study empirically the duration of trade flows to Brazil between 1995 and 2012, using disaggregated data. Our results suggest that the survival rates increase with the initial value of imports, increasing more for differentiated products, which corroborates the hypothesis that the survival is related to uncertainty at the moment of the initial purchase. Moreover, trade flows with advanced countries last longer, as well as those trade flows coming from countries belonging to Mercosul (a Preferential Trade Agreement).

[*]Insper. Rua Quatá, 300, Vila Olímpia, São Paulo, SP, Brasil. CEP 04546-042. Email: camilafsc@insper.edu.br

[†]Insper. Rua Quatá, 300, Vila Olímpia, São Paulo, SP, Brasil. CEP 04546-042. Email: moniquec@al.insper.edu.br

1. INTRODUÇÃO

Os determinantes do comércio internacional, tanto do ponto de vista teórico quanto empírico, foram bastante explorados na literatura. No entanto, a compreensão completa dos fluxos de comércio envolve também entender a sua dinâmica. A depender da duração das relações comerciais os fluxos também se alteram. Assim, além de analisar quais países comercializam entre si e quais produtos exportam e importam, torna-se relevante avaliar a duração das relações comerciais. Fluxos comerciais menos estáveis podem trazer novos elementos para a análise dos determinantes do comércio entre os países.

Esse trabalho visa dimensionar e compreender a duração dos fluxos de comércio do Brasil com uma amostra de 74 países exportadores de 1995 a 2012. A análise empírica está baseada em Besedes & Prusa (2006a, 2006b) que analisam a duração dos fluxos de importação para os E.U.A. entre 1972 e 2001, utilizando-se de modelos econométricos de duração. Incorpora-se no presente trabalho a abordagem de modelos de duração adicionais, como sugerido por Brenton, Saborowski & von Uexkull (2010).

Para analisar a duração das relações de importação, utiliza-se como base teórica o trabalho de Rauch & Watson (2003), seguindo Besedes & Prusa (2006a, 2006b). De acordo com Rauch & Watson (2003) e Besedes & Prusa (2006a, 2006b), há uma relação entre o tamanho das compras iniciais e o grau de diferenciação dos produtos. Em primeiro lugar, o tamanho de compra inicial envolvendo bens homogêneos deveria ser maior do que os envolvendo bens diferenciados. Isto ocorreria, pois, o país importador incorre em menos custos de pesquisa e de troca de fornecedor ao comprar bens homogêneos, e compras iniciais maiores permitiriam a este importador conhecer melhor o seu fornecedor, já que os riscos em termos de produtos são mais baixos. Desse modo, em um ambiente de incerteza no mercado internacional, os compradores optam por um tamanho inicial de compra pequeno para testar os fornecedores quando se trata de bens diferenciados. Além disso, mantendo-se o tamanho inicial da compra constante, a duração de relações envolvendo bens diferenciados deveria ser maior do que a que envolvesse bens homogêneos. Como o custo de troca de fornecedor é maior para os bens diferenciados, a duração das relações tenderia a ser maior para esses produtos.

Besedes & Prusa (2006b) analisam as importações dos EUA e mostram que a evidência empírica é consistente com um modelo de *search* de comércio internacional, baseado no modelo de Rauch & Watson (2003). Besedes & Prusa (2006a, 2006b) investigam empiricamente se padrões de comércio são ou não relativamente estáveis, sendo que até então, não havia estudos extensivos acerca da duração do comércio ao longo do tempo. Em uma série de estudos, Besedes e Prusa documentam que as relações comerciais dos Estados Unidos são muito curtas, com duração média de importação de um fornecedor estrangeiro (parceiro comercial) de apenas dois a quatro anos, o que configura um ambiente extremamente volátil. Como resultado, a crença de uma suposta estabilidade nos padrões de comércio agregados pode estar mascarando a grande quantidade de fornecedores que entram e saem do mercado a cada ano, promovendo o dinamismo das relações comerciais e diminuindo o tempo de duração entre elas.

A partir destas conclusões, as principais evidências empíricas que buscaram suportá-las foram obtidas por Besedes & Prusa (2006a, 2006b) e Besedes (2008). Em Besedes & Prusa (2006a) analisam-se especificamente a duração das importações dos Estados Unidos e a relação existente entre o tamanho inicial da compra e os diferentes tipos de produtos. Foram usados dados industriais de 4 e 5 níveis, de acordo com a SITC, Standard International Trade Classification, para o período de 1972 a 2001. Os autores utilizaram a abordagem de Rauch (1999) para dividir os produtos em três categorias distintas: (a) homogêneos — aqueles comercializados em trocas organizadas; (b) referenciais por preço — aqueles que não são comercializados mas que servem como referência para a precificação dos que o são; ou (c) diferenciados — todos os demais produtos. Utilizando regressões econométricas em painéis, Funções de Sobrevivência e o Modelo de Riscos Proporcionais de Cox, concluiu-se que relações comerciais com produtos diferenciados começam com menores encomendas iniciais e se prolongam duas vezes mais, em média, se comparadas aos outros produtos. Além disso, para cada diferente tipo de produto, uma compra inicial maior resulta, em média, em um relacionamento mais longo. A taxa de risco do investimento, por

sua vez, é 25% menor para os produtos diferenciados em relação aos homogêneos. Foram realizados também diversos testes de robustez que mostraram que baixos custos de transporte, PIB elevado, tarifas mais altas e a depreciação da moeda do país de origem conduzem a durações mais longas.

Seguindo esta mesma linha teórica, Nitsch (2009) utilizando produtos nivelados em 8 dígitos, uma base de dados mais detalhada do que os autores supracitados, encontrou que a duração média das importações da Alemanha também é de 2 anos. Hess & Persson (2011), por sua vez, analisaram a duração das importações para os países membros da União Europeia no período que vai de 1962 até 2006. Os resultados foram que o fluxo nestes países é ainda menor, com duração média de um ano, e que as importações de países que são mais diversificados em termos de exportação apresentam um menor risco de interrupção.

Brenton et al. (2010) seguiram o mesmo raciocínio de análise de Besedes & Prusa (2006a, 2006b), porém observaram os fluxos de comércio sob a ótica exportadora de 44 países no período de 1985 a 2006. Os autores estimam modelos de duração e enfatizam a importância de se considerar a presença de heterogeneidade não observável nos dados de comércio. Por isso, propõem a estimação de um modelo de duração em tempo discreto além do Modelo proporcional de risco de Cox. Os autores concluíram que, para os fluxos de exportação de curta duração, as taxas de sobrevivência são mais baixas, especialmente nos cinco primeiros anos nos países em desenvolvimento. Utilizando funções econométricas de risco, inferiu-se também que, em especial, o tamanho do primeiro fluxo, os custos de informação e pesquisa e a volatilidade da taxa de câmbio influenciam diretamente as taxas de risco dos fluxos exportadores.

Obashi (2010) estudou o fluxo de comércio da indústria de máquinas dos países do leste da Ásia, especificamente China, Hong Kong, Indonésia, Japão, Malásia, Filipinas, República da Coreia, Singapura e Tailândia, no período de 1993 a 2006. A estimação da taxa de sobrevivência foi realizada seguindo o modelo de Kaplan–Meier para o comércio bilateral. Do ponto de vista da duração e da sobrevivência, grande parte das relações de comércio terminam nos primeiros quatro anos. Estimando funções de risco, verificou-se que o comércio é sensível principalmente às variações na taxa real de câmbio.

Apesar da literatura empírica existente sobre este assunto, para o Brasil a literatura ainda é escassa. Ao mesmo tempo, é importante para os formuladores de políticas saberem quais fatores realmente determinam quanto tempo uma relação comercial irá durar. Assim, para melhor entender quais fatores podem auxiliar o país a aumentar o seu fluxo comercial e potencialmente desenvolver sua economia, é válido um estudo maior sobre o que determina a duração dos fluxos comerciais. A duração das importações pode ter um interesse especial já que importações de insumos importados de alta tecnologia e qualidade são importantes para o crescimento das economias.

Em resumo, os estudos empíricos apresentados comprovam que a maioria dos fluxos de comércio não sobrevive por muito tempo, independente do país que foi verificado. O objetivo deste trabalho é estudar a duração dos fluxos de comércio para o Brasil e, à luz da abordagem utilizada por Besedes & Prusa (2006a, 2006b), identificar a analogia existente entre o tamanho inicial da compra e sua relação com diferentes tipos de produtos, classificados por Rauch (1999). Esta será uma abordagem empírica para o cenário brasileiro.

Deste modo, para que as hipóteses acima possam ser testadas, utiliza-se a classificação proposta por Rauch (1999), que diferencia os produtos em homogêneos, de referência por preço ou diferenciados, para explorar as diferenças existentes nos padrões de comércio e sua duração de acordo com o produto que está sendo testado. A base de dados utilizada será a UN-COMTRADE, com dados desagregados ao nível do produto em seis dígitos (classificação do Sistema Harmonizado). A análise empírica consiste na estimação de modelos de duração, utilizando-se a estimação de Kaplan–Meier, o modelo de risco proporcional de Cox e o modelo de duração em tempo discreto de Prentice–Gloeckner que propõem uma análise econométrica de sobrevivência para avaliar como determinadas variáveis influenciam na duração do comércio entre os países.

As contribuições desse trabalho seguem duas direções. Primeiro, documenta-se a duração dos fluxos de importação do Brasil no período de 1992 a 2012. Em seguida, analisam-se os determinantes da duração desses fluxos.[1]

A próxima seção deste trabalho discute detalhadamente a base de dados e a metodologia utilizada. Finalmente, as demais seções apresentarão a descrição das estimações realizadas para o estudo, os resultados e as conclusões obtidas.

2. METODOLOGIA

2.1. Descrição da base de dados

Toda a análise deste trabalho é feita a partir dos dados de importação brasileiros desagregados. Foram coletados dados de importação do Brasil com 74 países com quem mantém relações comerciais. O período de pesquisa se estende de 1992 a 2012 com dados anuais.

A fonte de dados de fluxos de importação utilizada foi a divisão estatística da UN COMTRADE – *United Nations Commodity Trade*. A classificação de produtos utilizada foi a HS – Harmonized System (sistema internacional de nomenclatura de produtos), que classifica os bens ao nível do produto, utilizando-se a desagregação a 6 dígitos, nomenclatura comum a todos os países e amplamente utilizada em estudos empíricos da área de comércio. (a depender do objetivo do estudo, diferentes classificações e níveis de desagregação estão disponíveis na base da UN-COMTRADE, como SITC a 4 e 5 dígitos, BEC entre outros). Trata-se da principal referência internacional utilizada pelos governos para o controle e cálculo de tarifas alfandegárias, estatísticas de tarifas sobre frete, regras de origem de produtos e monitoramento de bens controlados.

Na base de dados da UN-COMTRADE estão disponíveis informações, no nível de produto, sobre o valor e a quantidade da transação, o peso (em kg) da quantidade adquirida e a unidade do volume de produtos comercializados, por país de origem e destino, sendo possível, portanto, obter as informações sobre os fluxos bilaterais de comércio.

Neste trabalho, para o Brasil, utilizou-se um nível de desagregação a 6 dígitos para a revisão datada de 1992. Isto porque é a revisão com dados mais antigos sobre o comércio brasileiro e, portanto, a mais completa. Revisões mais atuais permitiriam a análise de somente dez anos, enquanto esta permitirá o estudo dos últimos vinte. Além disto, escolheu-se trabalhar com apenas 6 dígitos já que, como argumentam Besedes & Prusa (2006a, 2006b), classificações ao nível do produto, se desagregadas em demasia, levam a informações excessivas de entrada e saída de mercadorias, que podem resultar em períodos muito curtos de duração dos serviços e prejudicar a análise final.[2]

Para realizar a classificação de produtos em homogêneos e diferenciados, segue-se a classificação de bens proposta por Rauch (1999), que divide os produtos em três categorias: homogêneos, diferenciados com referência de preço e somente diferenciados, que são os produtos restantes. O autor faz sua classificação com base no SITC de 4 dígitos, que é uma base mais agregada que trabalha os dados ao nível das indústrias, e não do produto, e é a classificação original existente para dados desagregados. Para este trabalho, será utilizada uma conversão dos dados de Rauch (1999) para o sistema harmonizado (HS), a fim de obter o mesmo resultado final de classificação dos bens ao nível do produto, e não da indústria.[3]

Quanto à classificação em si, Rauch (1999) refere-se a produtos homogêneos como aqueles comercializados em mercados organizados. Em geral, estes produtos têm uma padronização internacional

[1] Para a estimação dos modelos de duração foi utilizada a amostra incluindo o período de 1995 a 2012, o período pós controle da inflação.

[2] Estaria disponível para o Brasil a desagregação até 8 dígitos. Como base de comparação, Besedes & Prusa (2006a, 2006b) para os EUA teriam disponíveis dados a até 10 dígitos de desagregação.

[3] Concordância obtida em `http://www.freit.org/TradeResources/TradeData.html`

conhecida e aceita por todos os seus operadores. São exemplos destes produtos o milho, o óleo, a soja, o trigo, enfim, commodities em geral que não preocupam o consumidor sobre a sua origem. Produtos com preço de referência são aqueles que não são comercializados em mercados organizados, porém cujos preços estão listados em meios específicos de cada setor. Embora estes produtos tenham características que os distinguem uns dos outros, são essencialmente substituíveis e o conhecimento de sua origem tem um impacto pequeno na decisão de compra do consumidor. Os bens diferenciados, por sua vez, são tipicamente os bens de consumo, que podem ter características e fornecedores muito variados e podem ser adaptados às necessidades de cada consumidor.

2.2. Modelos Econométricos de Duração e Sobrevivência

Os modelos utilizados para a estimação da duração das importações entre o Brasil e os países da amostra são modelos não paramétricos, isto é, seus dados não precisam, necessariamente, seguir uma distribuição normal. Assim, não é necessário assumir-se homogeneidade na variância e independência entre os dados.

Os dados utilizados em análises de duração estão envolvidos em um procedimento chamado de "processo de tempo de falha". Neste processo, as variáveis em análise são observadas a partir de algum momento escolhido no tempo. Estas variáveis estão em algum estado e serão observadas ao longo do período de tempo estipulado. Em um determinado ponto no tempo, essas unidades estão "em risco" de sofrer algum evento, em que um "evento" representa, essencialmente, uma mudança ou transição para outro estado. Em algumas circunstâncias, as unidades não são observadas experimentando um evento, isto é, nenhuma transição é feita a partir de um estado para outro, enquanto a unidade está sendo observada. A literatura menciona este caso como sendo "censurado", uma vez que não é possível observar o que aconteceu com aquela unidade assim que o último ponto de observação foi analisado. Isto servirá de base para a construção das estimações a seguir. Evento, no nosso caso, corresponde à interrupção da relação bilateral de comércio, i.e., da importação.

2.2.1. Estimador de Kaplan–Meier

O estimador de Kaplan–Meier é amplamente utilizado para estimar funções de sobrevivência a partir de dados de duração. Assim, por meio dele será possível verificar por quanto tempo o Brasil mantém uma relação comercial com determinado país a partir do momento em que a primeira importação é realizada. Neste método, os intervalos de tempo da análise de sobrevida de um evento não são fixos, mas sim originados pelo surgimento de uma falha, que neste caso seria a ruptura de tal relação comercial.

Uma das maiores vantagens do estimador de Kaplan–Meier é que ele é capaz de levar em conta dados censurados, que são os dados que não podem ser observados a partir da última observação da amostra. Esta técnica é designada "processo de tempo de falha", e envolve as unidades observadas em um ponto inicial no tempo, sua sobrevivência por um período e, em seguida, a unidade "falha" ou é "censurada". Assim, o método assume que as observações censuradas são independentes à sobrevida e têm a mesma probabilidade de sofrerem um evento do que aquelas que permanecem em observação e, então, é possível estimar a probabilidade de que a troca comercial irá continuar acontecendo dado que o produto foi negociado até o ano anterior.

Os dados sobre a duração dos fluxos de importação serão expressos em observações anuais. Isto significa que só é possível saber se um fluxo de importação foi registrado naquele ano. Para os fluxos que cessam em um determinado ano, a duração é expressa em incrementos anuais. Já para os que sobrevivem, as informações disponíveis são as de que sua duração excedeu o limite inferior da última duração observada.

Inicialmente, a função de sobrevivência assume um valor 1 em $t = 0$ e decresce, tendendo para zero a medida em que o período de tempo vai evoluindo. Considerando T uma variável não negativa,

que representa o período de tempo até ao momento de falha (no caso, o tempo decorrido até que cesse a importação por determinado produto de determinado país, a partir do momento de início), e dado que, nesta análise, tempo é uma variável discreta, assume-se T como uma variável discreta aleatória que assuma os valores t_i, $i = 1,2,\ldots,n$, com função densidade de probabilidade $p(t_i) = \Pr(T = t_i)$, $i = 1,2,\ldots,n$, em que $t_1 < t_2 < \cdots < t_n$. A função de sobrevivência para a variável aleatória T é representada por

$$S(t) = 1 - F(t) = \Pr(T > t) = \sum_{t_i > t} p(t_i).$$

A função de distribuição cumulativa $F(t)$ é então representada por $F(t) = \Pr(T \leq t)$.

Agora, aplica-se o estimador de Kaplan–Meier para o estudo da probabilidade de sobrevivência de um fluxo até um período de tempo t ou da probabilidade de risco deste ser encerrado após t. Para esta estimação, assume-se que há n observações independentes denotadas (t_i, c_i), $i = 1,2,\ldots,n$, em que t_i é o tempo de sobrevida e c_i é o indicador de censura de uma variável C, que assume valor 1 se a falha ocorrer e 0 caso contrário, para a i-ésima observação.

Assume-se que há $m \leq n$ períodos de tempo registrados em que houve falhas e ordenam-se os tempos de sobrevida como $t_{(1)} < t_{(2)} < \cdots < t_{(m)}$. Assim, o estimador produto limite de Kaplan–Meier, $S(t)$, para a função de sobrevivência é tal que

$$\hat{S}(t) = \prod_{t_{(i)} \leq t} \frac{n_i - d_i}{n_i},$$

onde n_i é o número de fluxos em risco no momento t_i; d_i é o número de interrupções até t_i; e $\hat{S}(t) = 1$ se $t < t_1$.

A função de risco é estimada tomando a proporção de relações que se encerram em um determinado ano para o número de relações que continuam ativas no mesmo ano. Assim, o estimador é dado por

$$\hat{h}(t) = \frac{d_i}{n_i}.$$

Deste modo, será realizada a estimação da duração das importações do Brasil tanto para bens homogêneos quanto para bens diferenciados, podendo assim comparar os resultados com a teoria desenvolvida por Rauch (1999) e as evidências empíricas desta relação, como o proposto por Besedes & Prusa (2006b).

2.2.2. Modelo de Risco Proporcional de Cox

Modelos de risco têm sido muito utilizados para modelar dados de sobrevivência, principalmente na presença de variáveis de interesse para cada indivíduo, que, neste caso, será cada par produto-país da amostra. A popularidade destes modelos se deve, principalmente, pela robustez obtida, com resultados muito próximos dos obtidos por modelos paramétricos. Neste trabalho, o Modelo de Risco Proporcional de Cox é utilizado para avaliar como determinadas variáveis influenciam na duração do comércio entre os países. A notoriedade do modelo de Cox deve-se ao fato de permitir a estimação da relação entre a taxa de risco e um conjunto de variáveis explicativas que utilizam uma abordagem de probabilidade parcial sem a necessidade de efetuar quaisquer hipóteses sobre a forma da função de risco de base. Deste modo, para a estimação, é utilizado o Método de Máxima Verossimilhança Parcial.

Seguindo a estimação utilizada por Besedes (2008), o modelo proposto consiste em uma função de risco $h(t)$, chamada *hazard function* ou taxa de risco/falha, que representa a taxa instantânea de morte de um indivíduo no intervalo de tempo t a $t + 1$.

O modelo é o que segue:

$$h(t, x, \theta) = h_0(t) \exp(x\theta),$$

onde t é o tempo de sobrevivência; x é um vetor de variáveis explicativas; θ é um vetor de coeficientes que devem ser estimados; e $h_0(t)$, chamado risco basal, determina como a função de risco muda como uma função no tempo.

A taxa de risco para cada indivíduo é igual ao risco basal quando o valor de todas as variáveis independentes é igual a zero. A taxa de risco será maior que um se a variável correspondente afetar negativamente a duração das relações comerciais e, analogamente, será menor que um se afetar positivamente. Quando a taxa for igual a um, não há impacto na duração do comércio pela variável correspondente.

2.2.3. Modelo de Prentice–Gloeckner

O modelo Prentice–Gloeckner é um modelo de duração em tempo discreto, que se mostra ainda mais adequado ao contexto dos fluxos de comércio do que os modelos de duração em tempo contínuo como o modelo de Cox. Neste modelo, permite-se a presença de uma heterogeneidade não observável e que assume a forma multiplicativa, obtendo-se a função de risco igual a

$$h(t,x,\theta) = \delta_i h_0(t)\exp(x).$$

onde δ_i captura a heterogeneidade presente, correspondendo a uma variável aleatória independente de x, o vetor de regressores para o fluxo i. A distribuição usual assumida para δ é uma distribuição gamma com média 1 e variância σ^2.

2.2.4. Variáveis escolhidas

As variáveis explicativas para a estimação dos modelos de Cox e Prentice–Gloeckner de acordo com os possíveis determinantes da duração dos fluxos de comércio. Em grande parte dos estudos de comércio são utilizadas as variáveis referentes ao modelo de gravidade, proposto por Tinbergen (1962) e que buscava explicar as relações econômicas e comerciais entre os países. Segundo esse autor, as relações bilaterais de comércio eram determinadas pelo tamanho econômico de cada parceiro comercial e pela distância física entre eles.

A *proxy* utilizada para o tamanho de cada país é o Produto Interno Bruto (PIB), sendo este um fator favorável ao volume de transações, uma vez que espera-se que países desenvolvidos tendam a realizar maior volume de comércio. Além disso, quanto maior for uma economia, maior será a variedade de produtos exportada por ela assim como a demanda por produtos variados.

A variável distância, por sua vez, é considerada uma proxy para os custos do comércio, tais quais custos com transporte e informação. Esta variável é importante na medida em que se espera que países adjacentes sejam mais propícios a manter relações comerciais já que os custos citados são reduzidos. Em termos desta variável, a proxy escolhida é a utilizada pelos modelos de gravidade, proposta e calculada por Mayer & Head (2002) e que calcula a distância entre dois países com base em distâncias bilaterais entre as maiores cidades daqueles dois países, ponderando estas inter-cidades pela participação da cidade na população geral do país. Isto é feito para minimizar o chamado efeito fronteira, que ocorre quando a distância interna entre um mesmo país é maior ou menor do que a distância entre um país e outro, o que influencia diretamente nos custos de transporte. Para a modelagem, ambas as variáveis são utilizadas em logaritmo para minimizar a variância entre os dados, mantendo as características originais da série.

Com interpretação similar à da variável distância, será utilizada uma variável *dummy* para caracterizar os países pertencentes ao Mercosul ou não. De acordo com Vasconcelos (2003), houve um crescimento no fluxo comercial entre o Brasil e os países do Mercosul no período de 1990 a 1998. Assim, será interessante analisar a duração destes fluxos paralelamente a este crescimento observado. Também foi incluída uma *dummy* para os países da amostra que fazem fronteira com o Brasil para capturar a facilidade de comércio devido aos custos de transporte. Utilizou-se uma *dummy* para caracterizar países da OCDE e observar o efeito que o comércio com tais países tem para o Brasil, já que, por serem países

com maior nível de desenvolvimento econômico pode ser que tal efeito seja diferente dos demais países observados. Seguindo alguns trabalhos que também utilizam as variáveis de gravidade mencionadas, construiu-se uma *dummy* também para países com língua comum ao Brasil. O valor da compra inicial de um produto (em dólares reais em logaritmo) é incluído a fim de capturar se compras de maior porte, que podem implicar em compras de menor incerteza, tendem a fazer com que as transações sobrevivam mais. Essa variável é relevante para investigarmos se a duração das transações comerciais está ou não relacionada com incerteza, como sugerido por Besedes & Prusa (2006a, 2006b). A variação do valor unitário (em dólares reais) é também incluída, para controlar por possíveis variações de preços dos produtos.

Há também uma variável *dummy* que buscará controlar para os *multiple spells* da amostra, que ocorrem quando existem múltiplos períodos de comércio separados por outros períodos em que não houve nenhuma compra. Os *spells* são os períodos em que houve comércio, consecutivamente um ao outro na medida em que há algum período sem transação. Seguindo a interpretação de Besedes & Prusa (2006a, 2006b), acredita-se que uma primeira falha pode tornar a segunda falha mais provável, ou seja, o risco de quebra do processo seja mais alto. Por outro lado, é possível que o retorno do fornecedor externo para o mercado é um sinal positivo, o que faz uma quebra futura menos provável. Em qualquer um dos casos, é preciso observar e controlar por esta variável. Assim, cada *multiple spell* foi tratado como independente e a *dummy* é usada para controlar o impacto de algum *spell* muito grande.

Outra variável incluída é a variação percentual, ano-a-ano, da taxa real de câmbio. Para isto, seguiu-se o método proposto por Besedes & Prusa (2006a, 2006b) mas com algumas alterações que se julgaram pertinentes. Os autores, no seu modelo, normalizaram a taxa de câmbio de um país em relação ao dólar pela taxa de câmbio real média de todos os países da amostra em relação ao dólar. Em seguida, calcularam as variações nas taxas referentes a cada ano. Este método, porém, percebeu-se inviável ao analisar a relação dos países da amostra em relação ao real, já que muitos países possuíam moedas extremamente depreciadas, o que poderia afetar toda a análise. Assim, a diferença feita foi normalizar a taxa de câmbio não pela taxa real média de todos os países, e sim pela variação média destes países ao longo dos anos e da média destas variações. Deste modo, é possível medir-se como a taxa de câmbio de cada país mudou em relação aos seus concorrentes e estes concorrentes se comportaram em relação à moeda brasileira. Uma redução nesta medida, que se dará em pontos percentuais (unidades de 10 pontos percentuais), reflete que a moeda de um país valorizou sua moeda em relação à moeda do país importador, o Brasil, o que faz com que o risco de falha aumente. Por outro lado, se a moeda de um país se desvaloriza em relação às moedas de outros países, suas empresas se tornarão mais competitivas e menos propensas a sair do mercado. A interpretação, portanto, é que a diminuição de 10 pontos percentuais (unidade utilizada) da moeda de um determinado país em relação à média dos concorrentes em relação ao Brasil aumenta o risco na referida procentagem.

Por fim, as variáveis referentes ao PIB foram obtidas através do banco de dados disponível online do Banco Mundial. A variável referente à distância e fronteira foram coletadas com base no "*Great Circle Distance*", por meio da CEPII. O valor de importação (medido em dólares) é fornecido pelas Nações Unidas, através do banco de dados de comércio internacional UN-COMTRADE. As dummies, por sua vez, foram construídas, exceto as referentes às classificações dos produtos por Rauch (1999).[4]

3. DESCRIÇÃO DOS RESULTADOS

3.1. Análise descritiva dos valores iniciais de compra

O primeiro resultado obtido pode ser observado na Tabela 1, que reporta a distribuição dos valores iniciais para o primeiro ano das relações comerciais. Como pode ser notada, a mediana dos valores iniciais é bastante baixa nas diversas classificações, tanto para países emergentes como para países

[4]A classificação de produtos pode ser obtida em `http://www.freit.org/TradeResources/TradeData.html`

Tabela 1. Distribuição dos valores iniciais de compra no primeiro ano de determinada relação comercial. A análise foi dividida entre países emergentes e avançados, além de apresentarmos as estatísticas para os países como um todo. Análise descritiva com dados entre 1992 e 2012.

	Países Emergentes	Países Avançados	Todos os países
	(US$)	(US$)	(US$)
Média	254.936,40	453.154,80	344.970,10
5º percentil	54,19	104,47	70,31
25º percentil	1.091,77	1.421,97	1.259,54
Mediana	6.055,97	6.649,66	6.318,80
75º percentil	34.612,46	39.175,27	36.600,22
95º percentil	478.464,20	632.729,10	542.885,00
Número de Observações	192.760	160.419	353.179

avançados. Vale ressaltar que, seguindo Rauch & Watson (2003), foram classificados como países em desenvolvimento aqueles que não pertenciam à OCDE em 1988. Os valores iniciais para os países em desenvolvimento são consistentemente menores em suas distribuições quando comparados com os desenvolvidos. Ademais, mais de três quartos das relações se iniciam com valores abaixo dos US$ 35.000 (a valores de dólares de 2010). Ainda, para os valores mais altos, há um salto muito grande entre os mesmos. Deste modo, percebe-se que a grande maioria das relações de importação do Brasil se inicia muito pequena, ao passo que pouquíssimas começam com valores mais elevados - valores estes ainda muito pequenos se comparados aos dos Estados Unidos, em que os 5% maiores valores ultrapassam a casa do milhão de dólares, como pode ser verificado em Besedes (2008).

Já pela Tabela 2, apresentada acima, percebe-se uma grande variação nos valores de comparação entre a classificação dos produtos: os produtos ditos homogêneos tendem a ter um valor inicial de compra bem maior que os demais, ao mesmo tempo em que a mediana dos valores para os produtos diferenciados é aproximadamente 22% do valor da mediana dos homogêneos. Os valores possuem uma flutuação muito grande, mas estão de acordo com a teoria de Rauch & Watson (2003), afirmam que o tamanho da compra inicial envolvendo bens homogêneos deveriam ser maiores do que bens diferenciados. Isto é explicado uma vez que, como produtos homogêneos são comercializados em mercados ditos organizados, o custo de procura por parte do país comprador é menor, já que os produtos são mais padronizados

Tabela 2. Distribuição dos valores iniciais de compra no primeiro ano de determinada relação comercial de acordo com a classificação dos produtos. A análise foi subdividida entre produtos homogêneos, referenciais e diferenciados, seguindo a classificação de Rauch (1999). Foram utilizados apenas os dados de produtos com classificação. Análise descritiva com dados entre 1992 e 2012.

	Produtos Homogêneos	Produtos Referenciais	Produtos Diferenciados
	(US$)	(US$)	(US$)
5º percentil	70,79	74,20	67,43
25º percentil	2.516,49	1.592,22	1.116,72
Mediana	22.204,72	10.362,00	4.894,22
75º percentil	147.773,00	56.777,19	25.992,98
95º percentil	4.628.284,00	807.036,20	318.699,60
Número de Observações	19.382	83.719	227.270

entre os fornecedores e a incerteza acerca da qualidade do produto, por exemplo, é menor.

Do mesmo modo, é razoável afirmar que, para produtos diferenciados, os custos de pesquisa, as atribuições e características do bem são mais elevados, e a variação destes produtos entre os fornecedores também o é. Assim, o custo de troca de fornecedor para o importador é mais alto no caso dos bens diferenciados e a compra inicial será menor, para que haja um conhecimento gradual do produto que está sendo adquirido. No caso dos homogêneos, dificilmente o país importador aprenderá sobre seu fornecedor se comprar em quantias pequenas, já que o comprador pode facilmente encontrar outro fornecedor com riscos associados mais baixos e com quem poderá fazer um pedido inicial maior. Os resultados obtidos para os dados brasileiros parecem corroborar estas hipóteses.

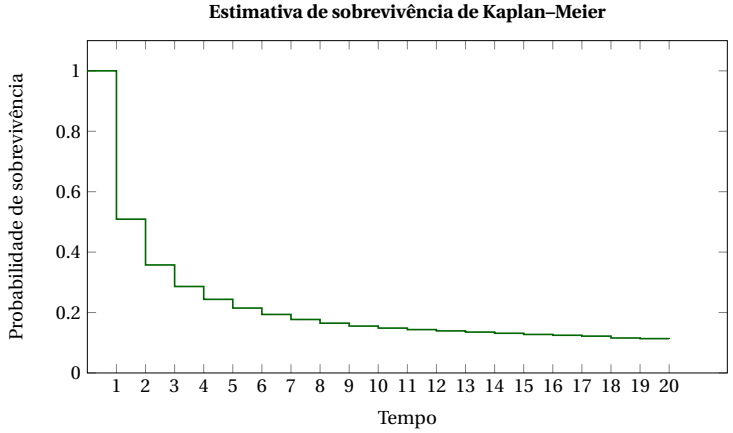
3.2. Estimativas de Kaplan–Meier

A partir da análise inicial verificada acima, foram realizadas as estimativas das funções de sobrevivência não paramétricas de Kaplan–Meier para os produtos em sua totalidade.

Como pode ser notado claramente na Figura 1, o tempo médio de sobrevivência das importações do Brasil é extremamente baixo. Do primeiro para o segundo ano, apenas 50,9% dos produtos sobreviveram ao comércio, percentual que cai para 21,48% ao final do quinto ano e, ao fim do período analisado, apenas 11,23% sobreviveram. O tempo mediano de sobrevivência é, portanto, de apenas um ano para as importações brasileiras. Os resultados se apresentaram estatisticamente significantes a um nível de significância de 5%. A mesma análise estratificada para o comércio com países membros da OCDE ou países de língua comum não apresentaram diferenças significativas nestas estatísticas.

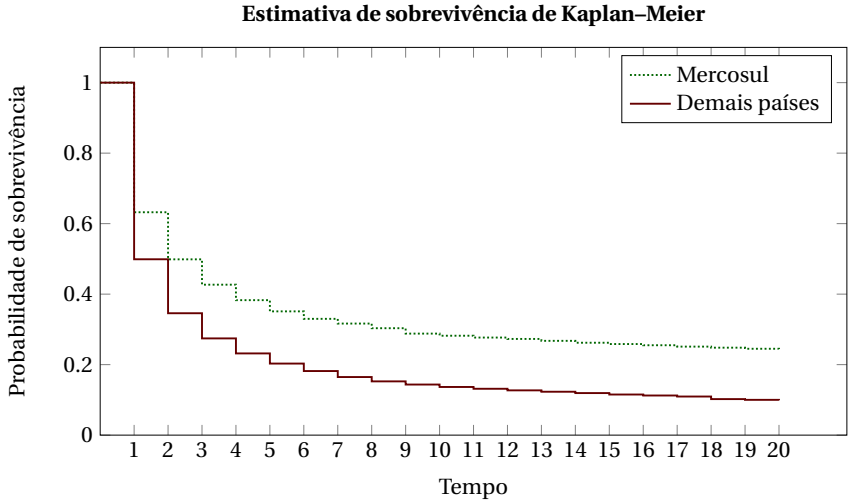
Um resultado interessante se refere aos países pertencentes ao Mercosul (Argentina, Paraguai, Uruguai — membros desde 1996). Para estes países, a sobrevivência do comércio tende a ser maior. Este resultado encontra-se na Figura 2. Nela, observa-se que 63,23% e 24,44% das relações comerciais entre eles sobreviveram, respectivamente, ao primeiro ano e ao 20º ano da amostra, enquanto apenas 49,89% e 9,88% o fizeram para os demais países. O tempo mediano de sobrevivência passa de um para dois anos neste caso. O resultado era esperado na medida em que países que possuam alguma vantagem de comércio, seja em termos tarifários ou mesmo de custos de distância entre um bloco econômico, tendem a comercializar mais entre si a fim de auferir vantagens econômicas destas parcerias. No caso específico do Mercosul, entre algumas destas vantagens estão a baixa tarifa de importação para produtos fabricados dentro do Mercosul se comparada à de países de fora do bloco e a isenção de imposto de

Figura 1. *Representação gráfica da estimativa da probabilidade de sobrevivência, do longo dos anos da amostra para todos os países, por Kaplan–Meier.*



Taxa de sobrevivência por ano			
1	0.5090	11	0.1435
2	0.3575	12	0.1392
3	0.2862	13	0.1353
4	0.2437	14	0.1314
5	0.2148	15	0.1275
6	0.1937	16	0.1248
7	0.1770	17	0.1219
8	0.1648	18	0.1157
9	0.1552	19	0.1136
10	0.1485	20	0.1123

Figura 2. Representação gráfica da estimativa da probabilidade de sobrevivência, ao longo dos anos da amostra para os países do Mercosul em comparação aos demais países da amostra, por Kaplan–Meier.



importação para importados que têm como finalidade a exportação no Brasil.

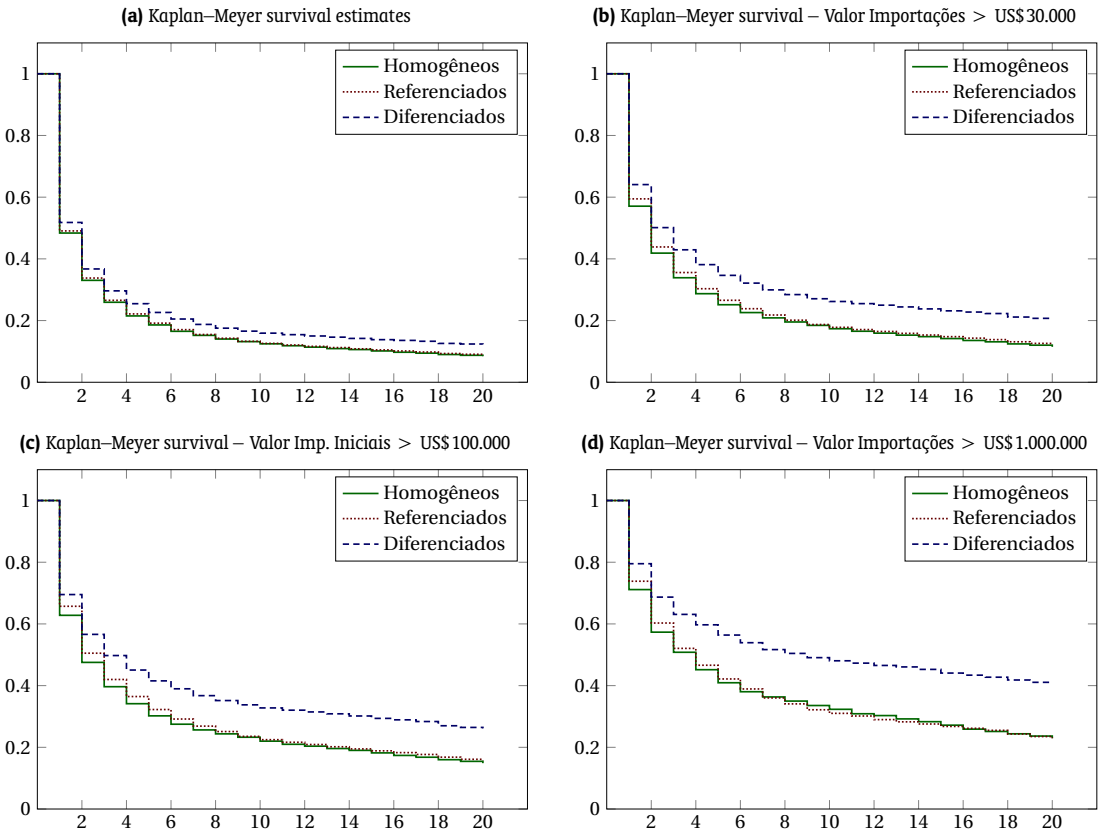
Ao se analisarem os estimadores de Kaplan–Meier para os diferentes tipos de produtos, obtêm-se os resultados da Figura 3. O tempo de sobrevivência mediano é de um ano para os produtos homogêneos e referenciais e de 2 anos para os diferenciados. O período é bastante curto, principalmente se comparado com os resultados obtidos por Besedes & Prusa (2006b) para os Estados Unidos, que foi de 5 anos para os bens diferenciados e de 2 anos para os homogêneos e referenciais e já foram considerados extraordinariamente curtos pelos autores.

Ainda, os resultados mais importantes são relacionados aos produtos diferenciados. Quando são analisados os dados como um todo, a diferença entre este bem e os demais é pouca, embora existente, uma vez que há predominância de pequenas compras no Brasil e de duração bastante curta. Porém, ao estratificar-se a mesma análise para valores de compra inicial maiores, como mostra a Figura 3, claramente é possível notar o deslocamento da sobrevivência dos bens diferenciados ao longo do tempo, como também um aumento da sobrevivência em si ao compará-los com os bens como um todo.

Quando o valor inicial da transação for maior do que US$ 30.000, o tempo de duração mediano do comércio para os bens homogêneos é de 2 anos e de 4 anos para os bens diferenciados. Ao longo dos 20 anos, 11% dos bens homogêneos sobrevivem, 12,3% dos bens referenciais e 20,4% dos diferenciados. Já quando o valor inicial de comércio for maior do que US$ 1.000.000, ainda 41% dos produtos diferenciados sobrevivem ao vigésimo ano, enquanto apenas 23% dos homogêneos e 23% dos referenciados.

As diferenças mencionadas acima corroboram algumas proposições de Rauch & Watson (2003) sobre as diferenças entre os produtos. Na primeira delas, os autores argumentam que, mantendo o tamanho inicial da compra constante, a duração das relações envolvendo bens diferenciados deveriam ser maiores do que as envolvendo bens homogêneos, uma vez que baixos custos de investimento associados aos bens homogêneos fariam o país importador mais propenso a trocar de um fornecedor para o outro, diminuindo então a duração do comércio. Esta proposição é verificada, embora a diferença obtida tenha sido pequena para o caso brasileiro. Já na sétima proposição, para todos os tipos de produtos, a relações comerciais com valores de compra iniciais mais altas deveriam durar mais, já que, tudo o mais constante, compras iniciais maiores tendem a estar associadas com fornecedores com baixos custos marginais, que por sua vez tendem a aumentar a duração do comércio. As duas proposições, em conjunto, podem ser

Figura 3. Representação gráfica de Kaplan–Meier da estimativa da probabilidade de sobrevivência, do longo dos anos da amostra para todos os países da amostra. Os produtos foram divididos de acordo com a sua classificação em homogêneos, referenciais em preço e diferenciados e a análise estratificada para diferentes valores de compra inicial. Os resultados imputam dados apenas dos produtos que contém classificação, excluindo-se os não classificados.



observadas claramente quando são estratificadas as relações por valor de compra inicial, com todas as diferenças entre os tipos de produtos estatisticamente significantes.

3.3. Estimação dos Modelos de Duração: Modelo de Risco Proporcional de Cox e Modelo de Prentice–Gloekner

Os resultados das estimações dos modelos de duração são apresentados a seguir. Os modelos de Cox e de Prentice–Gloeckner são estimados e comparados seus resultados. A realização de testes econométricos[5] mostra que a estimação do modelo de Prentice–Gloeckner é mais adequada para a maioria das especificações,[6] indicando que a heterogeneidade não observável parece ser relevante no nosso caso. De qualquer modo, apresentamos sempre a comparação com o modelo de Cox.

A Tabela 4 compara a estimação dos dois modelos e também diferentes especificações. As duas

[5]Ver as tabelas do Apêndice que mostram os resultados dos testes de resíduos de Schoenfeld para as regressões em questão.

[6]Os testes globais sempre apontam contra o modelo de Cox, embora em alguns casos, os testes individuais dos coeficientes tenham resultados menos evidentes, com vários parâmetros não sendo rejeitados.

Tabela 3. *Razões de sobrevivência de Kaplan–Meyer, transcrevendo os resultados observados na Figura 3. As linhas 2, 3 e 4 estratificam a amostra para valores iniciais de compra maiores do que US$ 30.000, US$ 100.000 e US$ 1.000.000, respectivamente.*

	Produtos Diferenciados			**Produtos Referenciais em preço**			**Produtos Homogêneos**		
	Ano 1	Ano 10	Ano 20	Ano 1	Ano 10	Ano 20	Ano 1	Ano 10	Ano 20
Benchmark	0,5180	0,1592	0,1230	0,4906	0,1260	0,0895	0,4837	0,1246	0,0844
Obs > US$ 30.000	0,6793	0,3584	0,2921	0,6376	0,2417	0,1765	0,6130	0,2160	0,1501
Obs > US$ 100.000	0,7285	0,4538	0,3816	0,6967	0,3116	0,2323	0,6706	0,2858	0,2042
Obs > US$ 1.000.000	0,8094	0,6268	0,5543	0,7593	0,4422	0,3600	0,7364	0,4178	0,3425

primeiras colunas mostram estimações do modelo de Cox, para todos os produtos, sendo que na segunda coluna há estratificação por produto, definido ao nível de desagregação de 6 dígitos. Já as colunas (3) a (5) correspondem a estimações do modelo de Prentice–Gloekner (P-G, a seguir), com três especificações distintas. Na coluna (3), trata-se da mesma especificação de (1), mas com outro método de estimação, enquanto que a (4) exclui as observações que apresentam múltiplos *spells* e a coluna (5) exclui os fluxos de comércio menores que US$ 30.000.

Os resultados são apresentados em termos da razão de risco ($\exp(b)$). A maioria das variáveis mostrou-se estatisticamente significante em todas as especificações, a não ser a variável de fronteira, possivelmente devido à importância do Mercosul.

Relações com países com PIBs mais elevados tendem a durar mais, já que PIBs mais elevados tendem a diminuir a razão de risco da transação, aumentando assim a duração do comércio. Como o tamanho das economias é muitas vezes medido pelo PIB, pode-se interpretar esse resultado como indicando que quanto maior a economia exportadora, maior é a estabilidade da relação comercial. No entanto, para relações acima de US$ 30.000 e estimados por P-G, o PIB deixou de ser significante.

No resultado da primeira coluna à esquerda da tabela, um aumento de 100% no PIB dos países diminuiria em 4,4% a razão de risco. A distância, por sua vez, utilizada como *proxy* para custo de transporte, se aumentada em aproximadamente 100% (1 ponto na escala log), tende a aumentar a razão de risco em aproximadamente 29% e, portanto, diminuiria significativamente a duração do comércio, tornando-se quantitativamente ainda mais relevante com as estimações de P-G (colunas 3 a 5). Esse resultado é esperado e consistente com os encontrados na literatura, uma vez que se espera que quanto mais distantes os países, mais custosa seria a importação e isso poderia ter consequências também para a duração da relação comercial.

O valor inicial de compra afeta a razão de risco das importações brasileiras, com coeficiente sendo estatisticamente significante. A importância da compra inicial se eleva quando estimado o modelo de P-G. Para o valor inicial de compra, se esse valor dobra, isso diminui a razão de risco em aproximadamente 4% (Modelo de Cox) e em 12% (Modelo P-G), indicando que, quanto maior o valor da compra, maior a duração do comércio. Além disso, a importância do valor inicial de compra tende a se tornar mais relevante quanto maior esse valor, atingindo uma diminuição da razão de risco em cerca de 23% para compras acima de US$ 30.000 (coluna 5). Tal hipótese será aprofundada em análise posterior, quando analisarmos a duração levando-se em conta os valores de compras iniciais.

A respeito das relações comerciais com países pertencentes à OCDE, obtém-se que com a estimação de P-G as relações com a OCDE são mais duradouras (redução da razão de risco em cerca de 8%) e que a razão de risco diminui na medida em que aumenta o valor inicial da compra, sendo que para compras acima de US$ 30.000 importar de países da OCDE reduz a razão de risco em cerca de 37%. Isso pode indicar maior confiança por parte do Brasil ao importar bens de alto valor agregado se estes vierem de países

Tabela 4. Regressões Modelos de Duração.
Estimativas de modelos de duração para o período entre 1995–2012, realizando-se as estimações com diferentes métodos e especificações. Estimativas do modelo de Cox nas colunas (1) e (2), sendo que na coluna (2) há estratificação por produto a 6 dígitos; estimativas do modelo de Prentice–Gloeckner nas colunas restantes, sendo que a coluna (4) exclui as observações com múltiplos spells e a última coluna inclui somente fluxos com valores iniciais de compra acima de US$ 30000.

	Cox (1)	Strata (2)	Prentice (3)	Sem Multi (4)	>US$ 30000 (5)
GDP	0,956	0,868	0,929	0,997	0,991
	(17,29)**	(48,55)**	(17,45)**	(0,18)	(1,07)
Var. Cambial	0,896	0,903	0,873	0,775	0,863
	(53,98)**	(44,57)**	(55,31)**	(53,52)**	(42,50)**
Distancia	1,297	1,916	1,689	4,646	1,831
	(25,86)**	(58,93)**	(31,91)**	(25,65)**	(19,04)**
Valor Inicial	0,960	0,949	0,885	0,678	0,767
	(31,95)**	(34,14)**	(58,90)**	(50,57)**	(38,38)**
Var. Preco	1,018	1,017	1,017	1,035	1,037
	(6,53)**	(5,91)**	(5,49)**	(3,25)**	(5,29)**
OCDE	1,008	1,066	0,915	0,396	0,629
	(0,90)	(6,57)**	(5,83)**	(16,68)**	(15,04)**
Lingua	0,997	0,855	0,977	0,988	1,198
	(0,13)	(7,82)**	(0,73)	(0,09)	(2,37)*
Referenciado	1,181	–	1,435	3,550	1,600
	(21,85)**	–	(28,53)**	(26,92)**	(20,44)**
Homogeneo	1,255	–	1,662	5,048	1,797
	(15,78)**	–	(21,02)**	(19,36)**	(15,38)**
Mercosul	0,934	0,934	0,859	0,361	0,396
	(3,51)**	(3,29)**	(4,90)**	(9,33)**	(15,13)**
mult_spell	2,529	2,469	5,291	1,209	0,847
	(91,43)**	(83,42)**	(120,45)**	(2,30)*	(3,63)**
Fronteira	0,998	1,003	1,014	0,000	0,053
	(0,15)	(0,22)	(0,61)	(22,25)**	(11,36)**
Nº Obs.	751379	751379	751379	31082	351507
LogL			−250,261	−43,033	−94,814
Var. Gama					
Exp(b)			1,295	4,162	1,985
p-Valor			0,000	0,000	0,000
LR Test					
Chi 2			25639,10	7912,15	12868,20
P-Valor			0,000	0,000	0,000

Notas: Coeficientes expressos como exponencial, $\exp(b)$. Variação Cambial em unidades de 10%. Estatística t reportada entre parênteses.

desenvolvidos. Alternativamente, compras com maior valor inicial podem indicar maior conhecimento do produto em questão, em especial bens diferenciados, e não havendo incerteza as relações tendem a durar mais.

Analogamente, com o aumento do valor inicial da compra, a razão de risco para países pertencentes ao Mercosul diminui, fazendo com que a duração do comércio entre o Brasil e estes países seja maior, o que suporta o que foi observado e discutido na Figura 2. As relações com países do Mercosul tendem a ser ainda mais duradouras do que com países da OCDE, com a razão de risco caindo em cerca de 14%, sendo que para compras acima de US$ 30.000 esse valor chega a quase 60% (colunas 3 e 5).

Nesta análise, produtos diferenciados foram a categoria excluída para a estimação das variáveis referentes aos produtos homogêneos e referenciais em preço. Assim, bens homogêneos apresentaram uma razão de risco 25% mais alta e os referenciados em preço, por sua vez, 18% mais alta em relação aos diferenciados (estimação de Cox). Esse resultado fica ainda mais forte quando se estima o modelo de duração discreta, P-G, atingindo razões de risco mais elevadas que os bens diferenciados em 43% e 66% para bens referenciados e homogêneos, respectivamente. Logo, os fluxos de bens homogêneos e referenciados tendem a ter uma sobrevivência menor que os bens diferenciados, corroborando os resultados obtidos para outros países, notadamente o caso dos EUA.

A existência de língua comum, por sua vez, não é uma variável estatisticamente significante na maior parte das estimações e, mesmo que ela se prove significante na primeira coluna, vale lembrar que apenas dois países da amostra falam a mesma língua do Brasil, Portugal e Moçambique. Logo, por mais que a variável indique que, no geral, pode haver uma razão de risco menor para a duração do comércio, é mais razoável pensar que outros fatores podem ser mais importantes nesta análise do que a língua por si só.

Esses resultados são consistentes em grande parte com os obtidos para a Alemanha em Nitsch (2009). No caso alemão, as principais variáveis da equação da gravidade, PIB e distância, apresentam relação com a duração dos fluxos esperada: quanto maior o país (maior o PIB) e quanto menor a distância maior a duração do fluxo comercial. Por outro lado, os coeficientes das variações da taxa de câmbio mostraram-se insignificantes, embora positivos, sugerindo não afetar a duração dos fluxos. Já no caso brasileiro, a variação cambial, que captura o grau de competividade do Brasil *vis-a-vis* o resto do mundo, mostrou-se estatisticamente significante.

No caso alemão, assim como no caso do Brasil, a duração parece ser positivamente afetada pelo valor inicial de compra, com valores iniciais maiores levando a uma maior duração. O valor unitário — a medida de preço utilizada — possui relação positiva com o fluxo comercial no caso da Alemanha, sugerindo uma possível relação com sofisticação de produtos. A interpretação sugerida pelos autores foi de que produtos mais sofisticados teriam fluxos mais duradouros. No caso brasileiro, por sua vez, obtivemos uma relação negativa entre variação de preços e duração do fluxo comercial. Elevações de preços dos produtos tendem a reduzir a duração dos fluxos comerciais brasileiros embora o impacto não seja elevado — os coeficientes obtidos foram próximos de um. Essa diferença de resultado pode estar relacionada com o fato da Alemanha, sendo um país avançado, ser mais suscetível a efeitos de sofisticação de suas exportações do que o Brasil. No caso brasileiro, reduções de custo dos produtos podem torná-los mais competitivos e elevar a duração da relação comercial.

Comparando-se o caso brasileiro com os países do Leste Asiático, de acordo com Obashi (2010), temos que os resultados são bastante similares, inclusive em magnitude. A distância tende a reduzir a duração dos fluxos comerciais, enquanto que a língua comum, a fronteira e a participação em acordo de livre-comércio tendem a elevar a duração dos fluxos, resultado também obtido no nosso caso. O valor inicial de compra se mostra sempre estatisticamente significante e tendendo a elevar a duração do fluxo, com coeficiente da mesma ordem de magnitude dos nossos em nossa amostra completa (colunas 1 a 3 da Tabela 4). Notadamente, Obashi (2010) encontrou uma relação positiva da variação cambial com a duração dos fluxos, com desvalorizações associadas a elevações da duração dos fluxos. Assim como no

caso brasileiro, os coeficientes foram estatisticamente significantes e na mesma ordem de magnitude. No caso de Obashi (2010) não são considerados os diferentes tipos de produto já que ele estuda somente produtos manufaturados que são bens diferenciados.

As estimações acima foram também realizadas dividindo-se a amostra de acordo com o valor da compra inicial. Foram considerados os valores de US$ 30.000, US$ 100.000 e US$ 1.000.000, para facilitar a comparação com outros trabalhos, como Besedes & Prusa (2006b), sendo que o valor de US$ 30.000 foi incluído a fim de capturar compras iniciais de tamanho significativo para um país em desenvolvimento. As variáveis afetadas correspondem ao valor inicial de compra, que se torna cada vez mais relevante quanto maior o valor de compra inicial; e as *dummies* de OCDE e Mercosul, indicando que as relações com países desses dois grupos tornam-se mais duradouras quanto maior for o valor da compra inicial, independentemente do método de estimação utilizado, como pode ser visto na Tabela 5.

Análises para diferentes períodos do tempo também foram realizadas, dividindo-se o período estudado em 1995–2003 e 2004–2012. Primeiramente, optou-se por estudar o período compreendido entre 1995 e 2003, que incorpora o período recente de abertura comercial do Brasil, a formação e início das transações entre os membros do Mercosul e a fase pós Plano Real que estabilizou a inflação no país. Deste modo, os valores encontrados podem divergir, em alguns aspectos, do período compreendido entre 2004 e 2012, em que o país já estava mais amadurecido economicamente e em termos de relações comerciais. Prova disto é o aumento do número de transações presentes nesta amostra, que passou de 280.000 observações nos primeiros 10 anos estudados para 470.000 observações nos 10 últimos, um aumento de aproximadamente 50%.

Na Tabela 6, são apresentados os resultados para a estimação do modelo de Cox (colunas 1 e 4), de Prentice–Gloeckner (colunas 2 e 5) e de Prentice–Gloeckner para valores iniciais de compra maiores que US$ 30.000 (colunas 3 e 6).

Entre os aspectos que não alteraram a análise da razão de risco estimada estão o PIB, a distância (embora tenha aumento quando valor de compra inicial se eleva), a língua comum (insignificante em ambos os períodos) e a variação de preços (valor unitário) possuem comportamentos bastante similares em termos de interpretação da razão de risco e, por conseguinte, do efeito na duração do comércio.

Comparando-se com os resultados anteriores, há tendência de aumento na importância de algumas variáveis quando o valor de compra inicial é maior que US$ 30.000. Entre as mudanças observadas temos, principalmente: o câmbio, nos primeiros anos de análise mostrou-se afetar pouco a razão de risco — 10% de desvalorização do país exportador reduz a razão de risco em cerca de 2%. A importância da variação da taxa de câmbio que mede a competitividade do Brasil em relação ao resto do mundo — torna-se bem mais relevante no período posterior a 2003. Isto pode se dever ao fato dos fluxos comerciais terem se intensificado no período a partir de 2002–2003, devido à mudança de regime cambial de 1999 bem como uma intensa variação cambial em 2002.

Uma desvalorização de 10% da moeda do exportador leva a uma redução da razão de risco de 20% (Cox) a 26% (P-G), aproximadamente. Isso faz com que a duração das relações seja bem maior. Assim, quando um país se torna mais competitivo em relação ao Brasil, as relações com esse país tendem a perdurar mais de modo relevante. Esse efeito tem magnitude mais relevante para o período de 2004 a 2012. Note também que o impacto da variação da taxa de câmbio independe do valor de compra inicial.

Relações comerciais com países membros da OCDE tendem a ter uma maior duração no período de 2004 a 2012 e, além disso, para compras com valores iniciais maiores, a partir de US$ 30.000. No período anterior, as relações com países da OCDE tendem a não afetar ou a elevar pouco a razão de risco, o que levaria a uma menor duração.

Algo similar aconteceu com o Mercosul, que no segundo período deixou de elevar a razão de risco no modelo para influenciar consideravelmente a razão de risco para baixo, notadamente nas transações maiores. As estimações pelo modelo de P-G mostram maior impacto do que as estimações pelo modelo de Cox, sendo que para valores de compra iniciais acima de US$ 30.000 a importância de comercialização

Tabela 5. Regressões Modelos de Duração – Valores Iniciais de Compra.
Estimativas de modelos de duração para o período entre 1995–2012, realizando-se as estimações para diferentes períodos de tempo, entre 1995 e 2003 e de 2004 a 2012. Estimativas do modelo de Cox nas colunas (1) e (4); estimativas do modelo de Prentice–Gloeckner nas colunas restantes, sendo que a última coluna de cada bloco inclui somente fluxos com valores iniciais de compra acima de US$ 30000.

	Cox			**Prentice–Gloeckner**		
	US$ 30000 (1)	US$ 100000 (2)	US$ 1000000 (3)	US$ 30000 (4)	US$ 100000 (5)	US$ 1000000 (6)
GDP	0,952	0,952	0,948	0,941	0,993	0,956
	(10,57)**	(7,80)**	(4,13)**	(9,08)**	(0,61)	(2,02)*
Var. Cambial	0,876	0,871	0,890	0,860	0,865	0,896
	(43,75)**	(34,71)**	(12,80)**	(43,89)**	(32,99)**	(11,63)**
Distancia	1,330	1,332	1,319	1,687	1,923	1,893
	(16,52)**	(12,22)**	(5,48)**	(20,40)**	(15,24)**	(7,13)**
Valor Inicial	0,952	0,948	0,895	0,879	0,765	0,684
	(12,38)**	(8,75)**	(6,77)**	(22,27)**	(25,69)**	(13,85)**
Var. Preco	1,034	1,039	1,045	1,035	1,045	1,047
	(5,41)**	(4,17)**	(2,10)*	(5,17)**	(4,39)**	(2,00)*
OCDE	0,943	0,917	0,870	0,754	0,535	0,346
	(3,50)**	(3,85)**	(2,86)**	(11,09)**	(15,08)**	(11,95)**
Lingua	1,036	1,127	1,279	1,073	1,528	2,268
	(0,85)	(2,15)*	(1,92)	(1,14)	(3,98)**	(3,24)**
Referenciado	1,196	1,170	1,155	1,422	1,611	1,744
	(14,37)**	(9,38)**	(3,96)**	(18,76)**	(15,51)**	(8,61)**
Homogeneo	1,198	1,157	1,067	1,495	1,766	1,669
	(8,87)**	(5,67)**	(1,43)	(12,92)**	(12,06)**	(6,37)**
Mercosul	0,772	0,705	0,554	0,614	0,289	0,122
	(7,36)**	(7,18)**	(5,37)**	(9,72)**	(14,94)**	(11,72)**
mult_spell	3,979	4,679	6,038	8,882	0,791	0,760
	(79,15)**	(67,10)**	(38,39)**	(106,28)**	(3,70)**	(1,85)
Fronteira	0,853	0,790	0,751	0,833	0,039	1,046
	(6,37)**	(6,77)**	(3,56)**	(4,97)**	(8,94)**	(0,06)
Nº obs	351507	224869	67878	351507	224869	67878
LogL				−89,522	−54,232	−13,253
Var. Gama						
Exp(b)				1,007	2,077	2,246
p-Valor				0,000	0,000	0,000
LR Test						
Chi 2				5381,33	6643,14	1463,55
P-Valor				0,000	0,000	0,000

Notas: Coeficientes expressos como exponencial, $\exp(b)$. Variação Cambial em unidades de 10%. Estatística t reportada entre parênteses.

Tabela 6. Regressões Modelos de Duração – Diferentes Períodos.
Estimativas de modelos de duração para o período entre 1995–2012, realizando-se as estimações para diferentes períodos de tempo, entre 1995 e 2003 e de 2004 a 2012. Estimativas do modelo de Cox nas colunas (1) e (4); estimativas do modelo de Prentice–Gloeckner nas colunas restantes, sendo que a última coluna de cada bloco inclui somente fluxos com valores iniciais de compra acima de US$ 30000.

	1995–2003			**2004-2012**		
	US$ 30000 (1)	US$ 100000 (2)	US$ 1000000 (3)	US$ 30000 (4)	US$ 100000 (5)	US$ 1000000 (6)
GDP	0,959	0,923	0,897	0,939	0,899	0,899
	(9,70)**	(12,75)**	(9,19)**	(18,59)**	(20,08)**	(10,36)**
Var. Cambial	0,985	0,989	1,006	0,827	0,739	0,697
	(3,92)**	(2,50)*	(0,89)	(75,65)**	(70,70)**	(49,40)**
Distancia	1,300	1,606	2,494	1,317	1,950	2,385
	(16,21)**	(20,35)**	(20,46)**	(21,14)**	(33,11)**	(22,96)**
Valor Inicial	0,960	0,899	0,728	0,970	0,869	0,800
	(17,91)**	(33,48)**	(33,79)**	(18,81)**	(56,35)**	(26,86)**
Var. Preco	1,023	1,022	1,024	1,015	1,013	1,046
	(4,95)**	(4,46)**	(2,40)*	(4,20)**	(3,42)**	(4,68)**
OCDE	1,047	1,008	0,834	1,025	0,863	0,608
	(2,85)**	(0,34)	(3,82)**	(2,17)*	(7,89)**	(13,49)**
Lingua	0,834	0,745	0,938	1,066	1,030	1,050
	(5,40)**	(6,34)**	(0,61)	(2,75)**	(0,79)	(0,55)
Referenciado	1,204	1,425	1,809	1,145	1,493	1,680
	(15,68)**	(20,37)**	(18,70)**	(13,61)**	(25,50)**	(18,73)**
Homogeneo	1,239	1,564	1,927	1,231	1,811	1,931
	(9,59)**	(13,52)**	(12,24)**	(11,05)**	(19,77)**	(14,33)**
Mercosul	1,231	1,249	0,829	0,988	0,973	0,605
	(9,11)**	(7,01)**	(3,05)**	(0,55)	(0,86)	(8,36)**
mult_spell	5,865	12,566	0,991	1,459	3,607	0,668
	(90,09)**	(114,93)**	(0,14)	(30,88)**	(81,10)**	(7,44)**
Fronteira	0,936	0,946	0,065	1,039	0,890	0,024
	(2,96)**	(1,78)	(7,73)**	(2,11)*	(4,24)**	(12,05)**
Nº obs	282004	282004	156589	469375	469375	194918
LogL		−93477,066	−44748,918		−157828	−51613
Var. Gama						
Exp(b)		1,024	2,436		1,413	1,836
p-Valor		0,000	0,000		0,000	0,000
LR Test						
Chi 2		4280,230	4288,330		11003,3	2995,9
P-Valor		0,000	0,000		0,000	0,000

Notas: Coeficientes expressos como exponencial, $\exp(b)$. Variação Cambial em unidades de 10%. Estatística t reportada entre parênteses.

com a OCDE e com o Mercosul para a duração dos fluxos comerciais cresce substancialmente, em especial para os produtos diferenciados.

Levando-se em conta os diferentes tipos de produto, de acordo com o grau de diferenciação, vemos que a tendência dos resultados se mantém — a relação entre produtos homogêneos, referenciados e diferenciados permaneceu a mesma em termos de interpretação — mas que são mais fortes em magnitude para os produtos diferenciados, como pode ser visto na Tabela 7.

Além disto, é interessante observar uma queda considerável nas quebras de *spells* entre os períodos, sinalizando relações mais duradouras, tendência ainda mais forte quanto maior o valor da compra inicial.

4. CONCLUSÃO

Os fluxos de troca comerciais envolvendo transações brasileiras são bastante dinâmicos. A maioria das relações de importações do país dura de um a dois anos somente, contrapondo-se ao caso dos EUA que apresentam duração média de 4 anos. Neste trabalho, estudou-se empiricamente a duração das importações no Brasil no período compreendido entre 1995 e 2012, para dados desagregados ao nível do produto.

Em primeiro lugar, documentamos a duração das importações do Brasil, relacionando-a com distintos parceiros comerciais e a natureza dos produtos comercializados. Isso é feito na primeira parte do trabalho, onde apresentamos a função de sobrevivência de Kaplan–Meier. Nossos resultados indicam que o tempo mediano da duração das importações brasileiras é de apenas um ano. Isto significa que, em geral, o país não consegue manter suas relações comerciais estáveis por muito tempo. Esse resultado é obtido utilizando-se dados ao nível do produto e por país parceiro, ao longo dos anos. Além disto, pouco mais de 10% destas relações de importação sobrevivem a um período de vinte anos de análise (1992–2012). Além disso, encontramos que as relações com os países-membros do Mercosul e América do Sul possuem taxas de sobrevivência mais altas do que a dos países em geral, sendo inclusive a taxa de sobrevivência ao final do período significativamente mais alta, atingindo cerca de 17% *vis-a-vis* 10% do total de relações.

Através da estimação de modelos de duração (modelo de Cox e de Prentice–Gloeckner) analisamos os fatores que afetam a duração dessas relações comerciais. Nossos resultados indicam, por exemplo, que as relações comerciais tendem a ser mais duradouras quanto maior o valor inicial de compra. Os resultados indicam ainda que relações comerciais com países pertencentes ao Mercosul tendem a durar mais, corroborando o que foi encontrado com a estimação de Kaplan–Meier e enfatizando a importância de acordos preferenciais de comércio em determinar a duração do comércio. Os fluxos de importação de países da OCDE também se mostraram mais duradouros, com impacto menor que o Mercosul mas bastante relevante quantitativamente. Aliado a isto, a razão de risco para os bens diferenciados é 20% mais baixa do que as dos referenciais e 23% menor que a dos homogêneos. Além disto, um PIB alto, menores custos de transporte (distâncias menores), menores variações de preços (valor unitário), valor inicial de compra e variação de câmbio externo são variáveis que levam a uma razão de risco mais baixa, e estas variáveis ganham importância maior na medida em que os valores iniciais de compra aumentam. A razão de importância de cada variável para o modelo muda se a amostra for dividida entre os dez primeiros e dez últimos anos de observações, mas a essência de interpretação permanece inalterada.

A partir do modelo de Rauch & Watson (2003), foram realizadas análises para diferentes tipos de produtos. As relações comerciais envolvendo bens diferenciados deveriam, segundo a teoria proposta pelos autores, começar com valores iniciais menores e serem mais duradouras. Além disto, para cada tipo de produto separadamente, valores de compra iniciais maiores deveriam resultar em durações maiores, isto porque bens homogêneos e diferenciados se diferenciam em extensão e custo de investimento que um país importador precisa dispor antes de solicitar um pedido grande ao seu fornecedor. Corroborando o modelo proposto em Rauch & Watson (2003), o tempo de duração para bens diferenciados ficou em

Tabela 7. Estimação de Modelos de Duração – Por Tipos de Produto.

Estimativas de modelos de duração para o período entre 1995–2012, compreendendo os produtos transacionados que pertenciam à classificação de Rauch (1999), para diferentes tipos de produto, cada três colunas englobam produto diferenciados, referenciados e homogêneos, respectivamente. Estimativas do modelo de Cox nas colunas (1), (4) e (7); estimativas do modelo de Prentice-Gloeckner nas colunas restantes, sendo que a última coluna de cada bloco inclui somente fluxos com valores iniciais de compra acima de US$30000.

	Diferenciados			**Referenciados**			**Homogêneos**		
	Cox	PG	> US$30000	Cox	PG	> US$30000	Cox	PG	> US$30000
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
GDP	0,958	0,931	1,010	0,946	0,919	0,973	0,973	0,965	1,003
	(13,25)**	(13,48)**	(0,84)	(10,43)**	(9,76)**	(1,95)	(2,55)*	(2,08)*	(0,13)
Var. Cambial	0,880	0,853	0,841	0,924	0,911	0,895	0,935	0,919	0,897
	(50,16)**	(51,03)**	(37,87)**	(19,01)**	(19,34)**	(17,51)**	(6,94)**	(7,35)**	(7,59)**
Distancia	1,309	1,752	2,098	1,310	1,602	1,600	1,095	1,269	1,351
	(20,99)**	(26,80)**	(15,84)**	(13,64)**	(14,49)**	(8,97)**	(2,13)*	(3,40)**	(2,91)**
Valor Inicial	0,959	0,883	0,725	0,960	0,886	0,792	0,937	0,852	0,758
	(24,82)**	(45,31)**	(29,15)**	(16,53)**	(30,21)**	(20,16)**	(14,43)**	(21,80)**	(16,94)**
Var. Preco	1,014	1,013	1,027	1,028	1,031	1,077	1,033	1,039	1,061
	(4,29)**	(3,52)**	(3,04)**	(4,66)**	(4,50)**	(5,43)**	(2,16)*	(2,22)*	(2,00)*
OCDE	1,019	0,942	0,580	1,016	0,916	0,728	0,879	0,694	0,636
	(1,69)	(3,13)**	(12,13)**	(0,85)	(2,77)**	(6,11)**	(3,31)**	(5,78)**	(5,04)**
Lingua	0,989	0,949	1,252	1,021	1,038	1,075	0,967	0,968	1,435
	(0,49)	(1,36)	(2,13)*	(0,47)	(0,49)	(0,51)	(0,4)	(0,24)	(1,51)
Mercosul	0,961	0,943	0,399	0,904	0,730	0,378	0,777	0,626	0,541
	(1,95)	(3,96)**	(11,86)**	(3,38)**	(5,40)**	(9,80)**	(2,69)**	(3,45)**	(2,89)**
mult_spell	2,883	6,753	0,896	2,061	0,932	0,830	1,978	0,822	0,908
	(78,93)**	(107,87)**	(1,71)	(37,98)**	(1,52)	(2,37)*	(18,13)**	(1,83)	(0,57)
Fronteira	1,000	1,068	0,020	0,995	0,081	0,244	0,920	0,379	1,033
	(0,02)	(2,36)*	(10,29)**	(0,16)	(9,86)**	(3,22)**	(1,26)	(1,67)	(0,04)
Nº obs	505477	505477	214268	161419	161419	88340	36457	36457	25566
LogL		−160543,12	−51426,886		−59612,31	−28042,727		−13270,16	−8104
Var. Gama									
Exp(b)		1,332	2,344		1,206	1,539		1,163	1,596
p-Valor		0,000	0,000		0,000	0,000		0,000	0,000
LR Test									
Chi 2		16628,00	7105,41		5988,50	3540,77		1297,21	1087,72
P-Valor		0,000	0,000		0,000	0,000		0,000	0,000

Notas: Coeficientes expressos como exponencial, $\exp(b)$. Variação Cambial em unidades de 10%. Estatística t reportada entre parênteses.

dois anos e um ano para os demais. Diferenças significativas na duração das relações comerciais foram encontradas entre bens homogêneos, referenciados e diferenciados, sendo esta mais alta para produtos diferenciados.

As taxas de sobrevivência aumentam na medida em que os valores iniciais de compra aumentam, sendo este aumento maior para produtos diferenciados do que para os homogêneos, corroborando a hipótese de que a incerteza inicial das trocas comerciais parece ser relevante, inclusive para o Brasil. Além disso, a razão de risco das relações depende do valor inicial da compra, contrário do que se encontra para alguns países; a duração de relações com países avançados tende a durar mais para determinados produtos e também esse é o caso para países pertencentes ao Mercosul bem como depende da competividade relativa das importações, medida pela variação da taxa real de câmbio.

No entanto, estratificando a amostra para valores iniciais de compra mais altos, observou-se uma diferença ainda mais significativa entre o tempo mediano de duração das importações. Além disto, uma análise descritiva dos dados mostrou o tamanho médio dos valores iniciais de compra em relação a cada tipo de produto, que a diferença entre os homogêneos e dos demais é relevante, sendo a dos diferenciados a menor de todas. Uma possível indicativa a partir destes resultados é que o fluxo de importações brasileiro é extremamente dinâmico, com um *turnover* bastante alto, mas que tende a durar mais se mais bens diferenciados forem importados.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Besedes, T. (2008). A search cost perspective on formation and duration of trade. *Review of International Economics*, *16*(5), 835–849. doi: 10.1111/j.1467-9396.2008.00752.x

Besedes, T., & Prusa, T. J. (2006a). Ins, outs, and the duration of trade. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, *39*(1), 266–295. doi: 10.1111/j.0008-4085.2006.00347.x

Besedes, T., & Prusa, T. J. (2006b). Product differentiation and duration of US import trade. *Journal of International Economics*, *70*(2), 339–358. doi: 10.1016/j.jinteco.2005.12.005

Brenton, P., Saborowski, C. & von Uexkull, E. (2010). What explains the low survival rate of developing country export flows? *World Bank Economic Review*, *24*(3), 474–499. doi: 10.1093/wber/lhq015

Hess, W., & Persson, M. (2011). Exploring the duration of EU imports. *Review of World Economics / Weltwirtschaftliches Archiv*, *147*(4), 665–692. doi: 10.1007/s10290-011-0106-x

Mayer, T., & Head, K. (2002). *Illusory border effects: Distance mismeasurement inflates estimates of home bias in trade* (Working Papers N° 2002-01). CEPII. Disponível em: http://www.cepii.fr/CEPII/fr/publications/wp/abstract.asp?NoDoc=144

Nitsch, V. (2009). Die another day: Duration in German import trade. *Review of World Economics*, *145*(1), 133–154. doi: 10.1007/s10290-009-0008-3

Obashi, A. (2010). Stability of production networks in East Asia: Duration and survival of trade. *Japan and the World Economy*, *22*(1), 21–30. doi: 10.1016/j.japwor.2009.06.002

Rauch, J. E. (1999). Networks versus markets in international trade. *Journal of International Economics*, *48*(1), 7–35. doi: 10.1016/S0022-1996(98)00009-9

Rauch, J. E., & Watson, J. (2003). Starting small in an unfamiliar environment. *International Journal of Industrial Organization*, *21*(7), 1021–1042. doi: 10.1016/S0167-7187(03)00018-3

Tinbergen, J. (1962). *Shaping the world economy: Suggestions for an international economic policy*. New York: Twentieth Century Fund.

Vasconcelos, C. R. F. (2003). O comércio Brasil-Mercosul na década de 90: Uma análise pela ótica do comércio intra-indústria. *Revista Brasileira de Economia*, *57*(1), 283–313. doi: 10.1590/S0034-71402003000100012

APÊNDICE.

Tabela A-1. *Países utilizados na amostra.*

África do Sul	Cuba	Irlanda	Polônia
Alemanha	Dinamarca	Islândia	Portugal
Arábia Saudita	Egito	Israel	Reino Unido
Argélia	El Salvador	Itália	República Checa
Argentina	Emirados Árabes Unidos	Jamaica	República Dominicana
Austrália	Equador	Japão	Rússia
Áustria	Espanha	Jordânia	Senegal
Bolívia	Estados Unidos	Líbia	Síria
Botsuana	Filipinas	Malásia	Sudão
Brasil	Finlândia	Marrocos	Suécia
Bulgária	França	México	Suíça
Canadá	Gana	Moçambique	Suriname
Chile	Grécia	Nepal	Tailândia
China	Holanda	Nicarágua	Trinidad e Tobago
Cingapura	Honduras	Nova Zelândia	Turquia
Colômbia	Hong Kong, China	Panamá	Uruguai
Coréia	Hungria	Paquistão	Venezuela
Costa Rica	Índia	Paraguai	
Croácia	Indonésia	Peru	

Tabela A-2. *Definição de variáveis explicativas utilizadas nas estimações dos Modelos de Duração.*

Variáveis	Definição	Fonte
GDP	Log do PIB do País de origem da importação	World Bank
Var. Cambial	Variação percentual, ano-a-ano, da taxa real de câmbio, em relação às moedas da amostra.	FMI
Distancia	Log da distância em quilômetros entre as cidades mais populosas do Brasil e do país de origem.	CEPII
Valor Inicial	Log do Valor Importado no início do *spell*.	UNCOMTRADE
Var. Preco	Diferença do log entre preço (valor unitário $= \frac{\text{valor}}{\text{peso em kg}}$) entre t e $t-1$	UNCOMTRADE
OCDE	Variável dummy: 1 se país pertence à OCDE em 1988	World Bank
Lingua	Variável dummy: 1 se país fala português	CEPII
Referenciado	Variável dummy: 1 se o produto é classificado como referenciado em Rauch (1999)	Rauch (1999)
Homogeneo	Variável dummy: 1 se o produto é classificado como homogêneo em Rauch (1999)	Rauch (1999)
Mercosul	Variável dummy: 1 se país pertence ao Mercosul (Argentina, Paraguai, Uruguai)	WTO
mult_spell	Variável dummy: 1 se há múltiplos *spells* do par em questão	UNCOMTRADE
Fronteira	Variável dummy: 1 se país faz fronteira com o Brasil, excluindo-se os países pertencentes ao Mercosul	CEPII

Tabela A-3. Teste de Residuos – Modelo de Cox.

	Rho (Prob > χ^2)									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
GDP	−0,02525	−0,02560	−0,01987	−0,01702	−0,00487	−0,01009	−0,06211	−0,02971	−0,01546	−0,01458
Prob > χ^2	0	0	0	0,0249	0,7623	0,0500	0	0	0,01	0,2877
Var. Cambial	−0,22685	−0,21706	−0,24241	−0,23006	−0,14938	0,00750	−0,23261	−0,25414	−0,16428	−0,09568
Prob > χ^2	0	0	0	0	0	0,1562	0	0	0	0
Distancia	0,02892	0,03485	0,01745	0,01871	0,00904	0,00804	0,05490	0,03061	0,02779	−0,00280
Prob > χ^2	0	0	0	0,0146	0,5627	0,1147	0	0	0	0,8409
Valor Inicial	0,03347	−0,00263	0,02885	0,00963	0,01857	0,04007	0,01557	0,03181	0,04090	0,01293
Prob > χ^2	0	0,4151	0	0,2063	0,2432	0,0000	0	0	0	0,3638
Var. Preco	0,00461	0,00317	0,01039	0,00704	0,00508	0,00858	0,00121	0,00415	0,00625	0,00881
Prob > χ^2	0,1127	0,2804	0,0312	0,2709	0,6810	0,0634	0,7464	0,2519	0,2952	0,4716
OCDE	−0,00425	−0,01164	−0,00373	−0,00370	0,01476	−0,00414	0,00376	−0,00399	−0,00347	−0,00973
Prob > χ^2	0,1857	0	0,5000	0,6200	0,3457	0,4220	0,3633	0,3220	0,5915	0,4727
Lingua	0,00404	0,00167	−0,00207	−0,00486	−0,02566	0,00060	−0,00627	0,00224	0,00489	0,01879
Prob > χ^2	0,2052	0,5994	0,7102	0,5208	0,1064	0,9058	0,1264	0,5754	0,4482	0,1670
Referenciado	0,01591	–	0,01460	0,01862	0,03795	0,00735	0,03441	–	–	–
Prob > χ^2	0	–	0	0,0135	0,0155	0,1463	0	–	–	–
Homogeneo	0,00985	–	0,00944	0,01481	0,03131	−0,00991	0,02492	–	–	–
Prob > χ^2	0,002	–	0,0876	0,0474	0,0424	0,0503	0	–	–	–
Mercosul	−0,02154	−0,02644	−0,02035	−0,01226	0,01807	0,00880	0,00516	−0,02700	−0,01087	−0,01521
Prob > χ^2	0	0	0	0,0991	0,2405	0,0857	0,2105	0	0,0909	0,2640
mult_spell	0,18432	0,14990	0,19252	0,19309	0,23059	0,28049	0,20351	0,16745	0,19541	0,20950
Prob > χ^2	0	0	0	0	0,0000	0	0	0	0	0
Fronteira	0,01866	0,01585	0,00651	0,00314	−0,00296	−0,03147	−0,00922	0,01684	0,01296	0,01674
Prob > χ^2	0,000	0,000	0,2501	0,6842	0,8528	0,000	0,0252	0	0,0450	0,2166
Global Test	10.427,31	8.214,8	3.870,26	2.035,14	436,56	3.858,33	7.127,97	7.204,46	1.914,11	347,79
(χ^2)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

r b e

ISSN 0034-7140
DOI 10.5935/0034-7140.20160015
Revista Brasileira de Economia, **70**(3), 305–314

O Efeito do Mercosul Sobre a Comercialização de Novos Produtos*

Erik Figueiredo†
Alexandre Loures‡

Sumário: **1. Introdução; 2. O que os dados têm a dizer?; 3. Especificação econométrica; 4. Resultados; 5. Conclusão.**

Palavras-chave: **Equação Gravitacional, Margem Extensiva de Comércio, Mercosul.**

Códigos JEL: **C33, C55, F14, F15.**

Este artigo utiliza um banco de dados com elevado nível de desagregação com intuito de mensurar o impacto do Mercosul sobre a criação de novas relações comerciais. Para tanto, será utilizada a definição de margem extensiva de comércio contida em Baldwin & Di Nino (2008), qual seja: o número de produtos que não pertenciam a pauta de exportação antes da assinatura do acordo bilateral. Os resultados indicam que o Mercosul possui um impacto positivo sobre a probabilidade de uma nova categoria de produtos ser comercializada (em torno de 1,87%). Observou-se também que Paraguai e Uruguai foram os países mais beneficiados com o acordo.

This article uses a database with a high level of disaggregation in order to measure the impact of Mercosur on the improvement of the new business relationships. So that, it will consider the extensive margin definition of trade developed by Baldwin & Di Nino (2008), namely: the number of products that did not belong to export products before signing the bilateral agreement. The results indicate that Mercosur has a positive impact on the probability of a new class of product to be traded (around 1.87%). It was also noted that Paraguay and Uruguay were the most benefit countries with the agreement.

*Agradecemos a um parecerista anônimo isentando-o de eventuais erros e/ou omissões cometidos ao longo do texto. Também somos gratos ao suporte financeiro do CNPq por meio do projeto 441473/2014-8.

†Universidade Federal da Paraíba (UFPB), Centro de Ciências Sociais Aplicadas (CCSA), Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE). Cidade Universitária, Campus I, João Pessoa, PB, Brasil. CEP 58051-900. Email: eafigueiredo@gmail.com

‡Universidade Federal da Paraíba, Centro de Ciências Sociais Aplicadas (UFPB/CCSA), Departamento de Economia. Cidade Universitária, Campus I, João Pessoa, PB, Brasil. CEP 58051-900. Email: alexandre.loures@ymail.com

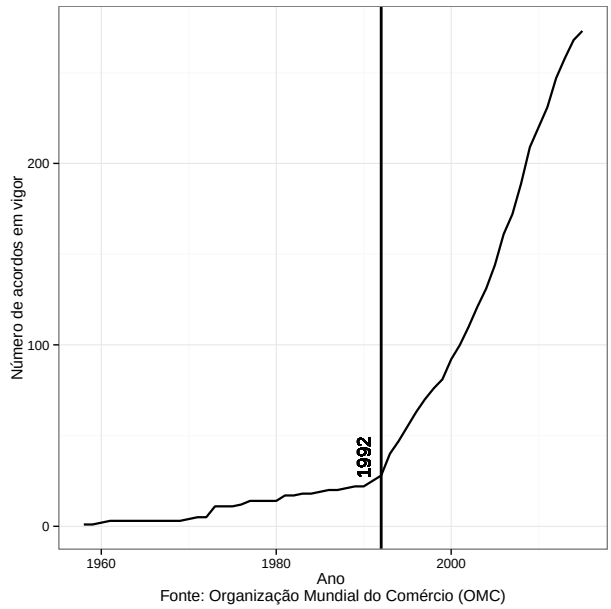
1. INTRODUÇÃO

Os *Regional Trade Agreements* (RTAs) têm se constituído como uma das principais ferramentas de facilitação do comércio bilateral. Para se ter uma ideia, em 1992 haviam apenas 28 RTAs em vigência. Esse número passou para 273 em 2015, um crescimento de 875% (ver Figura 1). Uma das razões para esse comportamento reside na constatação de que RTAs impulsionam em quase cinco vezes o comércio entre os seus membros (Baier & Bergstrand, 2007). Ademais, seus efeitos positivos também são registrados sobre outros fluxos econômicos, tais como, FDI e migração (Baltagi, Egger & Pfaffermayr, 2008; Orefice, 2015).

Recentemente, Baier, Bergstrand & Feng (2013) chamaram a atenção para duas importantes fontes de heterogeneidade dos efeitos dos RTAs. Primeiro, registram-se diferenças de acordo com o nível de profundidade. Regra geral, acordos mais profundos, como a união aduaneira, possuem um efeito mais expressivo sobre o fluxo comercial quando comparadas, por exemplo, aos acordos de comércio preferencial uni- e multi-laterais (PTAs). Segundo, os RTAs tendem a apresentar um efeito contemporâneo mais forte sobre a margem intensiva de comércio — média do valor dos produtos já comercializados no mercado internacional — do que sobre a margem extensiva — número de produtos comercializados.

A constatação empírica dos efeitos heterogêneos dos RTAs nas margens comercializáveis estão em consonância com as predições das teorias modernas de comércio. Os modelos de Melitz (2003) e Chaney (2008), por exemplo, consideram que apenas as firmas mais produtivas são capazes de suplantar um determinado nível de custo fixo de entrada no mercado internacional. Nesse sentido, caso o RTA reduza esse custo, haverá um maior número de empresas aptas a direcionar seus produtos para o mercado externo, aumentando a margem extensiva de comércio. De outro lado, uma queda no custo variável estimularia o comércio de bens já comercializados, ou seja, impactaria na margem intensiva de comércio.[1]

Figura 1. Acordos em vigor por ano (acumulado).



Fonte: Organização Mundial do Comércio (OMC)

[1] A discussão sobre os efeitos dos custos sobre a margem intensiva de comércio é controversa. Para maiores detalhes, ver Dutt, Mihov & Van Zandt (2013).

Recentemente, Baldwin & Di Nino (2008) contestaram a definição tradicional de margem extensiva de comércio. Para esses autores, a margem extensiva deve ser entendida como o número produtos que não faziam parte da pauta de exportação antes da assinatura do RTA. Esse resultado ficou conhecido como a "hipótese dos novos produtos". Sob ela, a adoção de uma moeda comum operaria da mesma forma que uma união aduaneira, reduzindo os custos comerciais e estimulando o comércio de novos produtos entre seus membros. De fato, Baldwin & Di Nino (2008) demonstram que o uso comum do Euro estimula a exportação de novos produtos ao invés de simplesmente aumentar o volume de comercialização dos bens que já eram comercializados antes da integração econômica, ou seja, os acordos bilaterais de comércio possuem um efeito mais expressivo sobre o novo conceito de margem extensiva.

Diante do exposto, este estudo pretende investigar qual o impacto do Mercosul sobre a entrada de novos produtos na pauta de exportação dos países membros. Tal análise torna-se possível uma vez que o Mercosul encontra-se na segunda fase de uma integração econômica, união aduaneira, em que se eliminam ou se reduzem substancialmente todos os direitos aduaneiros e restrições comerciais, no intercâmbio de produtos originários da região, bem como estabelece uma Tarifa Externa Comum (TEC)[2] e uma mesma política comercial, em relação a produtos originários de terceiros países.

Para alcançar esse objetivo, o paper adotará os seguintes procedimentos metodológicos:

(i) Utilização de uma base de dados com um alto nível de desagregação permitindo captar a comercialização de novos produtos;
(ii) Assume-se como regressando uma variável binária em que um representa fluxo de comércio positivo enquanto zero caracteriza a ausência de comércio ou censura aos dados;
(iii) Um grupo de tratamento composto pelos membros plenos do Mercosul (Brasil, Argentina, Paraguai, Uruguai e Venezuela) e dois grupos de controle: um formado por Bolívia, Chile e Peru e o outro por Alemanha, Estados Unidos e Holanda; e
(iv) o uso do estimador Logit com erros robustos à heterocedasticidade.

Além desta Introdução este artigo está organizado da seguinte forma: Na seção 2 objetiva-se identificar, isso é, ratificar a hipótese dos bens recém comercializados através de uma análise dos dados. Detalhes sobre a especificação econométrica e a estimação são mostrados na seção 3. Na seção 4 apresentam-se e se discutem os resultados. Na seção 5 são feitas as considerações finais.

2. O QUE OS DADOS TÊM A DIZER?

Os dados utilizados neste artigo foram extraídos da *Base pour l'Analyse du Commerce International* (BACI)[3], do *Centre D'Estudes Prospectives Et D'Informations Internationales* (CEPII). Esse conjunto de dados é a base sobre o comércio internacional que abrange o maior número possível de países e cuja classificação de agregação é denominada de Sistema Harmonizado de quatro dígitos (HS4),[4] em substituição à Classificação Padrão do Comércio Internacional (SITC)[5] de quatro dígitos. O Sistema Harmonizado, criado em 1988, caracteriza-se como uma classificação internacional de mercadorias baseada em códigos e suas respectivas descrições cujo objetivo é promover o aprimoramento do comércio internacional permitindo

[2] Caracteriza-se como uma tarifa aduaneira comum a todos os membros da Área Livre de Comércio (ALC) e válida para importações provenientes de fora do bloco e cujo objetivo é aumentar a eficiência intrabloco.

[3] Anualmente os países reportam à Divisão de Estatística das Nações Unidas os respectivos fluxos comericiais bilaterais e, assim, essa divisão monta a base de dados denominada de *Commodities Trade Statistic database* (COMTRADE), representando mais de 95% do comércio mundial e sendo a única fonte de informação para a elaboração da BACI. Para mais detalhes veja Gaulier & Zignago (2010).

[4] Harmonized System 4.

[5] Abreviação em inglês para Standard International Trade Classification (SITC).

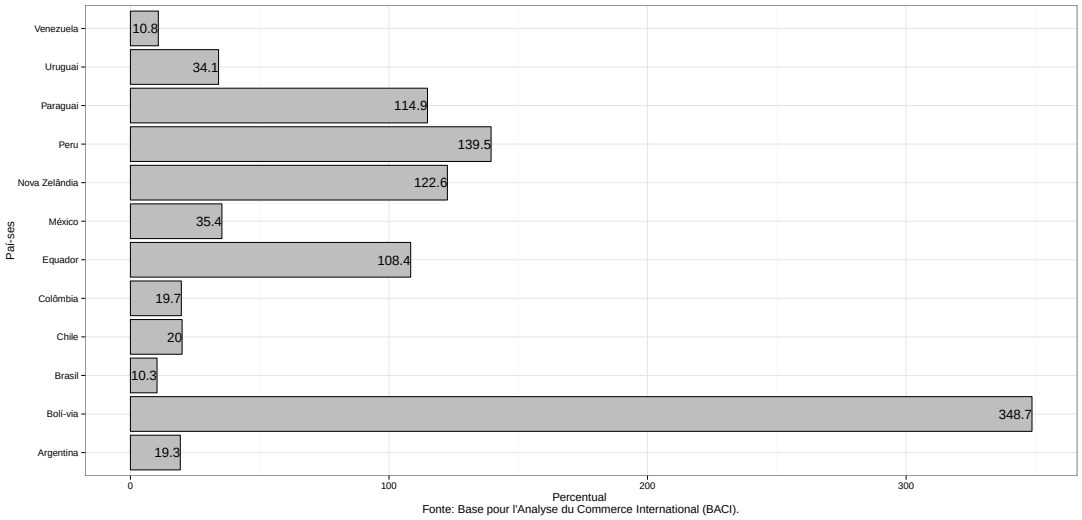
comparações e análises estatísticas entre os países bem como facilitar as negociações internacionais (através da padronização das informações).

Contudo, essa base possui uma desvantagem em relação ao nível de agregação causando assim dois importantes problemas. Primeiramente, uma vez que cada uma dessas categorias abrange uma ampla gama de produtos ocorrerá que uma mesma categoria abrigará tanto bens que já eram comercializados antes da implementação de um RTA bem como bens que não eram comercializados, inviabilizando mensurar o impacto total de um acordo comercial regional sobre a margem extensiva. Segundo, como as grandes economias, na maioria das vezes, comercializa uma ampla gama de produtos, então, após a assinatura de um RTA o impacto sobre a margem extensiva será menor comparativamente a uma pequena economia. Por exemplo, ao analisarem o efeito do uso do Euro sobre a margem extensiva Baldwin & Di Nino (2008) verificaram que o impacto foi maior para as menores economias, denominando esse problema de viés de agregação. Diante do exposto, a base ideal seria em nível de firma, o que permitiria capturar o impacto total sobre a margem extensiva, porém essa não está disponível para o Mercosul.

Dessa forma, considerando os dados do Mercosul em que, em 1991, o número de categorias comercializadas por cada um dos membros plenos foi de: i) Brasil, 1.043; ii) Argentina, 934; iii) Paraguai, 249; iv) Uruguai, 505; e v) Venezuela, 584. Com isso, é de se esperar que após a implementação do Mercosul a margem extensiva brasileira tenha sofrido o menor impacto, comparativamente aos demais países. Assim, objetivando verificar essa hipótese analisaram-se os resultados para 2010 e, conforme a Figura 2, nota-se que os valores para Brasil e Paraguai foram respectivamente, 1.150 (10,3%) e 535 (114,9%), corroborando com a percepção inicial. Contudo, a maior variação foi para a Bolívia (Estado associado) com 348,7% de aumento, pois antes do Mercosul haviam 119 categorias comercializadas e depois essas totalizaram 534. Esses resultados demonstram que para o comércio internacional em 2010 a margem extensiva do Mercosul variou entre 10,3% à 348,7%, considerando 1991 como o ano base, isso é, evidenciaram o tamanho significativo da margem extensiva (Figura 2).

Todavia, como a informação central[6] para a hipótese dos bens recém comercializados é a queda no número de "zeros" na matriz de comércio dos membros do Mercosul verificar-se-á através de uma abor-

Figura 2. Evolução no número de bens comercializados.



[6] Segundo Baldwin, Di Nino, Fontagné, De Santis & Taglioni (2008, p.86) "a hipótese dos bens recém comercializados está totalmente alicerçada sobre a redução no número de 'zeros' no fluxo de comércio."

dagem de diferenças-em-diferenças[7] a queda do fluxo de comércio contabilizado como "zero" entre os membros plenos do Mercosul em relação ao comércio entre membros e não-membros. Segundo Baldwin & Di Nino (2006) a primeira diferença caracteriza-se como sendo uma análise de estática comparativa na mudança dos "zeros" entre os períodos anteriores e posteriores a implementação do RTA enquanto a segunda diferença representa uma comparação entre o fluxo de comércio bilateral dos membros do Mercosul e dos não-membros. Se a hipótese dos bens recém-comercializados estiver certa o que se verificará é uma queda maior nos "zeros" entre os membros do Mercosul do que entre esses e os não-membros.

Contudo, como destacado por Baldwin & Di Nino (2008) embora essa informação seja um bom indicativo para a evolução dos "zeros" na matriz de comércio ela pode ser espúria, uma vez que a queda no número de "zeros" pode ter como consequência outros motivos do que única e exclusivamente a implementação de um RTA. Por exemplo, mudanças nos hábitos de consumo dos agentes econômicos nos países membros de um RTA podem induzir essas nações a importarem mais de todos os demais países. Então, é de suma importância analisar também a evolução dos "zeros" no fluxo comercial entre os não-membros e os membros bem como o comércio exclusivamente entre os não-membros.

Por simplicidade e padronização de agora em diante os fluxos de comércio entre membros e não-membros[8] serão representados da seguinte forma: SUR11, SUR10, SUR00 e SUR01 em que o primeiro numeral representa o país de origem enquanto o segundo o de destino. Assim, SUR11 quer dizer que o exportador é um membro do Mercosul assim como o importador, SUR10 o exportador é um membro do Mercosul e por sua vez o importador é um não-membro, SUR00 tanto o exportador quanto o importador são não-membros do Mercosul e SUR01 o exportador é um não-membro e o importador é membro do Mercosul.

Percebe-se pela Figura 3 que os "zeros" das matrizes comerciais de todos os fluxos comerciais (SUR11, SUR10, SUR01 e SUR00) apresentaram uma tendência de queda desde o fim da década de 80, o que pode estar relacionado ao processo de globalização, porém o comportamento da variável SUR11 destoa das demais. Após a constituição do Mercosul o que se nota é uma forte redução no número de "zeros", principalmente a partir de 1992, resultando numa queda de 30% em 1995. O comportamento dos períodos seguintes é marcado por alguns "picos" e "vales" atingindo em 2005 o maior nível de redução (33%). O grupo de controle para essa variável, SUR00, também apresentou um comportamento de queda no período, entretanto, mais suavizado (embora em anos recentes tem sido maior do que o do Mercosul).

Como um teste de robustez analisou-se o comportamento da variável SUR01 verificando, Figura 3, que assim como as demais, essa curva apresentou uma tendência de queda, porém foi o movimento mais suavizado de todas as curvas, demonstrando que foi o Mercosul e não motivos outros que provocaram a redução no número de "zeros". Já com relação a variável SUR10 nota-se que o Mercosul impulsionou também as exportações dos membros para os não-membros.

Importante destacar que uma parcela dos "zeros" na BACI são dados censurados, pois as transações inferiores a US$ 1.000 não são contabilizadas no comércio internacional e, dessa forma, os "zeros" podem representar tanto a ausência de comércio bem como censura aos dados.

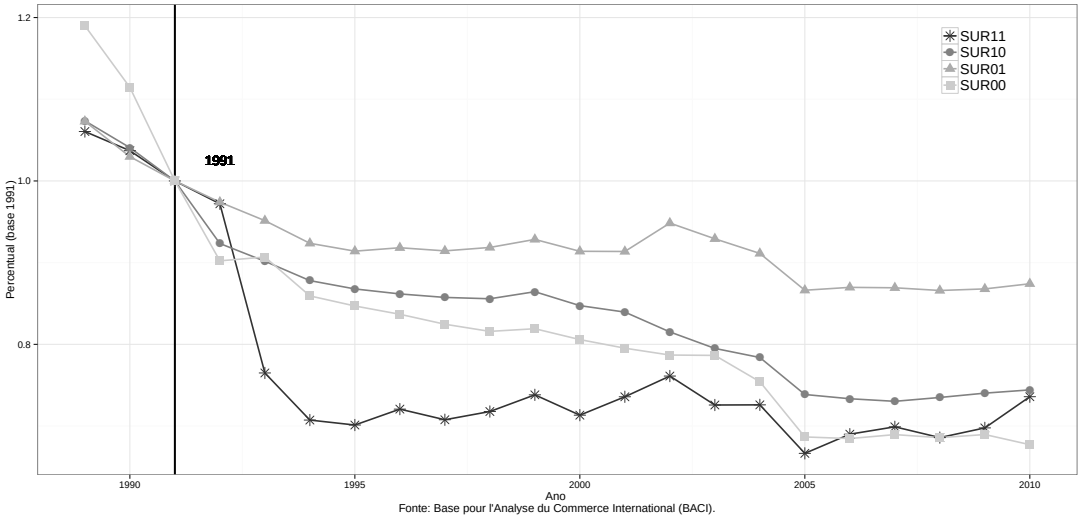
3. ESPECIFICAÇÃO ECONOMÉTRICA

Essa seção irá apresentar o modelo empírico para testar a hipótese dos bens recém comercializados proposta por Baldwin & Di Nino (2008). Conforme essa hipótese com a constituição de um acordo de integração econômica a tendência é que haja reduções nos custos fixos de entrada em um novo mercado exportador e/ou quedas nos custos variáveis do comércio e, dessa forma, algumas firmas que antes não participavam do mercado externo passarão a exportar. Intuitivamente parece lógico que uma forma de

[7] Em experimentos naturais sempre haverá um grupo de tratamento, que foi afetado pelo evento, quanto um grupo de controle, não afetado pela mudança. Sendo que ambos apresentam características semelhantes.

[8] Os não-membros são representados pelo grupo de controle, ou seja, Bolívia, Chile e Peru.

Figura 3. Evolução dos zeros (base 1991).



testar essa hipótese é estimar o impacto da adoção do Mercosul sobre a probabilidade de que uma nova categoria de bens seja exportada. Para calcular essa probabilidade optou-se pelo modelo de resposta qualitativa Logit. Como variável dependente, x_{ij}, considerou-se um para o comércio bilateral positivo e zero caso contrário.

Seguindo uma estratégia similar a de Santos Silva & Tenreyro (2010), serão considerados dois grupos de países em cada estimação. Um grupo de tratamento, composto pelos membros plenos do Mercosul: Brasil, Argentina, Paraguai, Uruguai e Venezuela e; um grupo de controle, composto por: Bolívia, Chile e Peru.[9] Como medida de robustez, foram adicionadas estimativas considerando um segundo grupo de controle composto exclusivamente por países desenvolvidos (Alemanha, Estados Unidos e Holanda).

O modelo inclui uma variável *dummy* denominada *Laço Comercial*. Ela identifica o grupo de tratamento, Mercosul, durante todo o período de análise. Como explicado em Santos Silva & Tenreyro (2010), essa variável serve para controlar uma possível endogeneidade oriunda de características não observáveis entre os pares de países pertencentes ao Mercosul e os demais países pertencentes ao grupo de controle. A variável de interesse será a dummy de Mercosul com valor um para os membros plenos do bloco e zero caso contrário, a partir do ano da entrada em vigor do bloco (1991–2010). Também serão consideradas variáveis tradicionais dos modelos gravitacionais: o logaritmo da distância, $\mathrm{Log}\left(Distância_{ij}\right)$, entre os parceiros comerciais para avaliar o impacto do custo de transporte sobre o comércio internacional, uma dummy $Fronteira_{ij}$ com um para países que são fronteiriços e zero se não compartilham de uma mesma fronteira e uma dummy $Idioma_{ij}$ que assume um se o parceiro comercial possui o mesmo idioma e zero caso contrário.

Como *proxy* para os índices de preços, os termos de resistências multilaterais (TRMs) que não são observáveis, também foram incluídos como regressores *dummies* de efeito fixo:[10] um vetor $\varrho_{i,t}$ representando dummies variantes no tempo para países de origem e um vetor $\varsigma_{j,t}$ caracterizando dummies variantes no tempo para países de destino, ou seja, controlando respectivamente para as resistências multilaterais externas e internas. Por fim, foi introduzido um termo de erro ε_{ij}. Logo a equação repre-

[9] Esses três países são Estados parte da Comunidade Andina.

[10] Segundo Behar & Nelson (2014) o uso de efeitos fixos exportador e importador nas estimativas é reconhecido na literatura empírica gravitacional como o melhor método no contexto das equações gravitacionais.

sentativa da regressão do modelo Logit é dada por

$$x_{ij} = \beta_0 + \ln t_{ij} + \varrho_{i,t} + \varsigma_{j,t} + \varepsilon_{ij}, \quad (1)$$

em que

$$t_{ij} \equiv d_{ij}^{\beta_1} \cdot \exp\left(\beta_2 Mercosul_{ij} + \beta_3 Laço\ Comercial_{ij} + \beta_4 Fronteira_{ij} + \beta_5 Idioma_{ij}\right). \quad (2)$$

Assim, t_{ij} representa as barreiras comerciais entre i e j sendo que todas essas variáveis têm se mostrado significativas na determinação do comércio bilateral.

Por fim, como já destacado, assim como a COMTRADE, a BACI não registra as categorias cujo fluxo de comércio foi igual a "zero", sendo esses obtidos através da expansão dos dados iniciais. Sendo assim, para os oito países da amostra haviam inicialmente 453.464 observações sobre comércio bilateral e após a expansão o número de observações totalizou 1.527.680, ou seja, 70,3% das observações são "zeros". Com a substituição dos TRMs pelas dummies variantes e invariantes no tempo, o modelo totalizará 355 variáveis explicativas.[11]

4. RESULTADOS

Nota-se pela Tabela 1 que todos os coeficientes angulares estimados apresentaram os sinais esperados,[12] conforme a teoria dos modelos gravitacionais, bem como foram estatisticamente significantes. O sinal negativo do logaritmo da distância implica que quanto maior a distância entre i e j menor será o comércio entre esses países. Fronteira e Idioma apresentaram sinais positivos implicando que compartilhar uma mesma fronteira e possuir o mesmo idioma, respectivamente, impulsionam o comércio bilateral. Para a variável Mercosul os resultados encontrados sugerem que a união aduaneira possui um efeito pró-comércio uma vez que o parâmetro para essa variável foi positivo e estatisticamente diferente de zero, a um nível de significância de 5%, sendo esse efeito "puro" pois o fluxo de comércio independente do RTA foi captado por laço comercial. Todavia, observa-se que esse valor pode ter sido subestimado devido ao viés de agregação, ou seja, alguns bens recém comercializados foram em categorias para as quais já havia algumas firmas exportando e que uma base de dados em nível de firma, que é a base ideal para essa análise, poderia apresentar um valor superior.

Entretanto, como neste artigo se está interessado na probabilidade de que uma nova categoria de bens seja comercializada calcularam-se os efeitos marginais das variáveis de interesse e, assim, percebe-se que essa estatística após a instituição do Mercosul foi igual a 1,87%. Esse resultado corrobora as recentes criticas ao trabalho de Rose (2000). De acordo com esse autor, uma união monetária levaria a um aumento de 235% do fluxo bilateral de comércio. Por outro lado, estudos recentes mostram que esse tipo de integração econômica tem um pequeno efeito, de 5% a 20% (Baldwin & Di Nino, 2006), ou podem ser estatisticamente insignificante (Berger & Nitsch, 2008; Figueiredo, Lima & Schaur, 2015; Santos Silva & Tenreyro, 2010). Destaca-se que Figueiredo et al. (2015) empregam uma abordagem quantílica servindo como um teste de robustez para trabalhos que inferiram o efeito do Euro na média condicional.

Por fim, Fernández-Val (2009) destaca que os modelos de resposta binária podem ser viesados devido ao problema dos parâmetros incidental (Wooldridge, 2005), principalmente se a heterogeneidade individual não-observável invariante no tempo não for controlada. Contudo, nos modelos estáticos os efeitos marginais possuem um viés negligenciado, ou seja, os parâmetros estimados são próximos dos seus verdadeiros valores e, portanto, o valor para Mercosul encontrado neste trabalho representa, aproximadamente, o valor assintótico uma vez que adotou-se um modelo com covariáveis exclusivamente exógenas.

[11] As cinco variáveis elencadas na equação (2), efeitos fixos invariantes no tempo, mais as dummies de efeito fixo variantes no tempo.

[12] Por brevidade apresentam-se apenas os resultados para as variáveis da equação (2).

Tabela 1. Hipótese dos bens recém comercializados.

	Grupo de Controle 1		Grupo de Controle 2	
Variáveis	Coeficiente	Efeito Marginal	Coeficiente	Efeito Marginal
Mercosul	0,1105[b]	0,0187[b]	0,2508[a]	0,0611[a]
	(0,0510)	(0,0088)	(0,0349)	(0,0086)
Laço Comercial	1,2782[a]	0,2528[a]	1,1518[a]	0,2800[a]
	(0,0504)	(0,0112)	(0,0376)	(0,0088)
Log(*Distância*)	−0,2870[a]	−0,0477[a]	−0,5274[a]	−0,1270[a]
	(0,0059)	(0,0010)	(0,0037)	(0,0009)
Fronteira	0,1803[a]	0,0307[a]	−0,5649[a]	−0,1297[a]
	(0,0093)	(0,0016)	(0,0157)	(0,0034)
Idioma	0,8624[a]	0,1410[a]	0,1267[a]	0,0308[a]
	(0,0143)	(0,0023)	(0,0124)	(0,0030)
Constante	−3,6037[a]	–	0,3072[a]	–
	(0,1029)	–	(0,0674)	–
Count R^2	78,43%		77,85%	
Amostra	1.527.680		1.528.912	

Notas: Erros padrões entre parênteses. Significância estatística: [a] 1%, [b] 5% e [c] 10%.

4.1. Resultados por países

Quem mais se beneficiou com o Mercosul? Como observamos na seção 2 o Brasil já apresentava uma maior diversidade de bens exportados antes mesmo da criação do bloco e, sendo assim, espera-se que apresente a menor probabilidade quanto a uma nova categoria de produtos em ser comercializada. Todavia, nota-se pela Tabela 2 que a Venezuela apresentou a menor probabilidade entre todos os países. Mas importante salientar que esse país tornou-se membro pleno do Mercosul apenas em 2012 além de estar atravessando uma situação política e econômica conturbada, situações que podem ter inviabilizado obter ganhos advindos da adesão ao bloco econômico. Quanto aos resultados para Brasil e Argentina destaca-se a pequena diferença na quantidade de categorias comercializadas por esses países refletindo numa homogeneidade em seus efeitos marginais.

Já com relação ao Paraguai e Uruguai esses dois membros apresentavam os menores números de categorias comercializadas em 1991, respectivamente, 249 e 505. Portanto espera-se que ambos possuam a maior probabilidade de novas categorias de serem comercializadas. O que pode ser comprovada através da Tabela 2 em que os valores reportados para esses dois países foram, respectivamente, 8,90% e 11,58%. Portanto, pelos resultados individualizados nota-se que o país mais beneficiado com a constituição do Mercosul foi o Uruguai enquanto a Argentina obteve o menor ganho. Sendo assim, esses resultados ratificam a hipótese da seção 2 de que países com uma pauta de exportação mais diversificada terão um impacto menor sobre a margem extensiva de comércio como consequência da constituição de um RTA.

5. CONCLUSÃO

Este artigo testou a hipótese dos bens recém comercializados proposta por Baldwin & Di Nino (2008), no período 1989–2010, para os Estados membros plenos do Mercosul. Para tanto, considerou-se

Tabela 2. Impactos individualizados por país.

País	Coeficiente	Efeito Marginal
Brasil	0,3211[a]	0,0578[a]
	(0,0197)	(0,0038)
Argentina	0,2645[a]	0,0470[a]
	(0,0181)	(0,0034)
Paraguai	0,4781[a]	0,0890[a]
	(0,0228)	(0,0047)
Uruguai	0,6060[a]	0,1158[a]
	(0,0201)	(0,0043)
Venezuela	0,2518[a]	0,0446[a]
	(0,0179)	(0,0033)

Notas: Erros padrões entre parênteses. Significância estatística: [a] 1%, [b] 5% e [c] 10%.

um banco de dados com elevado nível de desagregação. Uma vez que o banco de dados só reporta as informações positivas (existência) de comércio, foi necessário fazer uma expansão da base de modo a refletir os fluxos bilaterais de comércio iguais a "zero". A abordagem econométrica empregada foi um estimador Logit cuja variável de resposta, x_{ij}, assume um para o comércio bilateral positivo e zero caso contrário. Como regressores utilizaram-se as variáveis comum na literatura gravitacional: i) logaritmo da distância, ii) fronteira, iii) idioma, iv) Mercosul (caracterizando o RTA) e v) laço comercial (representando a aproximação comercial entre os países), além das dummies de efeito fixo variantes e invariantes no tempo.

A especificação principal indicou que o Mercosul aumentou a probabilidade de entrada de novos produtos na pauta de exportação. Porém, os resultados apresentam algumas heterogeneidades: o Uruguai foi o mais beneficiado pelo acordo enquanto a Argentina foi o que obteve o menor ganho proveniente da integração econômica.

Por fim, recomenda-se a aplicação de modelos estruturais, tais como o de Anderson, Larch & Yotov (2014), em trabalhos futuros. Tal metodologia tornaria possível a criação de cenários contrafactuais o que permitiria responder quais os custos de oportunidades associados à estratégia comercial brasileira voltada quase que exclusivamente ao Mercosul.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Anderson, J. E., Larch, M. & Yotov, Y. V. (2014). *Growth and trade: A structural approach* [Mimeo].

Baier, S. L., & Bergstrand, J. H. (2007). Do free trade agreements actually increase members' international trade? *Journal of International Economics*, *71*(1), 72–95. doi: 10.1016/j.jinteco.2006.02.005

Baier, S. L., Bergstrand, J. H. & Feng, M. (2013). Economic integration agreements and the margins of international trade. *Journal of International Economics*, *93*(2), 339–350. doi: 10.1016/j.jinteco.2014.03.005

Baldwin, R. E., & Di Nino, V. (2006, November). *Euros and zeros: The common currency effect on trade in new goods* (Working Paper Nº 12673). National Bureau of Economic Research (NBER). doi: 10.3386/w12673

Baldwin, R. E., Di Nino, V., Fontagné, L., De Santis, R. A. & Taglioni, D. (2008). *Study on the impact of the Euro on trade and foreign direct investment* (Economic Papers Nº 321). Brussels: European Commission. doi:

10.2765/65274

Baldwin, R. E., & Di Nino, V. (2008). The newly-traded goods hypothesis: Evidence from the trade data. In R. E. Baldwin, V. Di Nino, L. Fontagne, R. A. De Santis & D. Taglioni (Eds.), *Study on the impact of the Euro on trade and foreign direct investment.* SSRN Electronic Journal. doi: 10.2139/ssrn.1163774

Baltagi, B. H., Egger, P. & Pfaffermayr, M. (2008). Estimating regional trade agreement effects on FDI in an interdependent world. *Journal of Econometrics*, *145*(1-2), 194–208. doi: 10.1016/j.jeconom.2008.05.017

Behar, A., & Nelson, B. D. (2014). Trade flows, multilateral resistance, and firm heterogeneity. *Review of Economics and Statistics*, *96*(3), 538–549. doi: 10.1162/REST_a_00380

Berger, H., & Nitsch, V. (2008). Zooming out: The trade effect of the euro in historical perspective. *Journal of International Money and Finance*, *27*(8), 1244–1260. doi: 10.1016/j.jimonfin.2008.07.005

Chaney, T. (2008). Distorted gravity: The intensive and extensive margins of international trade. *American Economic Review*, *98*(4), 1707–1721. doi: 10.1257/aer.98.4.1707

Dutt, P., Mihov, I. & Van Zandt, T. (2013). The effect of WTO on the extensive and the intensive margins of trade. *Journal of International Economics*, *91*(2), 204–219. doi: 10.1016/j.jinteco.2013.08.001

Fernández-Val, I. (2009). Fixed effects estimation of structural parameters and marginal effects in panel probit models. *Journal of Econometrics*, *150*(1), 71–85. doi: 10.1016/j.jeconom.2009.02.007

Figueiredo, E., Lima, L. R. & Schaur, G. (2015). The effect of the Euro on the bilateral trade distribution. *Empirical Economics*, *50*(1), 17–29. doi: 10.1007/s00181-015-1004-1

Gaulier, G., & Zignago, S. (2010). *BACI: International trade database at the product-level (The 1994–2007 version)* (Working Paper/Document de Travail Nº 2010-23). Centre d'Études Prospectives et d'Informations Internationales – CEPII. doi: 10.2139/ssrn.1994500

Melitz, M. J. (2003). The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity. *Econometrica*, *71*(6), 1695–1725. doi: 10.1111/1468-0262.00467

Orefice, G. (2015). International migration and trade agreements: The new role of PTAs. *Canadian Journal of Economics*, *48*(1), 310–334. doi: 10.1111/caje.12122

Rose, A. (2000). One money, one market: Estimating the effect of common currencies on trade. *Economic Policy*, *15*(30), 08–45. doi: 10.1111/1468-0327.00056

Santos Silva, J., & Tenreyro, S. (2010). Currency unions in prospect and retrospect. *Annual Review of Economics*, *2*(1), 51–74. doi: 10.1146/annurev.economics.102308.124508

Wooldridge, J. M. (2005). Simple solutions to the initial conditions problem in dynamic, nonlinear panel data models with unobserved heterogeneity. *Journal of Applied Econometrics*, *20*(1), 39–54. doi: 10.1002/jae.770

r b e

ISSN 0034-7140
DOI 10.5935/0034-7140.20160016
Revista Brasileira de Economia, **70**(3), 315–335

Integração Fracionária nos Ciclos Econômicos de Longo Prazo no Brasil: Evidências Iniciais de Criticalidade Auto-Organizada

Luckas Sabioni Lopes[*]
Leandro Roberto de Macedo[†]
Silvia Harumi Toyoshima[‡]

Sumário: **1. Introdução; 2. Criticalidade auto-organizada: ciclos econômicos como pilhas de areia; 3. Metodologia e base de dados; 4. Resultados; 5. Conclusão; Apêndice.**

Palavras-chave: **Ciclos Econômicos, Criticalidade Auto-Organizada, Análise do Espectro Singular, ARFIMA, Brasil.**

Códigos JEL: **E32, C22.**

O presente artigo estuda os ciclos econômicos no Brasil sob a ótima da teoria da criticalidade auto-organizada (SOC), em que as flutuações ocorrem como avalanches que se constroem lentamente no tempo, em um sistema dinâmico conduzido endogenamente para o ponto crítico. Para tanto, obteve-se uma série de ciclos de longo prazo com a técnica de Análise do Espectro Singular, a qual foi, então, utilizada em modelos ARFIMA(p,d,q). A série considerada foi o produto interno bruto (PIB) trimestral, disponível entre 1947 e 2012. Os resultados mostram que os ciclos de longo prazo podem durar de três a pouco mais de 12 anos, com média de nove anos. Os períodos de arrefecimento da atividade têm duração aproximada de cinco anos e taxa de crescimento relativamente baixa, de 2,9% a.a. Nos períodos expansivos a duração é ligeiramente menor, 3,75 anos, e a taxa de crescimento é elevada, de 6,9% a.a. Em adição, a volatilidade da produção apresenta um padrão em "U" invertido, atingindo um pico na metade da década de 1980. As estimações ARFIMA indicam fortemente que $d \approx 0{,}5$, exatamente o valor previsto pelo modelo seminal SOC. Assim, não é possível rejeitar a viabilidade desta teoria para o caso brasileiro, a qual diz, como corolário, que as flutuações cíclicas da produção são em grande parte inevitáveis.

[*]Universidade Federal de Juiz de Fora, Departamento de Economia. Av. Dr Raimundo Monteiro de Rezende, 330, Centro, Governador Valadares, MG, Brasil. CEP35010-177. Email: luckas.lopes@ufjf.edu.br

[†]Universidade Federal de Juiz de Fora, Departamento de Economia. Email: leandro.macedo@ufjf.edu.br

[‡]Universidade Federal de Viçosa (UFV), Departamento de Economia. Av. Peter Henry Rolfs, s/n, Campus Universitário, Viçosa, MG, Brasil. CEP 36570-000. Email: htsilvia@ufv.br

In this paper, we search for evidence of self-organized criticality (SOC) in the Brazilian aggregate production. In order to do so, long-term growth cycles are extracted from gross domestic product (GDP) data, by using the Singular Spectrum Analysis. Then, this times series is utilized in ARFIMA(p,d,q) regressions. Data set consists of quarterly observations from 1947 to 2012. As our results show, long-term growth cycles may range between 3 and 12 years, with an average duration of 9 years. Slowdown phases usually last 5 years, with a relatively low growth-rate of 2.9% p.a. By the other hand, expansions average 375 years, but have a higher rate of variation (6.9% p.a.). Additionally, volatility in Brazil has presented an inverted U-shape pattern, reaching a peak in the middle of the 1980s. Our ARFIMA estimations strongly point out towards $d \approx 05$, which is exactly the value predicted by canonical SOC models. Therefore, when explaining Brazilian growth cycles, we cannot reject the viability of this theory, which implies, as a corollary, that output fluctuations are in a large extent unavoidable.

1. INTRODUÇÃO

Desde meados da década de 1980, grande parte dos países desenvolvidos experimentaram um extenso período de crescimento econômico estável, conhecido como Grande Moderação (Kim & Nelson, 1999; McConnell & Perez-Quiros, 2000; Stock & Watson, 2002). No Brasil, em função dos diversos problemas com a contenção da inflação, só se pode usufruir deste contexto mais tarde. Existia, contudo, uma visão disseminada de que a ciência macroeconômica, especialmente na área monetária, fora exitosa, havendo pouco espaço para ganhos adicionais de bem-estar advindo das políticas discricionárias (Lucas, 2003).

Como argumenta Caballero (2010), a crise internacional do final de 2007 desafiou essa noção, reacendendo o interesse dos pesquisadores para a área dos ciclos econômicos e colocando à prova modelos teóricos consolidados na literatura, como o dos Ciclos Reais de Negócios (RBC) e as formulações de equilíbrio geral estocástico (DSGE).[1] Segundo este autor, atualmente é possível distinguir duas linhas de estudo na área: a "central", que enquadra os modelos RBC e DSGE, em que as flutuações econômicas são geradas por choques exógenos aleatórios em sistemas essencialmente lineares (Kydland & Prescott, 1982; Plosser, 1989; Clarida, Galí & Gertler, 1999; entre outros); e, a "periférica", que procura introduzir complexidades nos modelos, como efeitos dominó, avalanches e surtos de pânico (ver, por exemplo, Bak, Chen, Scheinkman & Woodford, 1993; Allen & Gale, 2000; Caballero & Simsek, 2009).

O presente artigo destaca uma destas nova abordagens, a da criticalidade auto-organizada (SOC),[2] em que os ciclos econômicos ocorrem como avalanches (Bak et al., 1993; Scheinkman & Woodford, 1994). A analogia básica do modelo é uma pilha de areia onde são adicionados grãos sucessivamente: a princípio, um grão deixado sobre a pilha produz um efeito ínfimo no agregado, entretanto, ao passo que a inclinação do monte se acentua, um grão adicional pode gerar uma grande avalanche. No limite, oscilações de várias intensidades podem ser iniciadas por pequenas perturbações aleatórias exógenas (Scheinkman & Woodford, 1994).

Dessa forma, o principal objetivo deste artigo é averiguar se os ciclos econômicos no Brasil exibem características de sistemas com criticalidade auto-organizada, possibilidade ainda não explorada pela literatura prévia. Especificamente, pretendeu-se filtrar da série do produto interno bruto (PIB) o componente relativo aos ciclos de longa duração e, após isso, verificar se essa série tem uma constante de

[1] RBC vem do termo em inglês *Real Business Cycles*. A sigla DSGE deriva da expressão *dynamic stochastic general equilibrium model*.

[2] Do termo em inglês *self-organized criticality*.

integração fracionária, como prevê os modelos SOC. Para tanto, as técnicas de Análise do Espectro Singular (Broomhead & King, 1986) e ARFIMA (Hosking, 1981) foram utilizadas. A base de dados é constituída de dados trimestrais entre 1947 e 2012, estando disponível em Bonelli & Rodrigues (2010).

Estudos que avaliam a persistência das séries macroeconômicas no Brasil consideram, em sua maioria, a taxa de inflação (Fava & Alves, 1998; Reisen, Cribari-Neto & Jensen, 2003; Figueiredo & Marques, 2009; Figueiredo & Marques, 2011; Silva & Vieira, 2013). Em que se pese alguma divergência de resultados em função de amostras diferentes, as estimativas têm apontando para uma constate de integração no intervalo entre zero (excluso) e 0,5 (incluso), principalmente no período pós Plano Real. Marques & Fava (2011), por sua vez, encontram suporte à hipótese de memória longa na média e no componente sazonal do desemprego na região metropolitana de São Paulo.

Para o caso dos agregados produtivos, a evidência disponível na literatura é bastante escassa. O único estudo prévio de que se tem conhecimento é devido a Silva & Gomes (2011). Tais autores, ao estudar os dados anuais do PIB e do PIB per capita entre 1900 a 2008 com modelos ARFIMA, encontram evidências favoráveis à hipótese de raiz unitária na tendência secular do crescimento do país.[3] Portanto, o presente estudo contribui em uma direção complementar, ampliando o entendimento da dinâmica do PIB ao testar uma teoria promissora para a explicação da mecânica de suas flutuações cíclicas.

O restante do artigo está divido em mais quatro seções, além da introdução: na seção 2, descreve-se o do modelo de ciclos econômicos com SOC; na seção 3, discorre-se sobre a base de dados e a metodologia utilizada; na seção 4, apresentam-se os resultados; e, na seção 5, conclui-se o artigo.

2. CRITICALIDADE AUTO-ORGANIZADA: CICLOS ECONÔMICOS COMO PILHAS DE AREIA

Ao longo dos anos, diversos modelos têm sido sugeridos para explicar a instabilidade dos sistemas econômicos. Um estudo seminal nesse contexto é o de Slutzky (1937). Segundo o autor, o componente cíclico da produção poderia ser caracterizado, de maneira bastante satisfatória, linearmente, como uma média ponderada de choques aleatórios, isto é, por meio do modelo econométrico de médias móveis do tipo $MA(q \rightarrow \infty)$.

A tradição de Slutzky (1937) está presente nas modernas teorias dos ciclos econômicos como, por exemplo, na dos Ciclos Reais de Negócios (RBC) e nos modelos dinâmicos de equilíbrio geral estocástico (DSGE) novo-keynesianos. Na estrutura RBC básica (Kydland & Prescott, 1982, e Plosser, 1989, entre outros), as oscilações dos agregados são explicadas dentro de um arcabouço teórico de equilíbrio geral, com agentes maximizadores e concorrência perfeita, em que as flutuações são geradas por choques tecnológicos aleatórios em equações estruturalmente lineares e são respostas dos agentes face às perturbações percebidas. Portanto, intervenções governamentais são indesejáveis, pois afastam os indivíduos do ótimo econômico.

Nas formulações novo-keynesianas (Galí & Gertler, 2007, e Clarida et al., 1999, entre outros) são adicionadas moeda, competição monopolística e rigidezes nominais à estrutura básica RBC. Mudam-se as conclusões a respeito da condução da política, que passa a ter o potencial de elevar o bem-estar. Contudo, a força motora dos ciclos e os mecanismos de transmissão dessas das duas correntes teóricas são essencialmente iguais.

A teoria RBC e os modelos DSGE obtiveram grande difusão no meio acadêmico, possivelmente em razão de sua construção baseada em micro-fundamentos e na evidência disponível internacionalmente de que as variáveis macroeconômicas, com exceção do emprego, teriam uma raiz unitária (Nelson & Plosser, 1982, e King, Plosser, Stock & Watson, 1991, entre outros). Entretanto, elas ainda são alvo de sério criticismo.

[3] Para o caso dos Estados Unidos da América, Diebold & Rudebusch (1989) encontraram persistência de longa duração em diversos indicadores da atividade econômica.

Em particular, Caballero (2010) argumenta que mesmo após muita calibração, os modelos RBC e novo-keynesiano só foram capazes de reproduzir oscilações leves na produção e tiveram desempenho insatisfatório no que concerne às variações do nível geral de preços (Mankiw, 1989, e Rotemberg & Woodford, 1996, encontram resultados semelhantes).

Scheinkman & Woodford (1994) explicam que o problema com as teorias citadas anteriormente advém do fato de que é mais razoável supor os choques exógenos nas preferências e nos custos de produção como variáveis aleatórias independentes, de forma que a lei dos grandes números faria com que seus efeitos sobre o agregado da economia desaparecessem (isto é, várias perturbações que somam zero). Constatação que torna os eventos extremos mais improváveis do que realmente se observa nos dados.

Segundo Caballero (2010), essa necessidade de ampliar o entendimento a respeito da mecânica dos ciclos econômicos tem estimulado a consideração de novos elementos teóricos. Nessa perspectiva, surge o modelo de criticalidade auto-organizada aplicado à economia de Bak et al. (1993). Na abordagem SOC, recessões e expansões podem ser geradas por uma série de choques independentes e de baixa magnitude que atingem setores produtivos específicos.

Comparam-se os ciclos com avalanches em pilha de areia: imagina-se um monte de areia, que representa a atividade econômica agregada, onde são despejados novos grãos sucessivamente, que denotam os choques exógenos. Se o estado inicial do monte não é muito íngreme, um grão adicional produz apenas um pequeno rearranjo dos outros em sua vizinhança. Contudo, à medida que a inclinação da pilha se acentua e chega em um nível crítico, o cair de um único novo grão pode gerar uma grande avalanche. De maneira similar, se a pilha de areia se inicia acima do ponto crítico, então ela imediatamente colapsa em uma avalanche. Assim, sistemas que exibem SOC tendem naturalmente ao ponto crítico, em que grande instabilidade macro pode ser gerada na presença de choques aleatórios setoriais e pouco significativos (Bak et al., 1993; Scheinkman & Woodford, 1994).

Bak et al. (1993) postulam que esse tipo de dinâmica pode surgir em uma economia com dois elementos centrais, a saber: i) interações locais entre as firmas; e, ii) não linearidades na função de produção, geradas por indivisibilidades. Em "i", assume-se que cada firma tenha relações comerciais (compra de insumos e venda de produtos) com um número reduzido de outras unidades próximas geograficamente. Esquematicamente, os autores organizam as unidades produtivas em uma grade com L linhas e colunas, onde cada firma específica compra insumos de duas firmas abaixo e vende produtos para outras duas firmas acima. Em "ii", considera-se uma tecnologia em que a produção ocorre em conjuntos de duas unidades. Além disso, considera-se igualmente ótimo reter zero ou uma unidade do produto em estoque.[4]

É possível demonstrar que, em conjunto, interações locais e descontinuidades no processo produtivo podem produzir o tipo de oscilação da pilha de areia. Como explicam Scheinkman & Woodford (1994, pp.420 e 421), a lógica é a seguinte: cada encomenda recebida por um produtor inicia uma reação em cadeia no setor produtivo com extensão que varia de acordo com a configuração inicial dos estoques. Se a ordem pode ser suprida com o estoque existente, o efeito desencadeado é nulo. Caso contrário, cada produtor envia encomendas para dois fornecedores adjacentes, que podem transmiti-la para seus próprios fornecedores e, assim, sucessivamente.

De acordo com Scheinkman & Woodford (1994), quando L tende ao infinito, as avalanches de encomendas continuam a existir, pois elas convergem em probabilidade para uma distribuição leptocúrtica, em que os eventos extremos ocorrem com frequência mais alta que a normal. Especificamente, Bak (1996) argumenta que a probabilidade de uma determinada avalanche, $N(s)$, é uma lei de potência do tamanho da avalanche, s, na seguinte forma: $N(s) = s^{-\alpha}$, com $\alpha = 4/3$. Ao se comparar com a lei de potência de

[4]Modela-se um processo produtivo em que a produção de duas unidades minimiza os custos médios. Assim, se os estoques da firma estão em zero e ela recebe a encomenda de uma unidade do bem, produzem-se duas unidades e a adicional é retida em seu inventário.

um ruído branco, $N(s) = s^0$, uma constante, em que cada evento têm a mesma probabilidade, e com a de um passeio aleatório, $N(s) = s^{-2}$, que tem um decaimento mais rápido das probabilidades de eventos extremos, percebe-se que as séries de tempo do modelo de Bak et al. (1993) se situam em algum lugar entre esses dois processos bem disseminados na literatura econômica. De fato, a teoria original da pilha de areia (Bak, Tang & Wiesenfeld, 1987) prevê avalanches que seguem uma regra de potência do tipo $N(s) = s^{-1}$.

Decorre daí outra maneira de interpretar as séries de tempo implicadas pelo modelo SOC: suas flutuações (avalanches) têm memória longa. Hosking (1981), em um amplo estudo sobre o tema, conclui que a lei de potência "$1/s$" está no limiar entre estacionariedade e não estacionariedade, possuindo uma constante de integração, d, igual a 0,5.[5] Neste caso, a série é invertível, com uma função impulso reposta (FIR) que apresenta diversas defasagens significativas, mas é não estacionária, tendo variância indefinida. De maneira mais geral, testes empíricos para criticalidade auto-organizada consistem em investigar se as séries de avalanches apresentam memória longa. Assim, objetiva-se verificar se o parâmetro $d \in (0, 1/2]$ (Hosking, 1981). No presente artigo, as avalanches são aproximadas pelos ciclos econômicos de longo prazo, obtidos por meio da filtragem da série original pela Análise do Espectro Singular. Em seguida, estimam-se coeficientes de diferenciação fracionários em modelos ARFIMA(p, d, q). Detalhes adicionais acerca dos métodos e da base de dados são fornecidos na seção seguinte.

3. METODOLOGIA E BASE DE DADOS

A metodologia do presente artigo está dividida em duas seções. A primeira descreve a Análise do Espectro Singular, utilizada com o propósito de filtrar os ciclos econômicos dos dados originais e das oscilações irregulares, ruidosas e de elevada frequência que dificultam a estimação dos parâmetros referentes à memória da série. A segunda apresenta o método de cálculo do parâmetro de diferenciação fracionário, d.

As pesquisas que estudam os ciclos econômicos têm se dividido em duas vertentes, a saber: a dos ciclos de negócios (*business cycles*), que assume que as movimentações da atividade agregada afetam simultaneamente a tendência e os ciclos, considerando impraticável, portanto, uma distinção precisa dos componentes das séries de tempo; e, a dos ciclos de crescimento (*growth cycles*), que modela as flutuações cíclicas como desvios ao redor de uma tendência temporal identificável.

Apesar das dificuldades empíricas,[6] a abordagem dos ciclos de crescimento é interessante por uma série de razões, como exposto por Zarnowitz & Ozyildirim (2006). Especificamente no contexto desta pesquisa, argumenta-se que nos últimos anos diversos países têm experimentado fases de arrefecimento do crescimento, em vez de quedas absolutas da atividade em geral, fato que é bem caracterizado pelo desvios em torno da tendência. Em adição, a filtragem dos componentes das séries de tempo possibilita testar teorias e realizar previsões. Por essas razões e pela necessidade de se obter uma série de tempo para avaliar a memória dos ciclos no país, emprega-se aqui a abordagem *growth cycles*.

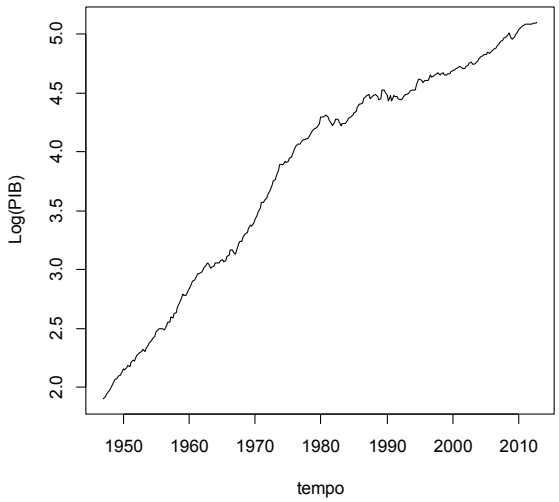
O agregado em estudo é o produto interno bruto (PIB) real e dessazonalizado, disponibilizado por Bonelli & Rodrigues (2010) para os anos de 1947 a 2012, com periodicidade trimestral, isto é, com 264 observações.[7] A Figura 1 apresenta os logaritmos desta série, denotada por $y(t)$ quando conveniente.

[5] A relação entre este parâmetro e a constante da regra de potência é dada por $2d = \alpha$ (Baillie, 1996).

[6] Usualmente, é difícil estimar tendências de crescimento adequadas aos agregados econômicos. Sabe-se ainda que quando esse componente é grosseiramente aproximado, as conclusões a respeito das oscilações são seriamente afetadas (Canova, 1998).

[7] A série calculada pelos autores varia de 1947 a 1980, uma vez que após este último ano os dados são disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A metodologia, baseada em Mönch & Uhlig (2005), consiste em encontrar séries mensais ou trimestrais coincidentes com o PIB trimestral pós-1980 e que também estão disponíveis durante o período anterior (1947–1980). Em seguida, utiliza-se o filtro de Kalman para estimar os valores do PIB trimestral. Utiliza-se, ainda, a restrição de que a taxa de variação da série recuperada seja igual à do PIB anual, fornecido pelas Contas Nacionais do IBGE.

Figura 1. Série de tempo do logaritmo do PIB real variando de 1947 a 2012, $y(t)$.



Fonte: Elaboração do autor; dados de Bonelli & Rodrigues (2010).

Tratamentos adicionais realizados sobre os dados são descritos nas seções seguintes. A seção de resultados traz também uma discussão das características dos ciclos econômicos brasileiros obtidos após a filtragem da série com a Análise do Espectro Singular.

3.1. Análise do Espectro Singular

A aplicação da Análise de Espectro Singular (SSA)[8] no contexto de sistemas dinâmicos foi proposta inicialmente por Broomhead & King (1986). Nela, a série original é dividida em partes que representam características específicas para, em seguida, ser reconstruída com aquelas que se julgam necessárias à análise. Desse modo, a SSA pode ser utilizada, inclusive, como um método de decomposição de séries temporais. Nota-se que o presente artigo parece ser o primeiro a utilizar a SSA com intuito de filtrar os componentes do PIB brasileiro.[9] A SSA está bastante relacionada com a técnica de componentes principais, utilizada no estudo de fenômenos multivariados, baseando-se, assim, na extração de autovetores que explicam proporções decrescentes da variância da série de tempo original (Broomhead & King, 1986).

Para descrever o método, consideram-se, inicialmente, os elementos de (1) a seguir, um vetor reconstruído dos dados originais, $y(t)$, definindo um ponto no espaço $\mathbb{R}^n$ ou seja,

$$y(t), y(t+1), y(t+2), \ldots, y(t+(n-1)). \tag{1}$$

onde n corresponde ao atraso de reconstrução utilizado e $t+(n-1)$ representa o tamanho do vetor escolhido.

O objetivo central do método é decompor $y(t)$ em vários elementos para, em seguida, agrupá-los em conjuntos que façam sentido à análise, como tendência, ciclos de diversas durações, sazonalidade e resíduo. Introduz-se, agora, o conceito de n-janela, entendida como uma caixa deslizante que deixa visível n elementos consecutivos da série temporal. Uma vez definida a n-janela, à medida que se avança

[8] Do termo em inglês *singular spectrum analysis*.

[9] Hassani & Zhigljavsky (2009) e Hassani, Soofi & Zhigljavsky (2013) aplicam o método para a análise do PIB no Irã e da inflação nos Estados Unidos da América, respectivamente.

sobre os dados são construídos vetores no espaço n-dimensional denotados por

$$w_i \in \mathbb{R}^n \mid i = 1, \ldots, N, \tag{2}$$

tal que $N = \tilde{N} - n + 1$, $\tilde{N}$ sendo o número de observações. Essas sequências, conhecidas como n-histórias, são utilizadas para construir uma matriz W de ordem $N \times n$, a qual será chamada, doravante, de matriz de trajetórias. Assim,

$$w = \frac{1}{\sqrt{N}} \begin{pmatrix} w_1' \\ \vdots \\ w_N' \end{pmatrix}. \tag{3}$$

O fator $N^{-1/2}$ é introduzido em (3) para fins de ponderação.

Para poder filtrar a série, obtendo-se os componentes de interesse, Broomhead & King (1986) propõem que se encontre um conjunto de vetores $s_i \in \mathbb{R}^n \mid i = 1, \ldots, N$ que geram, por sua ação em W, um conjunto de autovetores linearmente independentes e ortogonais, $c_i \in \mathbb{R}^n \mid i = 1, \ldots, N$. Sem perda de generalidade, considera-se que os c_i sejam normalmente distribuídos, formando uma base ortonormal de $\mathbb{R}^n$. A partir disso, pode-se derivar a seguinte relação:

$$s_i' W = \sigma_i c_i', \tag{4}$$

em que σ_i é um conjunto de constantes reais empregadas para normalizar os vetores. Efetua-se agora a extração dos autovetores.

Pela ortonormalidade de c_i, pode-se escrever

$$s_i' W W' s_j = \sigma_i \sigma_j \delta_{ij}, \tag{5}$$

relação advinda do teorema da decomposição espectral de WW', de ordem $N \times N$, com δ representando o delta de Kronecker, que assume valor um quando $i = j$ e zero caso contrário. Os autovetores de WW' formam uma base ortonormal de $\mathbb{R}^n$ e são eles que satisfazem (5) precisamente, do que se pode escrever seguinte relação:

$$WW' s_i = \sigma_i^2 s_i. \tag{6}$$

Da relação (6), mostra-se que o conjunto de autovetores s_i é obtido da decomposição espectral da matriz de covariâncias de WW', com $\sigma_i^2 s_i$ representando os autovalores deste procedimento. Contudo, um problema que surge ao utilizar (6) para calcular os autovetores é que a ordem da matriz $WW^{'}$ é, em geral, muito elevada, tornando sua diagonalização trabalhosa. É mais eficiente obtê-los da matriz $V = W'W$ que tem ordem $n \times n$, igual ao comprimento da janela analisada (Broomhead & King, 1986). Ao proceder desta forma, os autovetores de V são derivados da seguinte relação:

$$V c_i = \sigma_i^2 c_i. \tag{7}$$

Para finalizar a descrição do método, define-se C como a matriz com colunas formadas pelos autovetores c_i. Portanto, tem-se que $VC = C\Sigma^2$. Mas, pela definição de V, isto é igual a $(WC)'(WC) = \Sigma^2$, em que Σ^2 denota a matriz diagonal constituída pelos autovalores de V em ordem decrescente.

A filtragem da série de tempo em diferentes componentes requer a definição do comprimento dos vetores constantes na matriz de trajetórias. Segundo Golyandina, Nekrutkin & Zhigljavsky (2001), o número escolhido deve ser suficientemente grande para proporcionar uma detalhada descrição dos dados. Ademais, os autores sugerem a análise gráfica dos logaritmos dos autovalores. Uma lenta redução em seus valores indica a presença de ruído. Assim, após alguns exercícios de tentativa e erro, optou-se por $n = 24$. A opção $n = 12$ provou-se demasiadamente curta, enquanto que $n > 24$ foi desnecessariamente longa.

Após discriminar os componentes da série $y(t)$, prossegue-se com sua reconstrução utilizando apenas os componentes desejáveis. Broomhead & King (1986) sugerem a inspeção da forma dos vetores como um método adequado alegando sem, contudo, apresentar prova matemática, que "autovetores determinísticos" têm uma forma regular, ao contrário dos "autovetores estocásticos" que apresentam formas irregulares. A série deve, então, ser reconstruída com os seus componentes regulares. Aqui emprega-se, além da análise do formato dos autovetores, a inspeção gráfica dos autovalores. Golyandina et al. (2001) argumentam que, como regra, as parcelas ruidosas aparecem com um decaimento lento no gráfico dos autovalores.

Para distinguir quais são os componentes associados à tendência, ao ciclo e ao resíduo utilizam-se a análise gráfica e a matriz de correlação dos componentes reconstruídos, w-correlation. Se dois componentes reconstruídos têm w-correlation igual a zero, isso indica que se deve considerá-los separadamente. Ao contrário, valores altos para essas correlações significam que os componentes podem ser agrupados (Hassani, Heravi & Zhigljavsky, 2009).

Assim, uma vez de posse da série de tempo reconstruída dos ciclos econômicos, livre dos ruídos e das baixas frequência, $c(t)$, considera-se esta variável como a proxy para as avalanches.[10] Assim, o próximo passo para o teste da criticalidade auto-organizada nas flutuações da atividade econômica brasileira consiste em computar os coeficientes de diferenciação fracionária da série $c(t)$, como se descreve na seção seguinte.

3.2. Modelos de memória longa ARFIMA(p,d,q)

Uma forma natural de conciliar o bom desempenho preditivo em curto prazo do método ARIMA de Box & Jenkins (1976) com a possibilidade teórica de processos com memória longa, como é o caso do modelo SOC explorado pelo presente artigo, é flexibilizar a constante de integração para valores no conjunto dos números reais, o que conduz ao ARFIMA(p,d,q). Espera-se que as autocorrelações de curto prazo sejam descritas apropriadamente pela escolha de p e q, enquanto que o comportamento de longo prazo seja bem caracterizado pelo parâmetro d (Hosking, 1981). O modelo ARFIMA para a série filtrada dos ciclos econômicos, $c(t)$, pode ser assim descrito (Hosking, 1981):

$$\phi(B)(1-B)^d(c(t)-\bar{c}) = \theta(B)\varepsilon(t), \tag{8}$$

em que B é o operador de defasagens; $\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \cdots - \phi_p B^p$ é o polinômio com os termos autorregressivos; $\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \cdots - \theta_q B^q$ é o polinômio com os termos média móvel; $\bar{c}$ é uma constante; e $\varepsilon(t)$ é um ruído branco. O operador de diferenças fracionário é definido como a expansão binomial (9), na forma:

$$\begin{aligned}(1-B)^d &= \sum_{k=0}^{\infty}\binom{d}{k}(-B)^k \\ &= 1 - dB - \frac{1}{2}d(1-d)B^2 - \frac{1}{6}d(1-d)(2-d)B^3 - \cdots\end{aligned} \tag{9}$$

Dada a esperada estacionariedade da série cíclica,[11] o método de máxima verossimilhança exata (EML, *exact maximum likelihood*) é, a priori, adequado à estimação de (8). Contudo, segundo Doornik & Ooms (2004), os valores obtidos para d pelo EML podem ser enviesados quando a média de $c(t)$ é uma função de parâmetros incidentais. Estes autores sugerem, então, a abordagem da máxima verossimilhança modificada (MPL, *modified profile likelihood*) como forma de contornar o problema do viés. Contudo, para

[10] Bartolozzi, Leinweber & Thomas (2005) utilizam procedimento similar, porém trabalhando no domínio da frequência.

[11] A série é definida como desvios ao longo da tendência, oscilando ao redor de uma média muito próxima a zero.

fins de robustez e comparação, aplica-se também o método de mínimos quadrados não lineares (NLS, *nonlinear least squares*). O NLS tem o benefício de ser não viesado se $d > -0{,}5$, sendo adequado aos casos não estacionários (Baillie, 1996).

4. RESULTADOS

4.1. Decomposição e reconstrução dos componentes do PIB

A decomposição da série do logaritmo PIB real com a metodologia SSA produziu os autovalores representados na Figura 2, parte (a). Veja-se que a partir do décimo primeiro vetor o decaimento fica bastante lento, indicando a presença de ruído. A matriz de correlação w dos doze primeiros e dos últimos doze autovetores é apresentada nas partes (c) e (d) da figura, respectivamente. Tal matriz é desenhada em escala de cinza, com a cor branca para correlação zero e a cor preta para alta correlação, próxima da unidade. Com a análise da matriz de correlação w da parte (c) da figura mencionada, pode-se perceber que o primeiro vetor é o único não correlacionado com os demais. Os autovetores dois e três apresentam movimentações comuns. O mesmo ocorre com os de número três e quatro. Há, ainda, um agrupamento entre os vetores de número cinco a 12, e entre os restantes, apresentados na parte (d) da Figura 2.

A inspeção da forma dos autovetores permite verificar que os quatro primeiros contêm elementos compatíveis com a tendência da série:[12] o primeiro, captura a curva de crescimento linear, que domina a dinâmica da variável; o segundo, a quebra estrutural ocorrida em 1980, quando a taxa de crescimento secular da economia brasileira se reduziu; e, o terceiro e quarto, movimentos lentos de aceleração e decréscimo da taxa de crescimento de longo prazo. Dessa forma, pôde-se reconstruir uma tendência temporal para o PIB potencial com componentes que variam suavemente ao longo do tempo, em concordância com as sugestões de Zarnowitz & Ozyildirim (2006). As séries reconstruídas estão ilustradas na Figura 3, com a tendência destacada na parte (b).

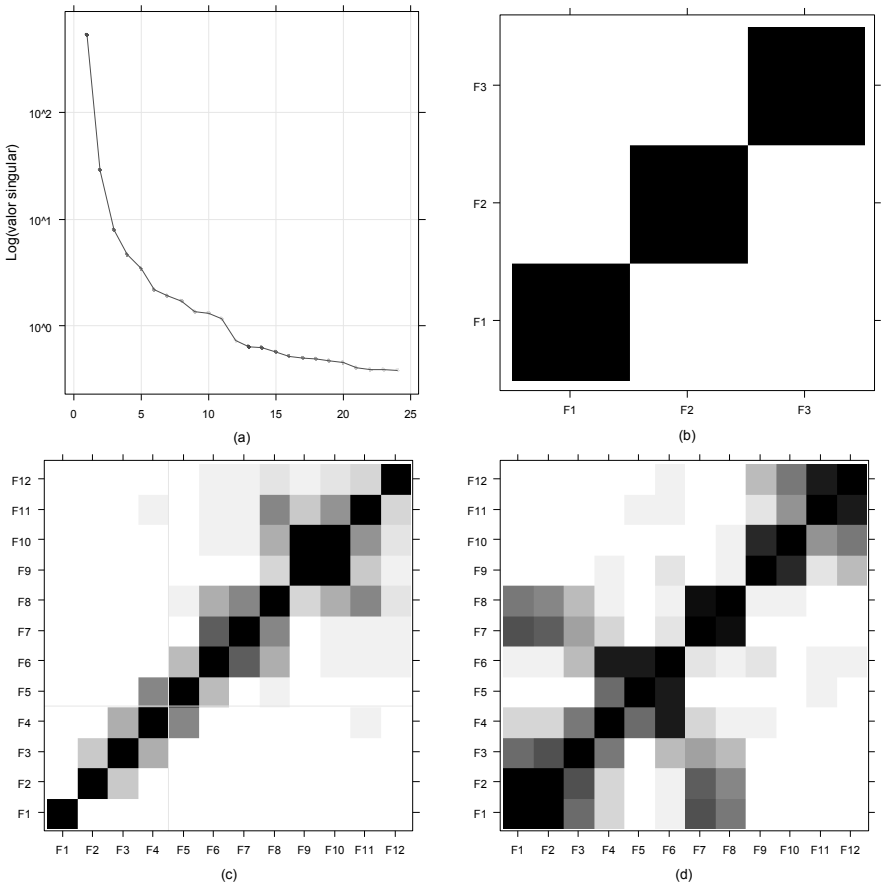
Os vetores de cinco a 12 representam a série dos ciclos de longo prazo, escolhidos de forma que as oscilações de elevada frequência e ruidosas fossem deixadas como resíduo da análise espectral (veja-se o comportamento aparentemente estocástico dos autovetores de número 13 a 24, na Figura A-1). Assim, a parte (b) da Figura 2 traz a matriz de correlações w para os três elementos reconstruídos, quais sejam, a tendência (vetores um a quatro), os ciclos econômicos de longo prazo (cinco a 12) e o resíduo (13 a 24). Nota-se que a cor branca das correlações entre estes componentes mostra que a separação foi bastante satisfatória.

É possível perceber que a série cíclica filtrada com a metodologia SSA, representada na parte (c) da Figura 3, tem ondas de duração elevada e picos e vales facilmente identificados visualmente. Ressalta-se que a referida série se comporta como um versão suavizada das obtidas com o filtro HP (Hodrick & Prescott, 1997) ou de bandas (Baxter & King, 1999).[13]. Por outro lado, o resíduo engloba as frequências mais altas — parte (d) da mesma figura —, as quais podem prejudicar a obtenção do parâmetro de diferenciação da série. A caracterização dos ciclos econômicos de longo prazo no Brasil e a estimação do parâmetro de diferenciação fracionário são realizadas a seguir, na próxima seção.

[12] A Figura A-1, do Apêndice, ilustra os autovetores. A Figura A-2 traz as séries de tempo reconstruídas utilizando cada autovetor individual, facilitando a visualização das argumentações apresentadas.

[13] Após utilizar o parâmetro λ de 12.000 no filtro HP, e três e 32 trimestres no filtro de bandas, como sugerido por Zarnowitz & Ozyildirim (2006). A Figura A-3 do Apêndice, ilustra a tendência e os ciclos de cada série. É fácil perceber que o filtro SSA e HP ($\lambda = 12.000$) extraem praticamente a mesma tendência. O filtro BP gera uma curva um pouco mais sinuosa do que as anteriores. A maior diferença se dá entre as séries cíclicas, em que a obtida com a análise do espectro singular se comporta como uma versão suavizada das outras, destacando as ondas de longo prazo.

Figura 2. Resultados da decomposição do espectro singular do log(PIB).



Notas: (a) Autovalores; (b) correlações w dos componentes reconstruídos; (c) correlações w dos 12 primeiros autovetores; (d) correlações w dos últimos 12 autovetores.

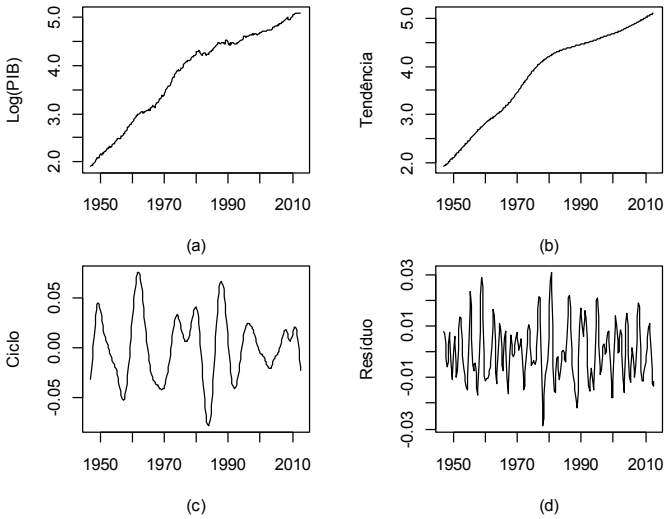
4.2. Caracterização dos ciclos econômicos e estimação do parâmetro de integração

Os fatos obtidos com a decomposição dos ciclos de longo prazo da economia brasileira no período de 1947 a 2012 são resumidos na Tabela 1. Os painéis A e B trazem, respectivamente, as informações a respeito das recessões ou contrações, períodos em que o crescimento se encontra aquém da linha de tendência estimada, e das expansões, momentos em que o crescimento é acelerado (acima da tendência). Nas datações, apresentam-se os anos em formato de dois dígitos, seguidos do trimestre em algarismos romanos.

A duração das fases de arrefecimento e crescimento são significativamente maiores que as apresentadas pelo Comitê de Datação dos Ciclos econômicos, CODACE.[14]. Em média, a duração das recessões e expansões datadas por este órgão é de cinco e 12 trimestres, respectivamente, enquanto que a datação dos ciclos de longo prazo indica os números de 20 (recessões) e 15 (expansões) trimestres. Isso se dá porque, primeiramente, o filtro utilizado suaviza as flutuações de menor magnitude, destacando as grandes ondas da série e, em segundo lugar, pela abordagem dos ciclos de crescimento, que considera

[14]Iniciativa do Instituto Brasileiro de Economia, IBRE, da Fundação Getúlio Vargas. O CODACE segue técnicas difundidas internacionalmente para marcar o início e o fim das expansões e recessões no Brasil.

Figura 3. Séries reconstruídas.



Notas: (a) logaritmo do PIB; (b) tendência de crescimento; (c) ciclos de longo prazo; (d) resíduo.

Tabela 1. Informações das fases dos ciclos econômicos de longo prazo – duração, amplitude e volatilidade.

Período	Duração	Variação acumulada do PIB (%)	Crescimento anualizado do PIB (%)	Desvio padrão dos ciclos (%)
Painel A: recessões/contrações				
49-II/57-II	32	49,9	6,2	2,85
61-IV/69-II	30	40,2	5,4	4,1
74-I/76-IV	11	17,4	6,3	0,95
79-IV/83-IV	16	0,1	0,0	4,37
87-IV/92-I	17	−2,4	−0,6	4,01
96-II/03-I	27	14,3	2,1	1,51
07-IV/09-II	6	1,1	0,7	0,46
Média	20	17,2	2,9	3,3
Painel B: expansões				
57-II/61-IV	18	51,5	11,4	4,53
69-II/74-I	19	41,8	8,8	2,75
76-IV/79-IV	12	17,4	5,8	1,3
83-IV/87-IV	16	22,4	5,6	5,34
92-I/96-II	17	16,2	3,8	2,36
03-I/07-IV	19	21,3	4,5	1,22
09-II/10-IV	6	10,1	6,8	0,52
Média	15	25,8	6,7	3,3

como recessões tanto os períodos de queda da atividade em valor absoluto, como aqueles em que o desempenho da economia cai abaixo do potencial.

As quedas da atividade variam de seis a 32 trimestres, isto é, podem alcançar até oito anos. Os três períodos mais longos de atividade abaixo do normal foram entre 1949 e 1957; 1961 e 1969; e 1996 e 2003. No primeiro, a queda na atividade pode estar associada às tentativas de estabilização da inflação nos anos de 1947 a 1949, bem como a uma queda acentuada das exportações, dado o restabelecimento da produção nos países afetados pelas grandes guerras, e a reorientação dos financiamentos norte-americanos para outras partes do mundo (Vianna, 1989). Não obstante, o crescimento no período foi bastante satisfatório para os parâmetros atuais, atingindo 6,2% ao ano em média. No segundo, datado de 1961-IV a 1969-II, demarca-se um movimento de correção dos desequilíbrios gerados pelo forte crescimento do período anterior (entre 1957 e 1961), com destaque para o Programa de Ação Econômica do Governo (PAEG), implementado com o objetivo de conter a alta da inflação (Resende, 1989). No terceiro, com duração de 27 trimestres entre 1996 e 2003, a relativamente baixa taxa de crescimento média de 2,1% ao ano pode ser explicada, entre outros fatores, pelos ajustes necessários à contenção da escalada de preços do período precedente, a qual atingiu níveis hiperinflacionários e demandou a adoção de políticas fiscais e monetárias contracionistas.

Veja-se, contudo, que apesar das três recessões citadas terem sido as mais longas, elas não foram as mais severas. As quedas mais acentuadas na atividade econômica no país aconteceram na década de 1980 e na última recessão financeira internacional, ao fim de 2007. Nos anos de 1979 a 1983 e de 1987 a 1992 a variação acumulada da produção foi de 0,1% e −2,4%, respectivamente, com taxas de crescimento anuais nulas ou negativas em média. Fato associado aos graves desajustes nas esferas fiscal e externa do governo brasileiro, os quais alimentaram altas históricas na inflação que abalaram severamente o funcionamento da economia. A crise de 2007, apesar de ser a mais curta na datação realizada, gerou uma retração significativa, quando o país cresceu a 0,7% ao ano, em comparação com a taxa média de 4,5% ao ano, ocorrida anteriormente a este evento. Historicamente, as recessões têm apresentado uma taxa de crescimento de cerca de 3% ao ano. Entretanto, verifica-se que desde 1980 a taxa média nas fases de arrefecimento declinou bastante, de algo em torno de 6% a.a., entre 1947 e 1979, para 0,5% a.a. após essa data.

As expansões têm duração média de 15 trimestres, isto é, cerca de quatro anos. Além disso, o desvio padrão do comprimento desta fase é menor. As expansões mais longas ocorreram por 19 trimestres, entre 1969 e 1974, e 2003 e 2007. Em média, a taxa de crescimento anual nesta fase é de 6,7%, valor que tem se mantido estável desde o final da década de 1970. Infere-se, portanto, que os ciclos do crescimento econômico no Brasil são caracterizados por períodos de crescimento acelerado (expansões) de menor duração que as fases de crescimento abaixo da tendência (recessões).

Duas das expansões mais longas e acentuadas ocorreram no início da amostra. A primeira, com uma duração de 18 trimestres (4,5 anos) e crescimento acumulado de mais de 50%, foi datada de 1957 ao fim de 1961, estando intimamente relacionada com o crescimento induzido pelo Plano de Metas. A segunda, ocorrida no período de 1969 a 1974, obteve duração de 19 trimestres (4,75 anos) e crescimento acumulado de quase 42%, englobando a fase conhecida como milagre econômico. Destaca-se também o período entre 2003 e 2007, com 19 trimestres, no qual a economia do país pôde usufruir dos benefícios da estabilização inflacionária e de condições macroeconômicas externas favoráveis.

Quanto à instabilidade da atividade econômica agregada em longo prazo, as recessões e expansões parecem ser igualmente voláteis, com média de 3,3% para o desvio padrão da série cíclica em ambas as fases. Desse modo, não é possível falar em recessões ou expansões mais ou menos voláteis, mas apenas em conjunturas de maior ou menor instabilidade. Ademais, os dados mostram que a volatilidade segue um padrão em "U" invertido, atingindo o valor máximo na década de 1980, reduzindo-se desde então.

A Tabela 2 mostra a duração dos ciclos completos da produção agregada. Duas formas de medição são fornecidas: a primeira, que demarca um ciclo como o tempo necessário para que dois picos consecuti-

Tabela 2. Duração completa dos ciclos de longo prazo no Brasil – 1947 a 2012.

Painel A: ciclos pico a pico							
Picos	49-II 61-IV	61-IV 74-I	74-I 79-IV	79-IV 87-IV	87-IV 96-II	96-II 07-IV	07-IV 10-IV
Duração	51	50	24	33	35	47	13
Média (anos)	36	(9)					
Maior (anos)	51	(13)					
Menor (anos)	13	(3)					
Painel B: ciclos vale a vale							
Vales	57-II 69-II	69-II 76-IV	76-IV 83-IV	83-IV 92-I	92-I 03-I	03-I 09-II	–
Duração	49	31	29	34	45	26	–
Média (anos)	36	(9)					
Maior (anos)	49	(12)					
Menor (anos)	26	(7)					

vos sejam atingidos, no Painel A; e a segunda, como o intervalo entre dois vales da atividade econômica, no Painel B.

É possível perceber que a economia brasileira tem passado por uma vasta gama de ciclos diferentes, não havendo, necessariamente, uma tendência à redução do comprimento das ondas nos últimos anos. Os ciclos mais longos têm duração média de 50 trimestres, ou pouco mais de 12 anos, e o mais curto perdurou por 13 trimestres, isto é, cerca de três anos. Assim, a datação realizada fornece ciclos econômicos que muito se assemelham com a definição clássica de Burns & Mitchell (1946), segundo os quais as flutuações são movimentos recorrentes, mas não periódicos, variando de mais de um ano até dez ou 12 anos.

Destaca-se agora um resultado interessante: veja-se que ambas as medições fornecem o valor médio de 36 trimestres (nove anos) para os ciclos de longo prazo no Brasil. Conforme Tvede (1997), ciclos que variam de 32 a 40 trimestres recebem a alcunha de "ciclos de Juglar", em homenagem ao trabalho do estatístico francês Clément Juglar de 1.862, intitulado "Les Crises Commerciales et Leur Retour Périodeque en France, en Angleterre et aux Etats Unis".

Os ciclos de Juglar são explicados pelas flutuações do investimento em capital fixo. No início de uma expansão, com a demanda pressionando a oferta agregada, a produção é aumentada com a utilização crescente da capacidade ociosa. Com a acentuação do movimento altista da atividade, contudo, novas ordens só podem ser supridas com investimento adicional. Nessa fase, preços e taxas de juros sobem, produção se eleva e como o crédito está disponível, um número crescente de inversões é realizado. Ao longo do tempo, o aumento paulatino da taxa de juros faz a seleção adversa ganhar contorno e, mais cedo ou mais tarde, prejuízos gerados por negócios com resultados negativos são disseminados via cadeia de crédito na economia, iniciando a recessão.

Dada a estrutura de defasagens envolvidas com a imobilização do capital, geram-se os ciclos de oito a 10 anos de Juglar. A longa década perdida de 1980 pode ser interpretada sob a luz desse referencial. Sabe-se que ela foi precedida por intenso investimento em plantas produtivas, com a esfera pública sendo um elemento central nesse processo. Não deveria ser surpresa, portanto, que as severas crises do período tenham sido acompanhadas de graves desequilíbrios do governo.

A duração média de nove anos para os ciclos econômicos no país indica que essa série de tempo pode apresentar memória longa. Nesse sentido, a Tabela 3 traz estimativas do parâmetro de integração fracionário. Há, contudo, um problema prático ao estimar d de séries de tempo em que esse parâmetro pode ser 0,5: estimativas EML deverão ser ligeiramente inferiores a este valor, ao passo que o método MPL não irá convergir (Doornik & Ooms, 2004). Os autores sugerem, neste caso, obter estimativas MPL do parâmetro usando a primeira diferença da série, o que foi realizado por este estudo (a quarta coluna apresenta os d's estimados para a $\Delta c(t)$ com o método MPL). A sexta e oitava colunas trazem as estimativas EML de d para a série cíclica do PIB obtida com o filtro HP e de bandas (BP), sem diferenciar.

Percebe-se que as estimativas da constante de integração fracionária pelos métodos EML e MPL são muito similares quando se considera a série cíclica obtida com o filtro SSA, estando acima do valor de 0,45 em quase todas as especificações. De fato, as diferenças ocorrem na terceira ou quarta casas decimais. Adicionalmente, verifica-se que dentre as especificações testadas, a que obteve menor valor AIC foi a ARFIMA$(2,d,2)$, com $d = 0{,}493$ no caso do estimador EML, e $d = 0{,}43$ quando se considera o estimador MPL. Caracteriza-se, assim, a longa dependência temporal dos dados.

Os exercícios de comparação, reforçam essa visão. Veja-se que, em três dos sete modelos os ciclos HP exibiram memória longa ($(0,d,0)$, $(0,d,1)$ e $(0,d,2)$), contra dois casos de antipersistência ($(1,d,1)$ e $(1,d,2)$) e um de memória curta ($(1,d,0)$). No que concerne aos ciclos do filtro de bandas, em sete dos nove modelos houve memória longa (sequencialmente, de $(0,d,0)$ a $(2,d,1)$), com a maioria das estimativas de d maiores ou iguais a 0,45, contra duas estimações em que se obteve memória curta ($(1,d,2)$ e $(2,d,2)$). Nota-se que a maior variabilidade dos valores de d para as duas últimas séries é provavelmente gerada pelo ruído existente, algo que não ocorre com os ciclos filtrados, que obtêm valores mais estáveis para o parâmetro.

A Tabela 4 traz as estimativas do método de mínimos quadrados não linear para o parâmetro de integração da série de ciclos de longo duração (representado como d_{NLS} na tabela). As estimativas iniciais realizadas com modelos similares aos apresentados na Tabela 3 proporcionaram valores demasiadamente altos para d. Tal fato pode ser observado pelos valores obtidos pelas especificações ($(0,d,0)$, $(1,d,0)$) da Tabela 4. Contudo, tal fato pode ter sido ocasionado pelo erro de variáveis omitidas, dado que o valor de d reduziu com a introdução de novas defasagens. A partir do modelo $(6,d,0)$, d converge para valores próximos a 0,5, confirmando os resultados obtidos anteriormente. Portanto, mesmo quando

Tabela 3. *Estimativas do parâmetro de integração fracionário.*

Modelo ARIMA(p,d,q)	$\hat{d}_{\text{EML}}$	E.P.	$\hat{d}_{\text{MPL}}$	E.P.	$\hat{d}_{\text{HP}}$	E.P.	$\hat{d}_{\text{BP}}$	E.P.
$(0,d,0)$	0,499*	(0,002)	0,499*	(0,001)	0,493*	(0,009)	0,495*	(0,007)
$(1,d,0)$	0,499*	(0,002)	0,498*	(0,002)	0,036^{NS}	(0,119)	0,447*	(0,064)
$(2,d,0)$	0,498*	(0,003)	0,491*	(0,013)	NC	–	0,482*	(0,025)
$(0,d,1)$	0,499*	(0,002)	0,499*	(0,002)	0,437*	(0,058)	0,491*	(0,013)
$(0,d,2)$	0,499*	(0,002)	0,499*	(0,002)	0,281*	(0,082)	0,423*	(0,060)
$(1,d,1)$	NC	–	0,498*	(0,003)	−0,283**	(0,137)	0,247**	(0,120)
$(2,d,1)$	0,497*	(0,005)	0,453*	(0,060)	NC	–	0,462*	(0,050)
$(1,d,2)$	NC	–	0,496*	(0,006)	**−0,494***	(0,139)	−0,107^{NS}	(0,176)
$(2,d,2)$	**0,493***	(0,010)	**0,430***	(0,080)	NC	–	**0,275**^{NS}	(0,172)

Notas: *, ** e *** denotam significância estatística a, respectivamente, 1, 5 e 10%. E.P. é o erro padrão da estimativa. NS e NC representam ausência de significância ao nível de 10% e falta de convergência do algoritmo de estimação, respectivamente. Valores em negrito minimizaram o critério de informação de AIC. As siglas EML, MPL, HP e BP representam, nessa ordem, máxima verossimilhança exata, de perfil modificado, método de decomposição HP (Hodrick & Prescott, 1997) e de bandas (Baxter & King, 1999).

Tabela 4. Estimativas de d com o método de mínimos quadrados não linear.

Modelo ARIMA	$(0,d,0)$	$(1,d,0)$	$(2,d,0)$	$(3,d,0)$	$(4,d,0)$	$(5,d,0)$	$(6,d,0)$
$\hat{d}_{\text{NLS}}$	3,188	2,501	NC	NC	NC	1,651	0,403
E.P.	0,052	0,040	–	–	–	0,368	0,129
p-valor	0,000	0,000	–	–	–	0,000	0,000
AIC	−12,652	−13,584	–	–	–	−14,263	−14,341
Modelo ARIMA	$(7,d,0)$	$(8,d,0)$	$(9,d,0)$	$(10,d,0)$	$(11,d,0)$	$(12,d,0)$	–
$\hat{d}_{\text{NLS}}$	0,505	0,548	0,669	0,792	0,536[a]	0,505	–
E.P.	0,109	0,100	0,130	0,237	0,152	0,159	–
p-valor	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,002	–
AIC	−14,464	−14,479	−14,487	−14,492	−14,542	−14,540	–

Notas: $\hat{d}_{\text{NLS}}$ refere-se à estimativa do parâmetro de diferenciação estimada pelo método dos mínimos quadrados não lineares. NC representa "não convergiu". [a] Valor de d estimado que minimiza o critério AIC.

se usa diversas defasagens para a estrutura de correlações de curto prazo, o parâmetro de integração fracionário continua a indicar memória longa.

Assim, a evidência não permite rejeitar a hipótese $d = 0{,}5$ para a série cíclica de longo prazo, sendo importante aprofundar um pouco mais sobre essa questão. A Tabela A-1 do Apêndice traz os testes clássicos de raiz unitária realizados sobre a série (ADF, KPSS, Phillips-Perron e Zivot-Andrews). Em todas as abordagens existem indicações de estacionariedade, o que, segundo Baillie (1996), é um indício de processo covariância-estacionário. Assim, a análise conjunta dos resultados dos modelos ARFIMA e dos testes clássicos de raiz unitária parecem apontar na direção de ciclos econômicos de longo prazo próximos da região entre estacionariedade e não estacionariedade, isto é, na vizinhança de $d = 0{,}5$.

O fato de que a constante de integração da série dos ciclos de longo prazo possa assumir esse valor, o mesmo previsto pelos modelos clássicos de criticalidade auto-organizada, chama a atenção. Se os ciclos econômicos no país são gerados por um mecanismo SOC, um corolário que se segue para a formulação de políticas é o de que as flutuações das diversas magnitudes são inevitáveis. Não há política monetária ou fiscal que possa produzir crescimento prolongado, sem ser seguida de uma crise, engatilhada por um choque inesperado que produz um efeito em cadeia.

Nesse contexto, governos e bancos centrais poderiam ser tentados a conduzir a produção agregada para o estado crítico, levando a atividade econômica ao seu máximo. Mas, isso exigiria uma capacidade implausível de coordenação, a qual colocaria todo o sistema em risco no caso de uma pequena perturbação. Assim, as políticas micro e macroprudenciais adotadas por alguns bancos centrais após a última crise internacional (iniciada no final de 2007) parecem ser as mais adequadas no contexto de SOC. A noção de frear o crescimento das bolhas de crescimento, controlando o grau de alavancagem da economia, e de prover a liquidez necessária às instituições fragilizadas uma vez que as avalanches irrompem reduz a incerteza que emerge da complexidade dos sistemas econômicos (Caballero, 2010).[15]

Como um resultado final, apresentam-se evidências de que os ciclos de longo prazo podem obedecer a uma regra de potência da forma $N(s) = s^{\alpha}$. Para isso, a série $c(t)$ foi transformada em desvios quadráticos ($s = c(t)^2$) e absolutos ($s = |c(t)|$). Em seguida, seus valores foram organizados de acordo com a frequência de ocorrência, $n = N(s)$, em que se implementaram regressões do tipo $\text{Log}(n)$ versus $\text{Log}(s)$ (procedimento similar é explorado por Bak (1996). Se o sistema exibe SOC, essas relações deveriam ser aproximadamente lineares, com o coeficiente angular α informando a potência. A Figura 4

[15] Cajueiro & Andrade (2010) formalizam a política em contexto SOC em linha com o raciocínio apresentado.

ilustra graficamente os resultados obtidos com os dados brasileiros.

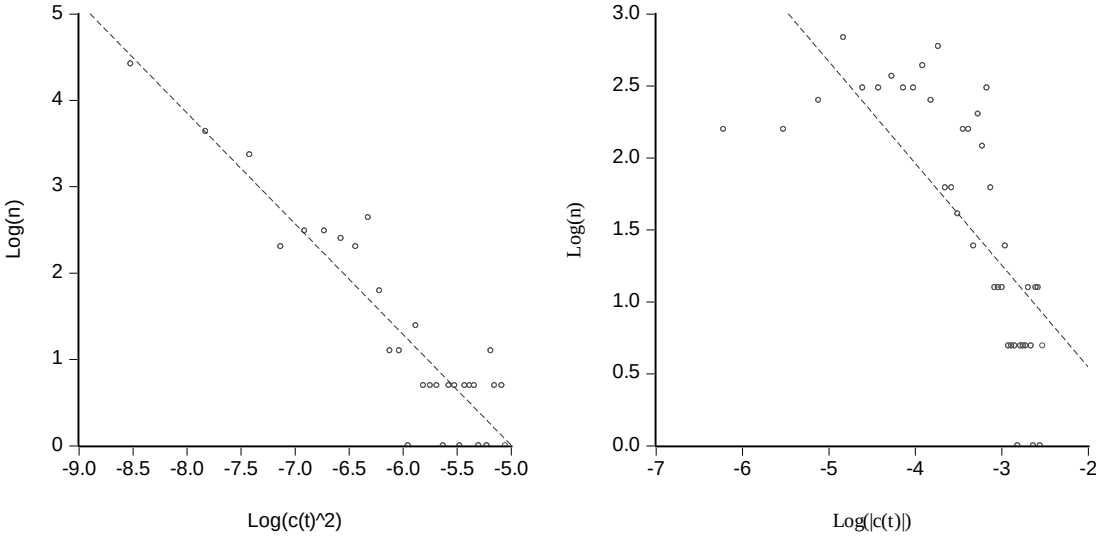
Como pode ser visto no primeiro gráfico da Figura 4, o ajustamento linear é bastante satisfatório para o caso dos desvios quadrados. O coeficiente angular estimado é $-1{,}282$, significativo a 1%, com R^2 de 85%, valores descritos em detalhes na Tabela 5. É possível ver que o intervalo de confiança de 99% não permite rejeitar a hipótese de que $\alpha = -1$. O ajuste dos dados em valores absolutos, exibido no segundo gráfico da Figura 4, foi menos preciso, em que se obteve a estimativa pontual de $-0{,}707$ para α, significativa a 1%, com R^2 de 53%. Como anteriormente, intervalos de confiança mais amplos incluem valores próximos a -1 para o coeficiente em questão, isto é, o valor previsto pelo modelo da pilha de areia. Mais seguro ainda é afirmar que todos os intervalos de confiança rejeitam as hipóteses $\alpha = 0$ (ruído branco) e $\alpha = -2$ (passeio aleatório). Conforme os resultados apontam, os ciclos de longo prazo podem obedecer a uma regra de potência, linear, em que se tem o mesmo mecanismo gerador, ou seja, a mesma dinâmica temporal, para grandes e pequenas avalanches.

5. CONCLUSÃO

O presente artigo estudou quantitativa e qualitativamente os ciclos econômicos de longa duração no Brasil, durante o período de 1947 a 2012, com o objetivo de testá-los sob a ótica da teoria da criticalidade auto-organizada. Esta última modela as flutuações da atividade agregada como fruto de micro-oscilações independentes, que se somam lentamente no tempo e conduzem o sistema a um ponto crítico, a partir do qual podem ocorrer crises de diferentes magnitudes. A série cíclica utilizada foi obtida com o método de análise do espectro singular, capaz de filtrar as frequências altas e ruidosas dos dados. Em seguida, modelos ARFIMA(p, d, q) foram ajustados para estimar a ordem de integração do componente cíclico.

A caracterização dos ciclos econômicos mostrou que eles apresentam diversas durações e amplitudes, podendo variar de três a pouco mais de 12 anos. A atividade econômica em longo prazo distinguiu-se por duas fases: i) períodos recessivos, com duração média de 5 anos e taxa de crescimento relativamente baixa, de 2,9% a.a.; e ii) períodos expansivos, com duração média menor, de 3,75 anos, e taxa de cresci-

Figura 4. *Relações da regra de potência da série cíclica do PIB.*



Notas: (esquerda) quadrado da série cíclica, $c(t)^2$. (direita) valor absoluto da série cíclica, $|c(t)|$.

Tabela 5. Estimativas pontuais e intervalos de confiança da regra de potência.

			I.C. 90%		I.C. 95%		I.C. 99%	
Variável	α	R^2	L.I.	L.S.	L.I.	L.S.	L.I.	L.S.
$\mathrm{Log}(c(t)^2)$	−1,282	85%	−1,457	−1,108	−1,492	−1,072	−1,565	−0,999
$\mathrm{Log}(\lvert c(t)\rvert)$	−0,707	53%	−0,890	−0,525	−0,927	−0,488	−1,002	−0,413

Notas: α denota o coeficiente da regra de potência; I.C. o intervalo de confiança; L.I. o limite inferior; e L.S. o limite superior.

mento acelerada, de 6,9% a.a. Como um todo, os ciclos no país, sejam eles medidos de pico a pico, ou de vale a vale, tiveram uma duração aproximada de nove anos, muito próxima da sugerida por Juglar (ver Tvede (1997), a respeito). Adicionalmente, a volatilidade da produção agregada apresentou um padrão em "U" invertido, atingindo seu máximo em meados da década de 1980.

As estimações ARFIMA realizadas proporcionaram um resultado de grande relevância. A maioria delas mostrou que $d \approx 0{,}5$ para os ciclos econômicos de longo prazo no Brasil, exatamente o valor previsto pelo modelo seminal de criticalidade auto-organizada, proposto por Bak et al. (1987). Por essa razão, não é possível rejeitar a hipótese de que as oscilações cíclicas são inevitáveis no país, sendo geradas por elevadas não linearidades.

Isso não se traduz, contudo, em ineficácia da política econômica. Ao contrário, a teoria SOC diz que os sistemas dinâmicos se organizam lentamente para uma região de atração crítica, em que o tamanho das avalanches depende do nível em que se encontrava a atividade econômica anteriormente (a inclinação da pilha de areia). Assim, políticas de caráter preventivo, como as micro e macroprudenciais adotadas pelos bancos centrais recentemente são bastante interessantes. Conforme argumenta Caballero (2010), deve-se objetivar o controle do tamanho das bolhas de crescimento econômico, em vez de inflá-las ainda mais, o que se conhece atualmente por *lean policy* (Mishkin, 2011). Adicionalmente, é igualmente recomendado fornecer liquidez e ativos confiáveis quando as crises irrompem, pois, essas medidas podem reduzir seu espalhamento e as incertezas existentes nesses períodos.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Allen, F., & Gale, D. (2000). Financial contagion. *Journal of Political Economy*, *108*(1), 1–33.

Baillie, R. T. (1996). Long memory processes and fractional integration in econometrics. *Journal of Econometrics*, *73*(1), 5–59.

Bak, P. (1996). *How nature works: The science of self-organized criticality*. Copernicus.

Bak, P., Chen, K., Scheinkman, J. & Woodford, M. (1993). Aggregate fluctuations from independent sectoral shocks: Self-organized criticality in a model of production and inventory dynamics. *Ricerche Economiche*, *47*(1), 3–30.

Bak, P., Tang, C. & Wiesenfeld, K. (1987). Self-organized criticality: An explanation of the $1/f$ noise. *Physical Review Letters*, *59*(4), 381–384.

Bartolozzi, M., Leinweber, D. B. & Thomas, A. W. (2005). Self-organized criticality and stock market dynamics: An empirical study. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, *350*(2), 451–465.

Baxter, M., & King, R. G. (1999). Measuring business cycles: Approximate band-pass filters for economic time series. *Review of Economics and Statistics*, *81*(4), 575–593.

Bonelli, R., & Rodrigues, C. F. (2010, Dezembro). *PIB trimestral: Proposta metodológica e resultados para o período 1947–79* (Texto para Discussão Nº 3). Rio de Janeiro: FGV/IBRE. Disponível em: http://hdl.handle.net/10438/11687

Box, G. E., & Jenkins, G. M. (1976). *Time series analysis, control, and forecasting*. San Francisco, CA: Holden Day. (edição revisada)

Broomhead, S., & King, G. (1986). Extracting qualitative dynamics from experimental data. *Physica D: Nonlinear Phenomena*, *20*(2-3), 217–236.

Burns, A. F., & Mitchell, W. C. (1946). *Measuring business cycles* [NBER Book Series Studies in Business Cycles]. Disponível em: http://papers.nber.org/books/burn46-1

Caballero, R. J. (2010, October). *Macroeconomics after the crisis: Time to deal with the pretense-of-knowledge syndrome* (Working Paper Nº 16429). National Bureau of Economic Research (NBER). doi: 10.3386/w16429

Caballero, R. J., & Simsek, A. (2009, May). *Complexity and financial panics* (Working Paper Nº 14997). National Bureau of Economic Research (NBER). doi: 10.3386/w14997

Cajueiro, D. O., & Andrade, R. F. (2010). Controlling self-organized criticality in sandpile models. *Physical Review E*, *81*(1), 015102.

Canova, F. (1998). Detrending and business cycle facts. *Journal of Monetary Economics*, *41*(3), 475–512.

Clarida, R., Galí, J. & Gertler, M. (1999). The science of monetary policy: A new Keynesian perspective. *Journal of Economic Literature*, *37*(4), 1661–1707.

Diebold, F. X., & Rudebusch, G. D. (1989). Long memory and persistence in aggregate output. *Journal of Monetary Economics*, *24*(2), 189–209.

Doornik, J. A., & Ooms, M. (2004). Inference and forecasting for ARFIMA models with an application to US and UK inflation. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, *8*(2). doi: 10.2202/1558-3708.1218

Fava, V. L., & Alves, D. C. (1998). Longa persistência nas taxas de inflação. *Brazilian Review of Econometrics*, *18*(2), 245–264.

Figueiredo, E. A., & Marques, A. M. (2009). Inflação inercial como um processo de longa memória: Análise a partir de um modelo Arfima-Figarch. *Estudos Econômicos*, *39*(2), 437–458.

Figueiredo, E. A., & Marques, A. M. (2011). Inflação inercial sob mudanças de regime: Análise a partir de um modelo MS-ARFIMA, 1944–2009. *Economia Aplicada*, *15*(3), 443–457.

Galí, J., & Gertler, M. (2007, October). *Macroeconomic modeling for monetary policy evaluation* (Working Paper Nº 13542). National Bureau of Economic Research (NBER). doi: 10.3386/w13542

Golyandina, N., Nekrutkin, V. & Zhigljavsky, A. (2001). *Analysis of time series structure: SSA and related techniques*. New York: Chapman & Hall – CRC.

Hassani, H., Heravi, S. & Zhigljavsky, A. (2009). Forecasting European industrial production with singular spectrum analysis. *International Journal of Forecasting*, *25*(1), 103–118.

Hassani, H., Soofi, A. S. & Zhigljavsky, A. (2013). Predicting inflation dynamics with singular spectrum analysis. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A* (Statistics in Society), *176*(3), 743–760.

Hassani, H., & Zhigljavsky, A. (2009). Singular spectrum analysis: Methodology and application to economics data. *Journal of Systems Science and Complexity*, *22*(3), 372–394.

Hodrick, R. J., & Prescott, E. C. (1997). Postwar US business cycles: An empirical investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, *29*(1), 1–16.

Hosking, J. R. (1981). Fractional differencing. *Biometrika*, *68*(1), 165–176.

Kim, C. J., & Nelson, C. R. (1999). Has the US economy become more stable? A Bayesian approach based on a Markov-switching model of the business cycle. *Review of Economics and Statistics*, *81*(4), 608–616.

King, R. G., Plosser, C. I., Stock, J. H. & Watson, M. W. (1991). Stochastic trends and economic fluctuations. *American Economic Review*, *81*(4), 819–840.

Kydland, F., & Prescott, E. (1982). Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica*, *50*(6), 1345–1370.

Lucas, R. E. (2003). Macroeconomic priorities. *The American Economic Review*, *93*(1), 1–14.

Mankiw, N. (1989). Real business cycles: A new keynesian perspective. *Journal of Economic Perspectives*, *3*(3), 79–90.

Marques, G. D. O., & Fava, V. L. (2011). Persistência e memória longa sazonal na série de desemprego da região metropolitana de São Paulo. *Economia Aplicada*, *15*(2), 177–198.

McConnell, M., & Perez-Quiros, G. (2000). Output fluctuations in the United States: What has changed since the early 1980s? *American Economic Review*, *90*(5), 1464–1476.

Mishkin, F. S. (2011, February). *Monetary policy strategy: Lessons from the crisis* (Working Paper Nº 16755). National Bureau of Economic Research (NBER). doi: 10.3386/w16755

Mönch, E., & Uhlig, H. (2005). Towards a monthly business cycle chronology for the Euro area. *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, *2005*(1), 43–69.

Nelson, C., & Plosser, C. (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, *10*(2), 139–162.

Plosser, C. (1989). Understanding real business cycles. *Journal of Economic Perspectives*, *3*(3), 51–77.

Reisen, V. A., Cribari-Neto, F. & Jensen, M. J. (2003). Long memory inflationary dynamics: The case of Brazil. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, *7*(3), 1558–3708.

Resende, A. L. (1989). Estabilização e reforma: 1964–1967. In M. P. Abreu (Ed.), *A ordem do progresso: Cem anos de política econômica republicana, 1889–1989* (pp. 213–231). Rio de Janeiro: Campus.

Rotemberg, J., & Woodford, M. (1996). Real-business-cycle models and the forecastable movements in output, hours, and consumption. *The American Economic Review*, *86*(1), 71–89.

Scheinkman, J. A., & Woodford, M. (1994). Self-organized criticality and economic fluctuations. *The American Economic Review*, *84*(2), 417–421.

Silva, C. G., & Gomes, F. A. R. (2011). A persistência das flutuações no produto: Uma análise secular do crescimento econômico brasileiro. *EconomiA*, *12*(3), 383–406.

Silva, C. G., & Vieira, F. V. (2013). Persistência inflacionária regional brasileira: Uma aplicação dos modelos arfima. *Economia Aplicada*, *17*(1), 115–134.

Slutzky, E. (1937). The summation of random causes as the source of cyclic processes. *Econometrica*, *5*(2), 105–146.

Stock, J. H., & Watson, M. W. (2002, August). *Has the business cycle changed and why?* (Working Paper Nº 9127). National Bureau of Economic Research (NBER). doi: 10.3386/w9127

Tvede, L. (1997). *Business cycles: From John Law to chaos theory*. Harwood Academic Publishers.

Vianna, S. B. (1989). Política econômica externa e industrialização. In M. P. Abreu (Ed.), *A ordem do progresso: Cem anos de política econômica republicana, 1889–1989* (pp. 105–122). Rio de Janeiro: Campus.

Zarnowitz, V., & Ozyildirim, A. (2006). Time series decomposition and measurement of business cycles, trends and growth cycles. *Journal of Monetary Economics*, *53*(7), 1717–1739.

APÊNDICE.

Figura A-1. Autovetores extraídos do PIB, 1947 a 2012.

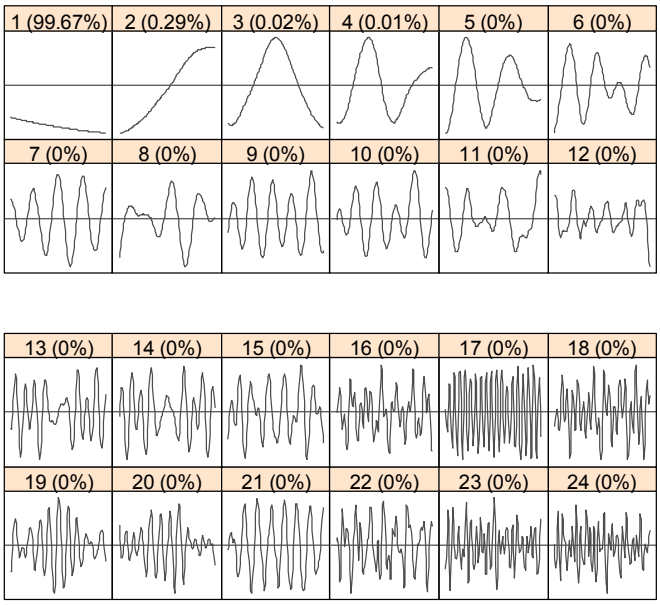


Figura A-2. Séries reconstruídas com os autovetores extraídos do PIB, 1947 a 2012.

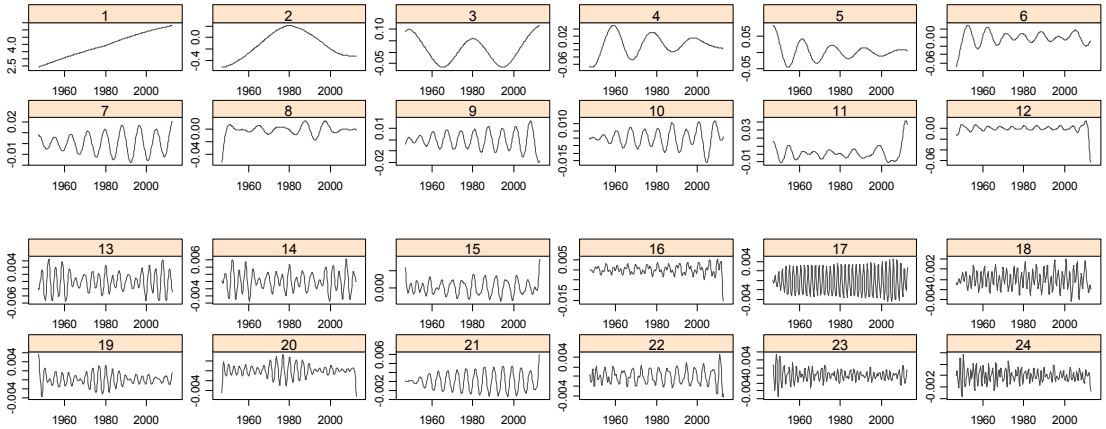
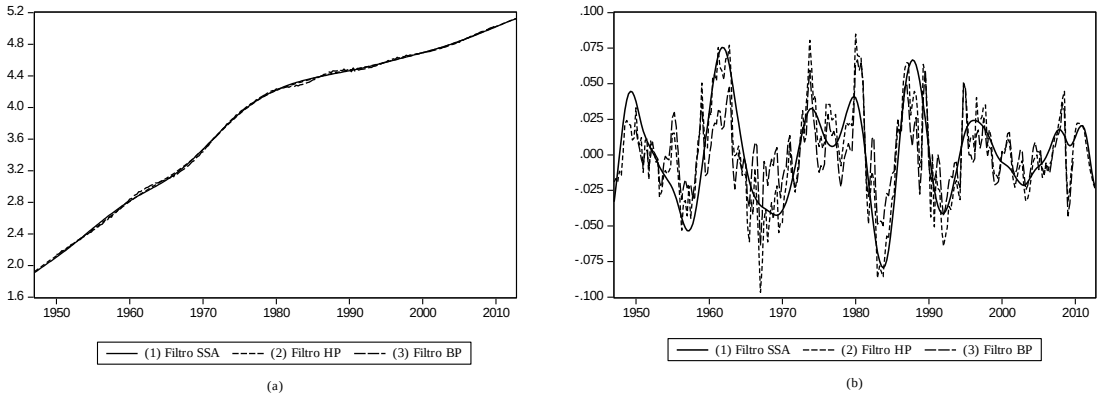


Figura A-3. Comparação de filtragens alternativas.



Notas: (a) tendências; (b) ciclos.

Tabela A-1. Testes de raiz unitária sobre a série dos ciclos de longo prazo em nível.

			Valor crítico			
Teste	Modelo	Estatística	1%	5%	10%	Conclusão
ADF	–	−5,03	−2,57	−1,94	−1,62	R_{H_0} 1%
ADF	C	−5,02	−3,46	−2,87	−2,57	R_{H_0} 1%
ADF	$C+T$	−5,02	−3,99	−3,43	−3,14	R_{H_0} 1%
PP	–	−3,78	−2,57	−1,94	−1,62	R_{H_0} 1%
PP	C	−3,78	−3,46	−2,87	−2,57	R_{H_0} 1%
PP	$C+T$	−3,79	−3,99	−3,43	−3,14	R_{H_0} 1%
KPSS	C	0,024	0,739	0,463	0,347	NR_{H_0} 10%
KPSS	$C+T$	0,024	0,216	0,146	0,119	NR_{H_0} 10%
Zivot-Andrews	C	−5,30	−5,34	−4,93	−4,58	R_{H_0} 5%
Zivot-Andrews	$C+T$	−5,34	−5,57	−5,08	−4,82	R_{H_0} 5%

Notas: C e T denotam constante e tendência, respectivamente. R_{H_0} e NR_{H_0} representam, nesta ordem, a rejeição ou não da hipótese nula ao nível de significância indicado.

r b e

ISSN 0034-7140
DOI 10.5935/0034-7140.20160017
Revista Brasileira de Economia, **70**(3), 337–355

Financial and Real Sector Leading Indicators of Recessions in Brazil Using Probabilistic Models

Fernando Nascimento de Oliveira*

Contents: **1. Introduction; 2. Data; 3. Empirical Analyses; 4. Case Studies: Forecast Indexes with Out of Sample ROC and Recessions in Brazil from 2000Q1 to 2012Q4; 5. Conclusion; Appendix A. Tables; Appendix B. Figures.**

Keywords: **Recession, Forecasts, Receiver Operating Characteristic (ROC).**

JEL Code: **E2, E27.**

We examine the usefulness of various financial and real sector variables to forecast recessions in Brazil between one and eight quarters ahead. We estimate probabilistic models of recession and select models based on their out-of-sample forecasts, using the Receiver Operating Characteristic (ROC) function. We find that the predictive out-of-sample ability of several models vary depending on the numbers of quarters ahead to forecast and on the number of regressors used in the model specification. The models selected seem to be relevant to give early warnings of recessions in Brazil.

Analisamos a capacidade de diversas variáveis do setor financeiro e do setor real da economia para prever recessões no Brasil entre um e oito trimestres à frente. Estimamos modelos probabilísticos de recessão e os selecionamos com base em suas previsões fora da amostra, utilizando a função Receiver Operating Characteristic *(ROC). Encontramos que a capacidade preditiva fora da amostra de vários modelos variam de acordo com o número de períodos à frente que são previstos e com o número de regressores usados na especificação do modelo. Os modelos selecionados parecem ser relevantes para fornecer sinais antecipados de recessão no Brasil.*

1. INTRODUCTION

The most recent financial crises showed, once again, the relevance of forecasting the downturns of business cycles. Economists in general did not anticipate the recessions that took place worldwide.

Economies evolve over time and are subject, sometimes, to large unanticipated structural breaks. Such breaks can be precipitated by sudden changes in economic policy, major scientific and technological discoveries and innovations, political turmoil or permanent macroeconomic shocks.

*Banco Central do Brasil and Ibmec/RJ. Email: fernando.nascimento@bcb.gov.br

Economists often use complex mathematical models to forecast the path of the GDP and the likelihood of a recession (Bank of England, 2000; Hatch, 2001). The models used to understand and forecast processes as complicated as GDP are far from perfect representations of their behavior.[1]

Simpler indicators such as interest rates, spread of interest rates, stock price indexes, monetary aggregates, and some readily available real sector indicators contain very relevant information about future economic activity.[2]

These indicators can be used to verify both econometric and judgmental predictions by signaling a problem that might otherwise have gone unidentified. If forecasts from an econometric model and forecasts from these indicators agree, confidence in the model's results can be enhanced. In contrast, if these indicators forecasts give a different signal, it may be worthwhile to review the assumptions and relationships that led to the prediction of the more complex econometric models.

The indicators mentioned above are, in general, associated with expectations regarding the occurrence of future events, as shown by Estrella & Mishkin (1997) and Stock & Watson (2001), and therefore are natural candidates for leading indicators of economic activity. They also present some of the necessary properties of leading indicators. They conform to the business cycles; have economic significance, statistical accuracy and little need for revisions. Therefore, the development, as well as the monitoring, of such indicators can be very relevant for the formulation and implementation of macroeconomic policies, given that they give additional evidence about the state of the economy.

In this paper, we examine the usefulness of various financial and real sector variables in out-of-sample predictions of whether or not the Brazilian economy will be in a recession between one and eight quarters in the future. Variables with potential predictive content are selected from a broad array of candidates and are examined by themselves and in some plausible and parsimonious combinations.

We focus simply on predicting recessions rather than on quantitative measures of future economic activity. We believe that this is a useful exercise because it addresses a question frequently posed by policy makers and market participants.[3]

We also are not concerned with misspecified models. As Hendry & Clements (2002) posit, it is by now well documented in the literature the fact that well specified models based on historical data may forecast out-of-sample worse than misspecified ones. The fundamental reason for this is the existence of unanticipated shifts or structural breaks in the economy in the future.[4] After such a shift, a previously well-specified model may forecast less accurately than one that is misspecified. The best causal description of the economy may not be robust to such sudden shifts.[5]

To assess how well each indicator variable predicts recessions, we use the so-called extreme value model—a particular case of a probabilistic model—, which, in our applications, directly relates the probability of being in a recession to specific groups of explanatory variables.[6]

We also assess the capacity of variables to forecast recessions, and by this contribute to the literature, by selecting models based on out-of-sample forecasts, using a metric related to the Receiver

[1] There is a known lag in GDP series all over the world. In addition, GDP series receives several revisions as time goes by. So we may interpret our exercise as one in which our projections may be understood as nowcasts or even backcasts.

[2] See Estrella & Mishkin (1997) for a discussion.

[3] Hamilton (1989) states that it makes sense to think of the economy as evolving differently within distinct discrete states.

[4] Hansen (2001), Stock & Watson (1996), Koop & Potter (2000) are interesting discussions about the limitations of forecasting in the presence of structural breaks.

[5] As Hendry & Clements (2002) stress the distributions of future outcomes are not the same as those in sample. That means that well specified in-sample models will not necessarily forecast out-of-sample better than badly specified in-sample models. It may also be the case that variables that seem irrelevant will forecast better than relevant ones. In addition, further ahead interval forecasts generally lead to worst forecasts than near-horizon ones. All these facts seem highly damaging to the forecasting endeavor.

[6] The extreme value model is necessary due to very few episodes of recession in Brazil in recent years.

Operating Characteristic (ROC) curve.[7] The ROC curve plots the fraction of true positives (crisis = 1) that a given model signals (out of all positives in the sample) vs. the fraction of false positive signals (out of all negatives in the sample) along contiguous threshold settings. The best model according to this criterion is the one that delivers the highest trade-off frontier between true and false alarms.[8,9]

We find that the predictive out-of-sample ability of several models vary depending on the numbers of quarters ahead to forecast and on the number of regressors used in the model specification. The best models selected can be thought as early warning signals of recessions in Brazil. Our selected models do good job in anticipating this recession.

There is a vast literature by now that search for good leading indicators of recessions such as we do in this paper. Just to mention some, Estrella & Mishkin (1997) use a probit model to evaluate the usefulness of financial variables to predict U.S. recessions, both in- and out-of-sample. Their full sample covers a number of recessions. Their main findings are that stock prices are the best leading indicators of recessions at the 1- and 2-quarter horizons.

Bernard & Gerlach (1996) examine the ability of the term structure to predict recessions in eight countries (Belgium, Canada, France, Germany, Japan, the Netherlands, the United Kingdom and the United States) between the period 1972:1 and 1993:4. For all the countries, their study also shows that the yield curve provides information about the likelihood of future recessions up to eight quarters ahead.

Lamy (1997) studies several macroeconomic indicators, to verify if they predict recessions in Canada. He finds the Department of Finance index of leading indicators of economic activity and the Bank of Canada nominal monetary conditions index to be strongest at predicting recessions for a forecast horizon of one quarter. At the horizon of two to four quarters, he finds the yield curve to be the best variable to predict recession.

In the case of forecasting recessions in Brazil, we can select two very interesting papers in the literature. Morais & Chauvet (2011) build leading indicators to predict the capital goods business cycle in Brazil. They propose a probit model with autoregressive dynamics. Their results indicate that the dynamic probit model has a better forecasting performance than the simple probit model in several aspects, both in and out of sample.

Another empirical paper for Brazil is Duarte, Issler, & Spacov (2004). The authors build several coincident and leading indicators of economic activity in Brazil to forecast recessions. Their results show that the best indicators for this purpose are the ones that follow the methodology of the Conference Board.

Two forecasting results emerge from our study. First and most important, the criteria to select models for forecast should be always out-of-sample performance. As Hendry & Clements (2002) point out the distributions of future outcomes are not the same as those in sample. That means that well specified in sample models will not necessarily forecast out-of-sample better than badly specified in-sample models. It may also be the case that variables that seem irrelevant will forecast better than relevant ones. Second, it is important to determine the optimal out-of-sample horizon for each forecasting model. Further ahead interval forecasts generally lead to worst forecasts than near-horizon ones.

Our results also confirm that despite its non-specific assumptions, a theory of forecasting which allows for structural breaks may provide a useful basis for interpreting, and circumventing, systematic forecast failure in economics.

---

[7] The Receiver Operating Characteristic (ROC), or simply ROC curve, is commonly used in signal detection theory. It is a graphical plot, which describes the performance of a binary classifier system as its discrimination threshold is varied. It is built by plotting the fraction of true positives out of the total actual positives (TPR = true positive rate) vs. the fraction of false positives out of the total actual negatives (FPR = false positive rate), at various threshold settings. ROC analysis is related in a direct and natural way to cost/benefit analysis of diagnostic decision making.

[8] We define the model ROC as the value of the integral of the ROC function of the model from 0 to 1.

[9] See Newbold (1993) for a discussion on the limitations of using mean squared errors to compare out-of-sample models forecasts.

The rest of the paper is organized as following. Section 2 describes the data. Section 3 presents the empirical analysis. Section 4 presents some case studies analyses. Section 5 concludes.

2. DATA

The macroeconomic indicators have a good performance record in predicting real activity. The financial series we look at may be less prone to the over fitting problem than the traditional macroeconomic indicators.

Another important consideration is the possible lag in the availability of the data for the explanatory variables. Some variables, such as interest rates and stock prices, are available on a continuous basis with no informational lag. In contrast, many monthly macroeconomic series are only available one or two months after the period covered by the data, and GDP has a lag of almost one full quarter.

Our sample has quarterly data and goes from the first quarter of 1991 to the fourth quarter of 2015. Tabela A-1 (see section A.1 in Appendix A) shows all the names of all the real sector variables we use in our empirical exercise. We have 83 real sector variables. We use the level and the first difference in logarithm of the series variables. When possible, we also use the seasonally adjusted series in level or in the first difference in logarithm.[10] Tabela A-2 shows the financial sector variables. We have 24 variables. Once more, we use the level as well as the first difference in logarithm of these series.

The recession variable is built using the standard two consecutive quarters of negative variation of GDP with seasonal adjustment. We have 8 quarters of recession, which are: 1999Q1, 2001Q3, 2003Q2 and 2009Q1, 2014Q2, 2015Q2, 2015Q3, 2015Q4.[11]

3. EMPIRICAL ANALYSES

3.1. Forecasting Methodology

We now turn to the question of how to choose the models that best forecast out-of-sample recessions. Model misspecification by itself cannot account for forecast failure: in the absence of changed economic conditions, a model's out-of-sample forecast performance would, on average, be the same as its in sample fit to the data.

If forecast failure is primarily due to forecast-period location shifts as Hendry & Clements (2002) stress, then there are no possible within sample tests of the models. Structural breaks happen all the time in the economy. Therefore, choosing models to forecast based on in sample forecast performance seems to be a great mistake.

To address these issues we utilize measures out-of-sample performance to discriminate between the best forecast models. We decided not to use Mean Squared Errors (MSE) or any of its variants as our main criteria to select models. The growing consensus among researchers who have been making comparisons among forecasting methods is that the MSE should not be used. Newbold (1993), for example, explores the deficiencies of mean squared errors as a performance measure.

Thompson (1990) also concluded that MSE is not appropriate. He proposed a variation on the MSE, the log mean squared error ratio (LRM), that would be appropriate for making comparisons across series. The LMR takes the log of the ratio calculated by dividing the proposed model's MSE by the MSE of a benchmark model.

The out sample performance of our models is gauged with the so-called ROC curve as a model selection tool. The ROC curve plots the fraction of true positives (crisis = 1) that a given model signals

[10] In the case of the first difference in logarithm, we append the series name with "dlog". In the case of seasonality, we append the series name with "sa_".

[11] Another possibility to define a recession in Brazil is to use the chronology of "Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE)" of IBRE/FGV, that establishes reference chronologies for business cycles in Brazil.

(out of all positives in the sample) vs. the fraction of false positive signals (out of all negatives in the sample) along contiguous threshold settings. The best model according to this criterion is the one that delivers the highest trade-off frontier between true and false alarms. Such a choice will be guided by the relative cost of failing to predict a crisis vs. that of a false alarm, credibility cost.

A clear advantage of this approach over traditional model selection criteria previously used in the forecast literature is that the analyst does not have to take a stand a priori on which region of the trade-off to pick. Distinct models deliver a distinct ROC curve and the overall "best" is the one that delivers the highest area under the curve, i.e., the higher outward frontier above the 45-degree line, where the latter traces out the good vs. false positive trade-off under random guesses.

There are other several advantages of ROC in comparison to other possible metrics of forecasting comparisons. For example, Estrella & Mishkin (1997) use out-of-sample Pseudo R^2 as a metric to compare the performance of models. As the authors acknowledge, in some cases out-of-sample Pseudo R^2 furnish negative results. This makes it a much worse metric than ROC in our view to compare the out-of-sample performance of models.[12]

The ROC methodology focuses on a fundamental characteristic of forecasting, that is, its ability to capture the occurrence of an event with an underlying high hit rate, while maintaining the false alarm rate to some acceptable level.

Recent applications of the ROC curve methodology to historical data on domestic bank credit in 14 advanced countries are provided in Jordà, Schularick, & Taylor (2011), whereas Satchell & Xia (2006) present an earlier application to credit rating models. Catão & Milesi-Ferretti (2013) use it in an in-sample framework to forecast financial crisis. Yet, we are not aware of any other paper that uses it in the same way and context that we do in this paper.[13]

ROC, as any other empirical methodology, has also some drawbacks. As it is only based on a forecast of binary values, it ignores the magnitude of the forecast errors. It may have low power in small samples, because it does not consider the magnitudes of these forecast errors. ROC can be understood as a criteria of unconditional evaluation, because it does not make a distinction between the existence (or not) of temporal clusters of the binary variable (Kupiec, 1995; Christoffersen, 1998). Finally, although very useful to establish a forecast ranking among different models, one cannot verify if two models produce forecasts that are statistically significant and different.

To address some of the issues mentioned above, we will compare our results with some more traditional forecast models of rare events, such as the directional tests of Pesaran & Timmermann (1992).

We are interested in selecting one to four regressors models that best forecast recessions in Brazil from 1 to 8 quarters ahead.[14] Being more specific, our methodology is the following. We estimate an equation such as (1) below using a probabilistic extreme value model with only one regressor.

$$\Pr\left(Y_{t+K} = 1 \,\middle|\, X_t\right) = f(X_t), \tag{1}$$

where $f(X_t) = \exp\left(-\exp(-X\beta)\right)$ (extreme value function), and $K = 1, \ldots, 8$.

Our first estimation period goes from 1991Q1 to 2002Q1. Then we forecast K periods ahead (K from 1 to 8), considering levels of cutoff probabilities that range from 0.005 to 1 and that vary in each step by 0.005. If the forecast value of recession is less that the cutoff probability that we are considering

[12] Lahiri & Wang (2013) stress that often-conventional goodness-of-fit statistics in probabilistic models, such as Pseudo R^2, among others fail to identify the type of I and type of II errors in predicting the event of interest. Lahiri and Wang examine the quality of probability forecasts in terms of calibration, resolution and alternative variance decompositions. They discuss several measures of goodness of fit, like, for instance, the Brier's Quadratic Probability Score, the Prequential Test for Calibration, the Skill Score and the Murph and Yates Decompositions.

[13] See Catão & Milesi-Ferretti (2013) for a utilization of ROC to forecast financial crisis.

[14] We follow Mitchell & Burns (1961), Moore (1961), Stock & Watson (1990) that select a small group of leading indicators from a great number of possible candidates.

we take the forecast to be zero. Otherwise, the forecast is one. We compare these values with the values of the recessions that occurred after the estimation period.[15]

We then increase the estimation period by one quarter and repeat the process above for every forecast period until we reach our final estimation period that goes from 1991Q1 to 2015Q3. We then calculate the number of success (correct forecasts) divided by the total number of successes (recessions); we also calculate the number of failures (false positive signals) and divide that by the total number of failures (all periods in which there were no recessions). By doing this, we are able to build a ROC function for each model with one regressor for every K quarters ahead forecast. We then integrate this function from 0 to 1 and name this value the ROC of the model. The best models are the one with the highest ROCs for each K forecast period.

We use the regressors of the models selected with one regressor in the specifications of the models with two regressors. We repeat the methodology above for every one of these models and select the best models as the ones with the highest ROCs for every K forecast period. After selecting the two-regressor models, we repeat the process with three regressors, where two of them are the ones that proved best in forecasting. Finally, we choose the four-regressor models using the same process and considering the three regressor models selected as the basis for the four-regressor models.

3.2. Results

Tabela A-3 and Tabela A-4 (see section A.2 in Appendix A) present the best models in terms of one-year ahead forecasts. Tabela A-5 presents the variables that make the models and Tabela A-6 present the ROC values of these models. For one-quarter ahead forecasts, with one regressor the best model is the one that has energia as the only regressor. The out-of-sample ROC of this model is 0.8710. In the case of the forecasts of two quarters, with one regressor the best model is the one that has sa_sond as the only regressor. The out-of-sample ROC of this model is 0.5701. When we consider 3 quarters ahead forecasts, with three regressors the best model is the one that has icc_fecom, ibrx100fim and dloginaduse1. The ROC of this model is 0.9777. Finally, for 4 quarters ahead the best model is the four regressor model with impbk, sond_pres, ibovespa and dlogempformpub with ROC of 0.9990.

For forecasts of more than one year, the results are presented in Tabela A-5 and Tabela A-6 (see section A.2 in Appendix A). Tabela A-5 presents the variables that make the models and Tabela A-6 present the ROC values of these models. For five periods ahead, the best model is the one that has four regressors, ibovespa, sond_press, empformtot and dlogprodauto, with ROC of 0.9732. For six quarters ahead, the best model is the one with three regressors icc_fecom, balcom, empformpub with ROC of 0.9800. For seven quarters ahead, the best model is the one with 3 regressors, M2, dlogibovespa, dlogimpbk, and ROC of 0.6672. Finally, for eight quarters ahead the best model is the one with 3 regressors, icc_fecom, impbk, energia, with ROC of 0.9405.

We use the maximum variance of Birnbaum & Klose (1957) and verify that all ROC areas presented in tables A-3 to A-6 are statistically significant. As one can observe from the results, financial variables are relevant for forecasting. Particularly, those related to the stock market, like ibovespa and ibrx100fim. These variables take part as regressors in many specifications. They are observed individually over their respective primary horizons, or they may be combined to produce very accurate models in terms of out of sample forecasts.

In general, prices of financial assets are supposed to contain expectations about the future path of the economy. The most convincing theoretical foundation of this assumption is the expectations theory of the term structure. The expectations hypothesis postulates that, for any choice of holding period, investors do not expect to realize different returns from holding bonds or bills of different maturities.

[15] The projections in this paper are of direct forecast type. The parameters of the model are estimated in separate for each forecast horizon. See Marcellino, Stock, & Watson (2006) for a comparison of recursive models with direct forecast ones.

Not consistent with the findings of Estrella & Mishkin (1997), Estrella & Hardouvelis (1990), Bernard & Gerlach (1996), and Plosser & Rouwenhorst (1994), we have not shown that the term spread has significant information content for forecasting recessions in Brazil. The term structure of interest rate is an important leading indicator for recessions in USA.

Some real sector indicators seem also relevant to forecast. The series energia, empformtot and empformpub are the ones that are more important. Their appearance in the best models is expected, because they reflect earlier than other real sector variables the possibility of a recession in the near future.

Confidence indicators and some monetary aggregates also play special roles in forecasting. In the case, of confidence indicators, we ponder that this may occur because households are getting better in understanding the dynamics of business cycles. In the case of monetary aggregates, we think the reason may be related to the high demand for public bonds in Brazil.

In sample results are based on equations estimated over the entire sample period. Their predictions or fitted values are then compared with the actual recession dates. Three types of results are presented: an in-sample ROC, a Pseudo R^2, and a MSE. We present the statistics of the same models we selected from the out sample forecasts analysis above in Tables A-7 and A-8 (see section A.3 in Appendix A). The in sample forecasts measures give a different indication of the forecast capacity of the models selected. Some models that have better out-of-sample performance, do worse if we consider in-sample measures. Again, using the Birnbaum & Klose (1957) statistic we verify that all ROC values are statistically significant.

In Tabela A-9 and Tabela A-10 (see section A.4 in Appendix A), we present the Pesaran & Timmermann (1992) statistic of the directional tests, which gives an idea of how well our models selected are good in forecasting change in direction of the variable of interest and the MSE statistic associated with each one of the models. Only a few of the statistics are not statistically significant (those in boldface). The results show clearly that the great majority of the models selected with the ROC criteria reject the null Hypothesis of not being able to forecast the changes in directions.

4. CASE STUDIES: FORECAST INDEXES WITH OUT OF SAMPLE ROC AND RECESSIONS IN BRAZIL FROM 2000Q1 TO 2012Q4

Predicting the future is a tricky business. A good example of what may happen is provided by the experience with the Stock & Watson (1990) leading indicators. Stock & Watson (1993) describe and analyze the disappointing performance of their indicator predicting the 1990–1991 recession.

Here we examine the performance of our chosen forecast models to predict recessions in Brazil in the period from 2000Q1 to 2015Q4. We consider the eight models that gave us the best out-of-sample ROC for each forecast period. We construct 4 indexes. The first one (Index1) is an equal weighted average of the forecasts of our best models in terms of ROC for each forecast horizon, from one to eight quarters. The second one (Index2) is a weighted average of our best forecast models (the one quarter ahead forecast with weight equal to eight and the others with weights decreasing until one). The third one (Index3) is an equal weighted average of the best ROC models selected (one to four regressors) for all horizons. The fourth indicator is a weighted weighted average of our best forecast models (the one quarter ahead forecast with weight equal to four and the others with weights decreasing until one).

Our comparison analyses are graphical and are of three types. We look at how these series behaved individually to forecast the recessions. We compare our forecasts with those made by a leading financial indicator of GDP that we built. Finally, we look at how our forecasts compare with those made by the market and for this we use the GERIN database of GDP forecasts in Brazil the market.

In Figures B-1 to B-3 (see Appendix B), one can see that our indicators do a good job in forecasting recessions. The indexes, their average as well as the maximum and minimum increase in relevant ways

in all recession quarters. This seems to be evidence that they are anticipating recessions. They seem relevant as warnings of recessions.

We also build a leading financial indicator index based on Index of Economic Activity, Brazil (IBC-Br), that incorporates the pathway of the variables considered as proxies to the development of three most important economy sectors (agriculture and livestock, industry, and services).

To build the index, we considered the same 24 financial series we used in this paper. Initially, we calculated the current and lagged correlations between these series and the first difference of IBC-BR seasonally adjusted. Then, these series were submitted to Granger causality tests to find the final selection: end of period monthly return of ibovespa ibrx100fim lagged 2 periods. Figura B-4 presents the dynamics of this index together with the average of the indexes we built with ROC. The figure shows that our recession indicators do a better job in forecasting recession in all cases.

Finally, we compare our forecasts with the market forecasts. The Central Bank of Brazil collects every week forecasts of market participants with respect to five or four quarters ahead in time of GDP growth in Brazil. We create a market signal variable of recession if the market forecasts two consecutive quarters of negative growth. Otherwise, this variable is zero. Then we take the quarterly average of this variable. We create two market signals, one is an equally weighted average of the quarterly forecasts and the other is a weighted forecast (the one quarter ahead forecast with weight equal to four and the others with weights decreasing until one). Figura B-5 shows the market signal are slightly better in predicting the 2003Q2 and 2009Q1 recessions but that our indicators are much better in predicting the more recent recessions, 2014Q2 and 2015Q2, 2015Q3.

5. CONCLUSION

Economic forecasting that allows for structural breaks and misspecified models has radically different implications from one that considers stationary and well-specified ones. It is well known by now in the literature that models that are well specified in- sample may perform very poorly out sample. There are many reasons for this, but maybe the most important is the occurrence of structural breaks in out-of-sample.

In this paper, we examine the usefulness of various financial and real sector variables in out-of-sample predictions of whether or not the Brazilian economy will be in a recession between one and eight quarters in the future. Variables with potential predictive content are selected from a broad array of candidates and are examined by themselves and in some plausible combinations.

The models selected, in our view, adapt quickly after any shift is discovered, therefore avoiding systematic failure of forecasting. We think they capture some of the robustness characteristics of the models that win forecasting competitions.

The predictive out-of-sample capacity of several models vary depending on the numbers of quarters ahead to forecast and on the number of regressors used in the model specification.

We think that our results are relevant for the literature of forecasting rare events, such as recessions. The best models selected can be thought as early warning signals of recessions in Brazil.

Of course, we do not propose that these indicators substitute macroeconomic models and judgmental forecasts. Rather, we conclude that our selected models can usefully supplement the former models and other forecasts, and can serve as a quick, reliable check of more elaborate predictions.

REFERENCES

Bank of England. (2000). Economic models at the Bank of England. *Bank of England Quarterly Bulletin*, *40*(4), 365–367. Retrieved from http://www.bankofengland.co.uk/archive/Documents/historicpubs/qb/2000/qb000401.pdf

Bernard, H., & Gerlach, S. (1996, September). *Does the term structure predict recessions? The international evidence* (Working Paper No. 37). Basel, Switzerland: Bank for International Settlements. Retrieved from http://www.bis.org/publ/work37.htm

Birnbaum, Z. W., & Klose, O. M. (1957). Bounds for the variance of the Mann–Whitney statistic. *Annals of Mathematical Statistics*, *28*(4), 933–945.

Catão, L. A. V., & Milesi-Ferretti, G. M. (2013, May). *External liabilities and crises* (IMF Working Paper No. WP/13/113). International Monetary Fund. Retrieved from http://www.imf.org/external/pubs/cat/longres.aspx?sk=40545.0

Christoffersen, P. F. (1998). Evaluating interval forecasts. *International Economic Review*, *39*(4), 841–862. Retrieved from http://www.jstor.org/stable/2527341

Duarte, A. J. M., Issler, J. V., & Spacov, A. (2004). Indicadores coincidentes de atividade econômica e uma cronologia de recessões para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, *34*(1), 1–37. Retrieved from http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/view/62

Estrella, A., & Hardouvelis, G. (1990). Possible roles of the yield curve in monetary policy. In Federal Reserve Bank of New York (Ed.), *Intermediate targets and indicators for monetary policy* (pp. 339–362). New York, NY: Federal Reserve Bank of New York. Retrieved from https://fraser.stlouisfed.org/docs/publications/books/frbny_itimp.pdf

Estrella, A., & Mishkin, F. S. (1997). The predictive power of the term structure of interest rates in Europe and the United states: Implications for the European Central Bank. *European Economic Review*, *41*(7), 1375–1401. doi: 10.1016/S0014-2921(96)00050-5

Hamilton, J. D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, *57*(2), 357–384. Retrieved from http://www.jstor.org/stable/1912559

Hansen, B. E. (2001). The new econometrics of structural change: Dating breaks in U.S. labour productivity. *Journal of Economic Perspectives*, *15*(4), 117–128. doi: 10.1257/jep.15.4.117

Hatch, N. (2001). Modeling and forecasting at the Bank of England. In D. F. Hendry & N. R. Ericsson (Eds.), *Understanding economic forecasts* (pp. 124–148). Cambridge, MA: MIT Press.

Hendry, D. F., & Clements, M. P. (2002, August). *Economic Forecasting: Some Lessons from Recent Research* (Royal Economic Society Annual Conference 2002 No. 99). Royal Economic Society. Retrieved from https://ideas.repec.org/p/ecj/ac2002/99.html

Jordà, Ò., Schularick, M., & Taylor, M. A. (2011). Financial crises, credit booms, and external imbalances: 140 years of lessons. *IMF Economic Review*, *59*(2), 340–378. doi: 10.1057/imfer.2011.8

Koop, G., & Potter, S. (2000). Nonlinearity, structural breaks, or outliers in economic time series. In W. A. Barret, D. F. Hendry, S. Hylleberg, T. Teräsvirta, D. Tjøstheim, & A. Würtz (Eds.), *Nonlinear econometric modeling in time series analysis: Proceedings of the Eleventh International Symposium in Economic Theory* (pp. 61–78). Cambridge University Press.

Kupiec, P. H. (1995). Techniques for verifying the accuracy of risk measurement models. *The Journal of Derivatives*, *3*(2), 73–84. doi: 10.3905/jod.1995.407942

Lahiri, K., & Wang, J. G. (2013). Evaluating probability forecasts for GDP declines using alternative methodologies. *International Journal of Forecasting*, *29*(1), 175–190. doi: 10.1016/j.ijforecast.2012.07.004

Lamy, R. (1997). *Forecasting Canadian recessions with macroeconomic indicators* (Working Paper No. 97-03). Ottawa: Department of Finance Canada.

Marcellino, M., Stock, J. H., & Watson, M. W. (2006). A comparison of direct and iterated multistep AR methods for forecasting macroeconomic time series. *Journal of Econometrics*, *135*(1-2), 499–526. doi: 10.1016/j.jeconom.2005.07.020

Mitchell, W. C., & Burns, A. F. (1961). Statistical indicators of cyclical revivals. In G. H. Moore (Ed.), *Business cycle indicators, volume 1* (pp. 162–183). Princeton University Press. Retrieved from http://www.nber.org/chapters/c0726

Moore, G. H. (1961). Statistical indicators of cyclical revivals and recessions. In G. H. Moore (Ed.), *Business cycle indicators, volume 1* (pp. 184–260). Princeton University Press. Retrieved from http://www.nber.org/chapters/c0727

Morais, A. C., & Chauvet, M. (2011). Leading indicators for the capital goods industry. *Brazilian Review of Econometrics*, *31*(1), 137–171. doi: 10.12660/bre.v31n12011.3630

Newbold, P. (1993). On the limitations of comparing mean square forecast errors: Comment. *Journal of Forecasting*, *12*(8), 658–660. doi: 10.1002/for.3980120811

Pesaran, M. H., & Timmermann, A. (1992). A simple nonparametric test of predictive performance. *Journal of Business & Economic Statistics*, *10*(4), 461–465. doi: 10.1080/07350015.1992.10509922

Pesaran, M. H., & Timmermann, A. (2009). Testing dependence among serially correlated multicategory variables. *Journal of the American Statistical Association*, *104*(485), 325–337. doi: 10.1198/jasa.2009.0113

Plosser, C. I., & Rouwenhorst, K. G. (1994). International term structures and real economic growth. *Journal of Monetary Economics*, *33*(1), 133–155. doi: 10.1016/0304-3932(94)90017-5

Satchell, S., & Xia, W. (2006, August). *Analytic models of the ROC curve: Applications to credit rating model validation* (Research Paper No. 181). Sydney: University of Technology Sydney – Quantitative Finance Research Center. Retrieved from http://www.qfrc.uts.edu.au/research/research_papers/rp181.pdf

Stock, J. H., & Watson, M. W. (1990, April). *New indexes of coincident and leading economic indicators* (Working Paper No. 1380). National Bureau of Economic Research (NBER). Retrieved from http://www.nber.org/papers/r1380

Stock, J. H., & Watson, M. W. (1993). A procedure for predicting recessions with leading indicators: Econometric issues and recent experience. In J. H. Stock & M. W. Watson (Eds.), *Business cycles, indicators, and forecasting* (pp. 95–156). The University of Chicago Press.

Stock, J. H., & Watson, M. W. (1996). Evidence on structural instability in macroeconomic time series relations. *Journal of Business & Economic Statistics*, *14*(1), 11–30. doi: 10.1080/07350015.1996.10524626

Stock, J. H., & Watson, M. W. (2001, March). *Forecasting output and inflation: The role of asset prices* (Working Paper No. 8180). National Bureau of Economic Research (NBER). doi: 10.3386/w8180

Thompson, P. A. (1990). An mse statistic for comparing forecast accuracy across series. *International Journal of Forecasting*, *6*(2), 219–227. doi: 10.1016/0169-2070(90)90007-X

APPENDIX A. TABLES

A.1. Descriptive Analysis of the Database

Our sample has quarterly data and goes from the first quarter of 1991 to the fourth quarter of 2015. We have 84 real sector variables. Tabela A-1 shows the real sector variables. We use the level and the first difference in logarithm of the series variables. When possible, we also use the seasonally adjusted series in level or in the first difference in logarithm. Tabela A-2 shows the financial sector variables. We have 26 variables. Once more, we use the level as well as the first difference in logarithm of these series.

Table A-1. *Real sector variables.*

Name Used in Regression	Definition	Name Used in Regression	Definition
Worldexp	World Exports	pib	GDP constant prices
sa_pib	GDP constant prices seasonal adjustment	abatave	Abatment of Chicken
abatcarne	Abatment of Meat	adubo	Fertilizer
balcom	Trade Balance	cambio	Nominal Foreign Exchange Rate
cimento	Cement	credpriv	Total Private Credit
credhab	Total Credit Housing	credpf	Total Credit Households
credtotal	Total Credit	defensivo	Agricultural Defensive
desempr	Unenployment Rate	desemprab	Open Unemployment Rate
desemproc	Non observable Unemployment rate	desocupserv	Non occupation rate
embmetal	Metal Packages	embpapel	Paper Packages
embplast	Plastic Packages	empformconst	Formal Employment Construction
empformpub	Formal Employment Government Sector	empformserv	Formal Employment Services
empformtot	Total Formal Employment	energia	Energy
energiacarga	Energy Load	energiadem	Demand Energy Load
expbasicos	Exports Basic Products	expmanuf	Exports Manufactured Products
export	Exports	fluxoveic	Flux of Heavy Vehichles
folha	Payroll of Employees	horastrab	Hours Worked
ia_usa	Leading Index of Activities USA	ibc_br	Coincident Index of Activities Brazil
ibc_br_sa	Coincident Index of Activities Brazil seasonally adjusted	icc	Price Index
icc_exp	Consumer Confidence Index- Expctations	icc_fecom	Consumer Confidence Index FECOM
icc_pres	Consumer Confidence Index Present Situation	icea_fecom	Index of Economic Conditions FECOM
icms	State Tax	icms_sp	State Tax São Paulo
iec_fecom	Consumer Expectations Index	igpm	Price Index
impbk	Imports of Capital Goods	impinterm	Imports of Intermediary Goods
import	Total Imports	inadspc	Consultation to SPC
inaduse	Consultation to Users of Checks	inpc	Price Index
ipa_di	Price Index	ipa_og	Price Index
ipca12m	Price Index	mampli	Nominal Ample Payroll
mamplireal	Real Ample Payroll	nuci	Capacity Utilization
papel	Paper	pessoalocupind	Ocupied Individuals
pimcons	Industrial Production Consumption Goods	pimconsdur	Industrial Production Durable Goods
pimconssemidur	Industrial Production Semi Durables	piminterm	Industrial Production Intermediary Goods
pimtot	Total Industrial Production	prodauto	Total Production Automobiles
prodferro	Production Ore	prodmaqagric	Procuction Machines for Agriculture
prodmoto	Production of Motorcycles	prodoleolgn	Production of OIL and Gas
recfed	Tax Revenues	rendmedio	Avarege Salary Employed Individuals
pessoalocupind	Ocuppied Individuals seasonaly adjusted	pimcap	Industrial Production capital Goods seasonaly
pimcons	Industrial Production	pimconsdur	Industrial Productiom Durable Goods
pimconssemidur	Industrial Production Semidurables	piminterm	Industrial Production Intermediary Goods
pimtot	Total Industrial Production	sond	Industrial Survey
sond_exp	Expectations Industrial Survey	sond_pres	Present Situation Industrial Survey
vendascom	Total Sales Retail		

Table A-2. Financial sector variables.

Name Used in Regression	Definition
ibovespa	Bovespa Index
deb_spread	Spread of Debentures AA AAA-
ibrx100fim	Stock Market Index
M1	Monetary Aggregate
M2	Monetary Aggregate
M3	Monetary Aggregate
M4	Monetary Aggregate
selic_annual	Monthly Accumulated Selic Rate
selic_annual	Annual Accumulated Selic Rate
spread_pre	Average Spread of Bank Loans
spread_pre	Spread between Long Term and Short Term Public Bonds
swap120_fim	Swap DI 120 days end of period % p.a.
swap120_media	Swap DI 120 days end of period % p.a.
swap180_fim	Swap DI 180 days end of period % p.a.
swap180_media	Swap DI 120 days avarage % p.a.
swap30_fim	Swap DI 30 days end of period % p.a.
swap30_media	Swap DI 30 days % p.a.
swap360_fim	Swap DI 360 days end of period % p.a.
swap360_media	Swap DI 360 days average % p.a.
swap60_media	Swap DI 60 days average % p.a.
swap60_fim	Swap DI 60 end of period % p.a.
swap90_media	Swap DI 90 days average % p.a.
termo	Term Structure of Interest Rate
termo_real	Term Structure of Real Interest Rate

A.2. Out-of-sample ROCs

Our sample has quarterly data and goes from the first quarter of 1991 to the fourth quarter of 2015. Our leading indicators of recessions are composed of 83 real sector variables and 24 financial variables. We use both levels and first difference of these variables seasonaly adjusted and non seasonaly adjusted. We use a probabilistic extreme value model with only one regressor.

Our first estimation period goes from 1991Q1 to 2002Q1. Then we forecast K periods ahead (K from 1 to 8), considering levels of cutoff probabilities that range from 0.005 to 1 and that vary in each step by 0.005. If the forecast value of recession is less that the cutoff probability that we are considering we take the forecast to be zero. Otherwise, the forecast is one. We compare these values with the values of the recessions that occurred after the estimation period. We then increase the estimation period by one quarter and repeat the process above for every forecast period until we reach our final estimation period that goes from 1991Q1 to 2015Q3. We then calculate the number of success (correct forecasts) divided by the total number of successes (recessions); we also calculate the number of failures (false positive signals) and divide that by the total number of failures (all periods in which there were no recessions). By doing this we are able to build a ROC function for each model with one regressor for every K quarters ahead forecast. We then integrate this function from 0 to 1 and name this value the ROC of the model.

The best models are the one with the highest ROCs for each K forecast period. We use the regressors of the models selected with one regressor in the specifications of the models with two regressors. We repeat the methodology above for every one of these models and select the best models as the ones with the highest ROCs for every K forecast period. After selecting the two regressor models, we repeat the process with three regressors, where two of them are the ones that proved best in forecasting.

Finally, we choose the four regressor models using the same process and considering the three regressor models selected as the basis for the four regressor models. Tabela A-3 shows the one year ahead models with the best forecasts and Tabela A-4 shows their ROCs. Tabela A-5 shows the two-year best models and Tabela A-6 shows their ROCs.

Table A-3. Models of one year ahead forecasts.

	$\Pr\left(\text{recessao}(t+K)\right) = f(X)$			
Number of regressors	$K=1$	$K=2$	$K=3$	$K=4$
m1	energia	sa_sond	ibrx100fim	ibovespa
m2	energia, impbk	sa_sond, M2	ibrx100fim, dloginaduse1	ibovespa, impbk
m3	energia, impbk, icc_fecom	as_sond, M2, ibovespa	ibrx100fim, dloginaduse1, icc_fecom	ibovespa, impbk, sond_pres
m4	energia, impbk, icc_fecom, selic_anual	as_sond, M2, ibovespa, dlogicms	ibrx100fim, dloginaduse1, icc_fecom, ibrx100fim	ibovespa, impbk, sond_pres, dlogempformpub

Table A-4. ROCs of one year ahead models.

	$\Pr\left(\text{recessao}(t+K)\right) = f(X)$			
Number of regressors	$K=1$	$K=2$	$K=3$	$K=4$
m1	0.8710	0.5701	0.6637	0.6885
m2	0.5413	0.7070	0.7402	0.4497
m3	0.8878	0.8823	0.9443	0.9912
m4	0.7600	0.9492	0.9777	0.9990

Table A-5. Models two years ahead forecast.

	$\Pr\left(\text{recessao}(t+K)\right) = f(X)$			
Number of regressors	$K = 5$	$K = 6$	$K = 7$	$K = 8$
m1	ibovespa	icc_fecom	M2	icc_fecom
m2	ibovespa, sond_pres	icc_fecom, balcom	M2, dlogibovespa	icc_fecom, impbk
m3	ibovespa, sond_pres, empformtot	icc_fecom, balcom, empformpub	M2, dlogbovespa, desemp	icc_fecom, impbk, energia
m4	ibovespa, sond_pres, empformtot, dlogprodauto	icc_fecom, balcom, empformpub, dlogimpbk	M2, dlogbovespa, desemp, ibovespa	icc_fecom, impbk, energia, expmanuf

Table A-6. ROCs of one year ahead models.

	$\Pr\left(\text{recessao}(t+K)\right) = f(X)$			
Number of regressors	$K = 5$	$K = 6$	$K = 7$	$K = 8$
m1	0.5098	0.6476	0.5421	0.9571
m2	0.6672	0.4771	0.4682	0.4095
m3	0.9147	0.9800	0.8569	0.9405
m4	0.9732	0.8777	0.6453	0.9383

A.3. In-sample forecasts statistics

Our sample has quarterly data and goes from the first quarter of 1991 to the fourth quarter of 2015. Our leading indicators of recessions are composed of 83 real sector variables and 24 financial variables. We present insample ROC, Pseudo R^2 and MAE of the models selected with out-of-sample ROC in Tabela A-7 and Tabela A-8.

Table A-7. One year ahead.

	$\Pr\left(\text{recessao}(t+K)\right) = f(X)$										
	$K=1$			$K=2$		$K=3$			$K=4$		
Number of regressors	ROC	Pseudo R2	MSE	ROC	Pseudo R2	ROC	Pseudo R2	MSE	ROC	PSEUDOR2	MSE
m1	0.7371	0.0980	0.2968	0.6650	0.0881	0.6600	0.0025	0.2977	0.6755	0.0025	0.2465
m2	0.6755	0.1304	0.2506	0.6803	0.1024	0.6606	0.0305	0.2722	0.6803	0.0305	0.2696
m3	0.9937	0.2869	0.2977	0.7239	0.1683	0.7416	0.0973	0.2889	0.7196	0.1780	0.2888
m4	0.9937	0.2893	0.2709	0.7196	0.1718	0.7075	0.1784	0.2897	0.7416	0.1784	0.2830

Table A-8. Two years ahead.

	$\Pr\left(\text{recessao}(t+K)\right) = f(X)$											
	$K=5$			$K=6$			$K=7$			$K=8$		
Number of regressors	ROC	Pseudo R2	MSE	ROC	Pseudo R2	MSE	ROC	MAE	Pseudo R2	ROC	MAE	Pseudo R2
m1	0.7239	0.0027	0.2709	0.6869	0.0003	0.2852	0.6403	0.0824	0.2713	0.0134	0.0463	0.2852
m2	0.6277	0.0048	0.2963	0.6050	0.0228	0.2896	0.6044	0.0830	0.0727	0.6701	0.0651	0.2859
m3	0.8461	0.0973	0.2713	0.7620	0.0950	0.2624	0.8800	0.0797	0.1399	0.6866	0.0797	0.2875
m4	0.7166	0.0975	0.2873	0.7115	0.1055	0.2859	0.6819	0.1104	0.0851	0.8413	0.1104	0.2873

A.4. Pesaran & Timmermann (1992, 2009) statistic and MSE

Our sample has quarterly data and goes from the first quarter of 1991 to the fourth quarter of 2012. Our leading indicators of recessions are composed of 83 real sector variables and 24 financial variables. We use both levels and first difference of these variables. We use a probabilistic extreme value model with only one regressor.

Our first estimation period goes from 1991Q1 to 2002Q1. Then we forecast K periods ahead (K from 1 to 8), considering levels of cutoff probabilities that range from 0.005 to 1 and that vary in each step by 0.005. If the forecast value of recession is less that the cutoff probability that we are considering we take the forecast to be zero. Otherwise, the forecast is one. We compare these values with the values of the recessions that occurred after the estimation period.

We then increase the estimation period by one quarter and repeat the process above for every forecast period until we reach our final estimation period that goes from 1991Q1 to 2015Q3. We then calculate the number of success (correct forecasts) divided by the total number of successes (recessions); we also calculate the number of failures (false positive signals) and divide that by the total number of failures (all periods in which there were no recessions). By doing this we are able to build a ROC function

for each model with one regressor for every K quarters ahead forecast. We then integrate this function from 0 to 1 and name this value the ROC of the model.

The best models are the one with the highest ROCs for each K forecast period. We use the regressors of the models selected with one regressor in the specifications of the models with two regressors. We repeat the methodology above for every one of these models and select the best models as the ones with the highest ROCs for every K forecast period. After selecting the two regressor models, we repeat the process with three regressors, where two of them are the ones that proved best in forecasting. Finally, we choose the four regressor models using the same process and considering the three regressor models selected as the basis for the four regressor models.

The t-statistics of the Pesaran & Timmermann (1992, 2009) directional tests are presented in tables A-9 and A-10.

Table A-9. One year ahead.

	$\Pr\left(\text{recessao}(t+K)\right) = f(X)$			
Number of regressors	$K=1$	$K=2$	$K=3$	$K=4$
m1	-5.32	-2.2034	-2.0167	**-1.4100**
m2	-2.2000	-2.2035	-2.0167	**-1.4174**
m3	-2.2000	-2.2035	**-1.40065**	**-1.4176**
m4	-2.2030	-2.2035	**-1.4100**	-3.9139

Table A-10. Two year ahead.

	$\Pr\left(\text{recessao}(t+K)\right) = f(X)$			
Number of regressors	$K=5$	$K=6$	$K=7$	$K=8$
m1	-3.5479	-2.8648	-2.4467	-1.9676
m2	-3.2471	-2.8648	-2.8648	-1.9698
m3	-3.2472	-2.8648	-2.8641	-1.9698
m4	-3.2500	-2.4467	-2.8647	-1.9698

APPENDIX B. FIGURES

Figure B-1. Recession probabilities with indexes of equal weighted average of forecast of best ROC models from 1 to 8 quarters (Index1, Index2).

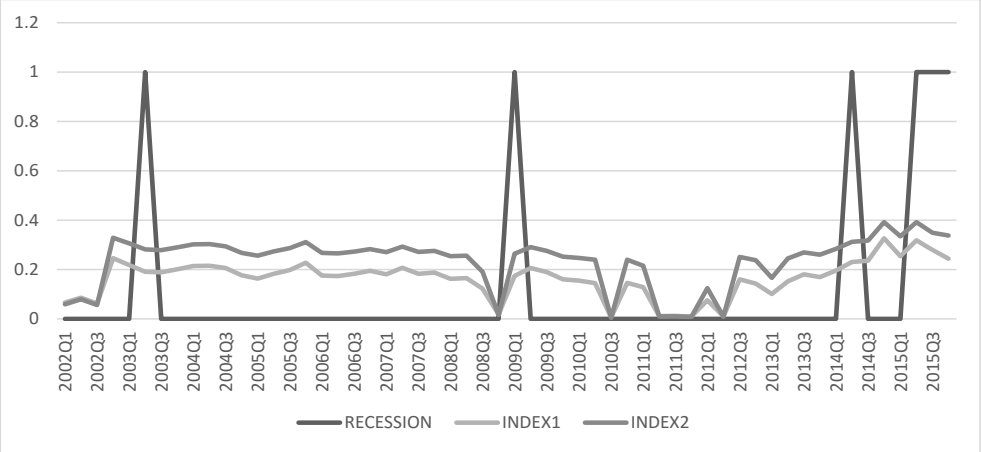


Figure B-2. Recession probabilities with indexes of equal weighted average of forecast of best ROC models from 1 to 4 quarters (Index3, Index4).

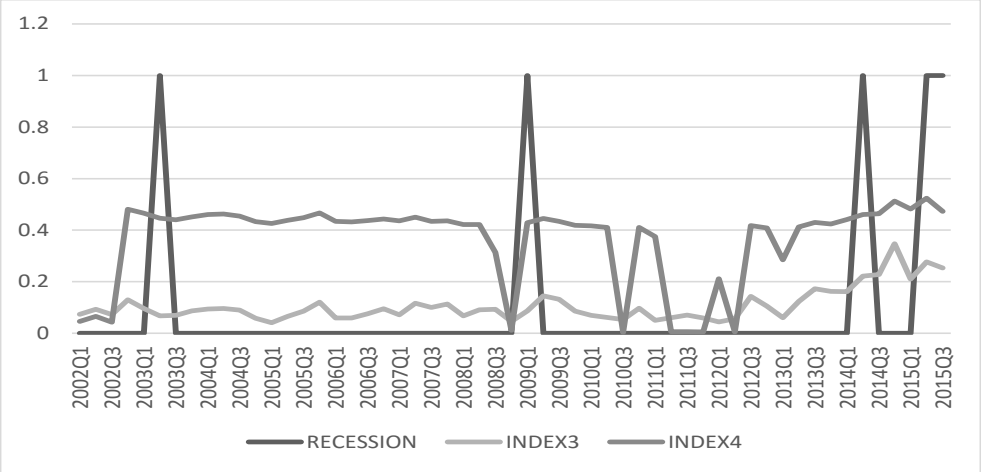


Figure B-3. Recession probabilities with maximum, average and minimum indexes of all ROC models selected (Index1, Index2, Index3, Index4).

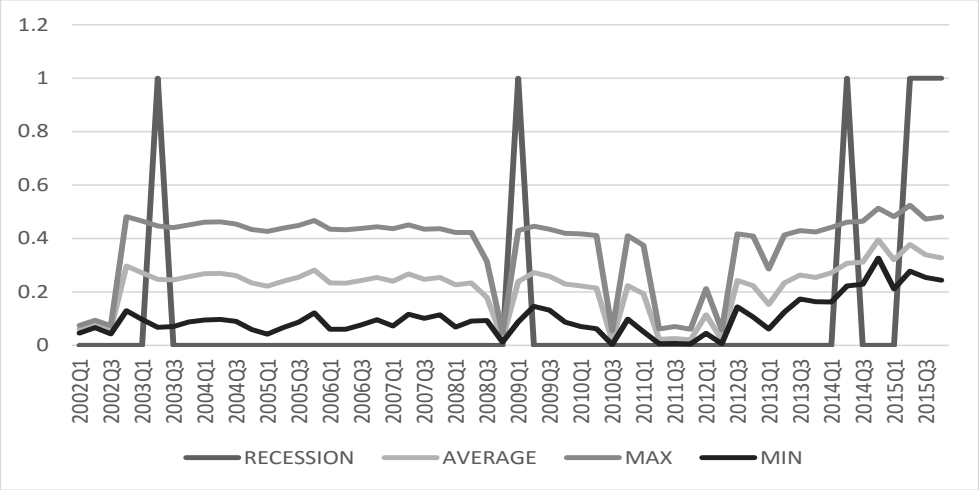


Figure B-4. Recession probabilities with average of all ROC models selected (Index1, Index2, Index3, Index4) and leading financial indicator.

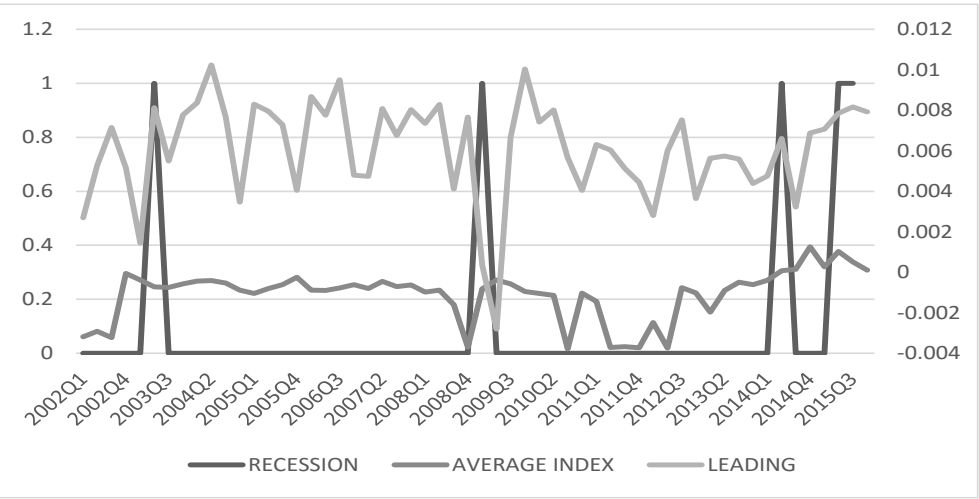
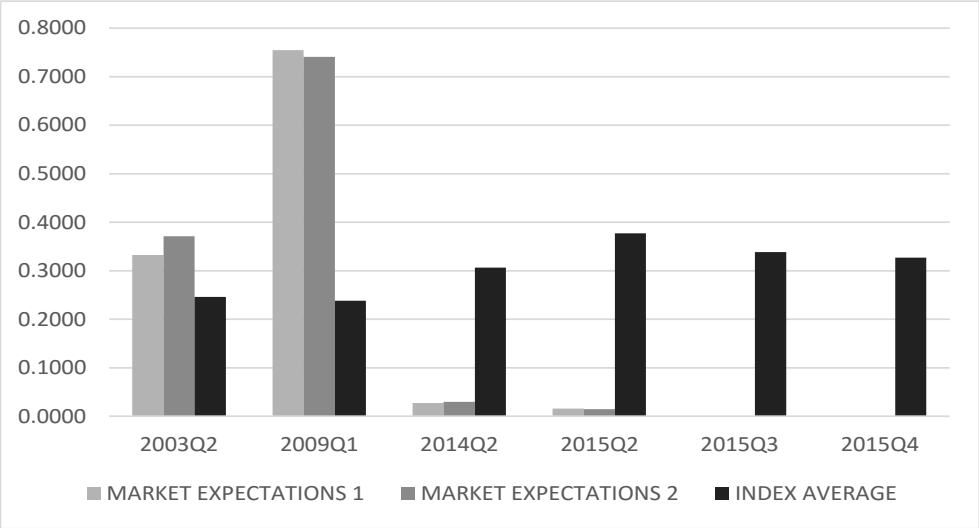


Figure B-5. Market forecasts of recessions and models selected with out-of-sample ROCs.



r b e

ISSN 0034-7140
DOI 10.5935/0034-7140.20160018
Revista Brasileira de Economia, **70**(3), 357–374

Previdência e Taxa de Juros no Brasil*

Brian Bolarinwa Ogundairo†
Mauro Rodrigues‡

Sumário: **1. Introdução; 2. Fatos estilizados; 3. Modelo; 4. Análise quantitativa; 5. Conclusão; Apêndice.**

Palavras-chave: **Taxa de Juros Real, Previdência, Brasil, Gerações Sobrepostas.**

Códigos JEL: **E21, E43, H55.**

O presente trabalho relaciona a alta taxa de juros real brasileira com o elevado gasto em previdência sob um regime de repartição. Para tanto, utilizamos uma versão padrão do modelo de gerações sobrepostas, com um regime de previdência misto (isto é, parte capitalização e parte repartição). O modelo é calibrado para a economia brasileira no período 2000–2014. Considera-se um estado estacionário inicial de modo a reproduzir a taxa de juros real média nesse período, sob um regime totalmente do tipo repartição. Simula-se então uma mudança para replicar os gastos em previdência do Chile, um país com um sistema majoritariamente do tipo capitalização. Em nossa especificação preferida, o modelo prevê uma queda de 1 ponto percentual na taxa de juros real (ao ano) de longo prazo. Isso corresponde a 18% do diferencial médio de juros entre Brasil e Chile no período 2000–2014.

This paper studies how Brazil's high real interest rate is related to the country's pay-as-you-go (PAYG) pension system, which features exceptionally large expenses. We use a standard version of the overlapping generations model, with a mixed pension system (part PAYG part fully funded). We calibrate the model to the Brazilian economy between 2000 and 2014. We consider a steady state which reproduces the average real interest rate in this period, with a PAYG system. We then simulate a pension reform to replicate Chile's pension expenses. Like Brazil, Chile is a Latin American middle income country, but its pension system is mostly of the fully-funded type. In our preferred specification, the model predicts a 1 percentage point decrease in the long-run annual real interest rate. This corresponds to 18% of the average interest differencial between Brazil and Chile during the 2000–2014 period.

*Os autores agradecem ao PIBIC/CNPq pela bolsa de iniciação científica.

†Graduado em Economia pela FEA/USP.

‡Professor Associado. Departamento de Economia, Universidade de São Paulo (FEA/USP). Av. Prof. Luciano Gualberto, 908, Cidade Universitária, São Paulo, SP, Brasil. CEP 05508-010. Tel.+55 11 3091 6069. Email: mrodrigues@usp.br

1. INTRODUÇÃO

O Brasil possui uma das taxas de juros reais mais altas do mundo. Este trabalho busca associar esse fato a outra especificidade brasileira: os elevados gastos com previdência. Em particular, o sistema previdenciário brasileiro é do tipo repartição, o qual tende a desestimular a poupança. Os trabalhadores hoje têm garantia de que receberão transferências no futuro, o que tende a reduzir o montante poupado privadamente. Entretanto, o esquema apenas transfere recursos de trabalhadores para aposentados, não contribuindo para a poupança agregada da economia. O resultado é uma menor oferta de fundos emprestáveis e, consequentemente, uma taxa de juros real mais elevada.

Lançamos mão de uma simples versão do modelo de gerações sobrepostas (Samuelson, 1958;Diamond, 1965), em que cada pessoa vive exatamente dois períodos. No primeiro período recebe renda do trabalho e contribui para o sistema previdenciário. Os recursos remanescentes são divididos entre consumo e poupança. A poupança é utilizada para acumular capital físico. No segundo período o indivíduo está aposentado; recebe juros da poupança (remuneração do capital) e transferências previdenciárias, que são utilizados unicamente para consumo. O sistema previdenciário é misto: parte repartição (com a arrecadação transferida aos aposentados no mesmo período) e parte capitalização (em que os recursos arrecadados são investidos em capital físico).

O modelo é calibrado para a economia brasileira entre 2000 e 2014, tendo como base um sistema de previdência unicamente do tipo repartição. Implementamos então uma reforma que transforma o sistema em misto. Nossa base de comparação é o Chile, que como o Brasil é um país latino-americano de renda média, mas que conta com um sistema predominantemente do tipo capitalização. O experimento de política no modelo assim emula os gastos em previdência chilenos, mantendo constantes todos os demais parâmetros. Nossa principal questão é: quanto seria a taxa real de juros brasileira, caso tivéssemos os mesmos gastos em previdência do Chile?

Em nossa calibração preferida (e relativamente conservadora), o modelo implica que a taxa real de juros brasileira (ao ano) seria cerca de 1 ponto percentual mais baixa no longo prazo. Colocado de outra forma, o mecanismo proposto pelo modelo explica cerca de 18% da diferença de taxa de juros entre Brasil e Chile. O efeito, dessa forma, não é desprezível.

Na literatura temos diversas explicações para a elevada taxa de juros real no Brasil. Favero & Giavazzi (2002) argumentam que a elevada dívida pública estaria por trás da especificidade brasileira. Já de acordo com Bacha, Holland & Gonçalves (2007), a possibilidade de deter recursos em moeda estrangeira serviria como proteção a investidores contra o risco da moeda local. A ausência dessa modalidade no Brasil faria com que a taxa de juros tivesse que ser mais alta. Bacha (2010) levanta a hipótese de que nosso passado de hiperinflação e calotes seria também um canal relevante. Barboza (2015) analisa a importância da obstrução dos canais de transmissão da política monetária para a questão.

Outro ramo da literatura enfatiza o problema de poupança baixa no Brasil. Arida, Bacha & Lara-Resende (2005) introduzem o conceito de incerteza jurisdicional, segundo o qual um viés anti-credor (presente principalmente no Executivo e Judiciário) previne o aparecimento de um mercado de crédito de longo prazo, diminuindo o incentivo a poupar. Hausmann (2008) e Franco (2011) argumentam que o fenômeno da baixa poupança está relacionado ao setor público, que competiria com o setor privado no mercado de fundos emprestáveis e, por conta dos elevados gastos e déficits, levaria a altas taxas reais de juros. Segura-Ubiergo (2012) encontra evidências de que não apenas a baixa poupança do governo, mas também a baixa poupança privada, ajudariam a explicar a especificidade brasileira.[1]

Nosso artigo segue essa linha, ao enfatizar os incentivos a poupar como determinantes das altas taxas de juros brasileiras. Mas aqui o mecanismo se dá pelos substanciais gastos previdenciários sob um sistema de repartição. Esse canal foi proposto anteriormente por Pessoa & Nakane (2011). Nossa contribuição consiste em avaliar quantitativamente essa história, por meio de um modelo de equilíbrio

[1] Veja Barboza (2015) para uma revisão mais detalhada na literatura.

tradicionalmente empregado em análises de impacto de sistemas previdenciários (Geanakoplos, 2008).

Nossa análise não implica que outros canais sejam irrelevantes para explicar as taxas de juros no Brasil. Quantitativamente, o mecanismo aqui estudado corresponde a uma parte relevante do diferencial de juros brasileiro (no caso, em relação ao Chile). Todavia, mesmo após levar em conta o sistema previdenciário, o modelo prevê taxas de juros menores, porém ainda bastante altas.

Há uma questão relacionada à nossa (e não menos importante), que trata do elevado spread bancário no Brasil — isto é, a diferença entre a taxa de juros paga pelo tomador e a taxa de juros recebida pelo depositante. Esse assunto conta com uma literatura acadêmica,[2] porém não é o foco do presente trabalho, que se concentra em entender o nível da taxa de juros real brasileira.

O restante do artigo está organizado da seguinte forma. A seção 2 introduz um conjunto de fatos estilizados sobre taxa de juros real e gastos com previdência no Brasil, em comparação a outros países. A seção 3 apresenta o modelo. A seção 4 contém nossa análise quantitativa, com a calibração, a análise do efeito do sistema previdenciário sobre os juros de longo prazo, e uma avaliação sobre os impactos dinâmicos de uma mudança na previdência. A seção 5 conclui.

2. FATOS ESTILIZADOS

O presente trabalho é motivado por duas características distintivas da economia brasileira: a elevada taxa real de juros, e os consideráveis gastos com previdência social. Primeiramente, expomos estatísticas referentes à taxa de juros brasileira, em comparação às de outros países. Optamos por evitar o período pré-2000, caracterizado por hiperinflação, seguido de uma estabilização com regime de câmbio controlado no caso brasileiro. Consideramos, assim, o período 2000–2014, para o qual dispomos de séries completas anuais de taxas de juros nominais (de Bancos Centrais) e taxas de inflação (baseadas em índices de preço ao consumidor) para 32 países mais a Zona do Euro. Os países são aqueles listados na Figura 1, além de Albânia, Armênia, Azerbaijão, Belize, Bulgária, Gana, Moldova, Nepal, Quirguistão, Suriname e Vietnã. Esse conjunto corresponde a cerca de 64% do PIB mundial em 2010. Os dados são da base International Financial Statistics, do Fundo Monetário Internacional.

Evidentemente há diversas taxas de juros em uma economia. Optamos pelas taxas de Bancos Centrais com vistas a garantir maior comparabilidade entre países. Além disso, a taxa do Banco Central de um país (por afetar o custo do crédito) guarda relação próxima com taxas cobradas nas demais operações financeiras. Outras taxas de juros talvez sejam mais relevantes para as decisões de poupança e investimento (como rendimentos de aplicações financeiras e taxas de empréstimos para empresas), mas essas são também fortemente influenciadas pelo spread bancário que, como discutido na Introdução, não é o foco desse trabalho. Por esses motivos, realizaremos nossas comparações usando as taxas de juros de Bancos Centrais.

A Figura 1 mostra taxas de juros reais ex-post para 19 dos 32 países considerados (aqueles com PIB mais elevado), além da Zona do Euro.[3] Exibem-se tanto médias como medianas para o período 2000–2014. Nota-se a elevada taxa de juros real média para o Brasil no período, rivalizando apenas com a Turquia. Entretanto, a elevada média da Turquia resulta de um valor discrepante no ano 2000. Ao compararmos as taxas medianas, a diferença do Brasil para os demais fica bem mais nítida. Na verdade, na amostra de 32 países mais a Zona do Euro, apenas Belize (um país muito pequeno) apresenta taxas média e mediana superiores às brasileiras.

A Figura 2 mostra a persistência da diferença dos juros brasileiros em relação aos demais países considerados. A comparação é feita ao longo do tempo, do Brasil contra a média ponderada dos demais,

[2] Veja, por exemplo, Afanasieff, Lhacer & Nakane (2002), Souza-Sobrinho (2010), Dantas, de Medeiros & Capelletto (2011), e Almeida & Divino (2015).

[3] A taxa de juros real ex-post é dada por $(1 + i)/(1 + \pi) - 1$, em que i é a taxa de juros nominal (do Banco Central) e π é a taxa de inflação.

Figura 1. Taxa de juros reais ex-post (2000–2014), países selecionados.

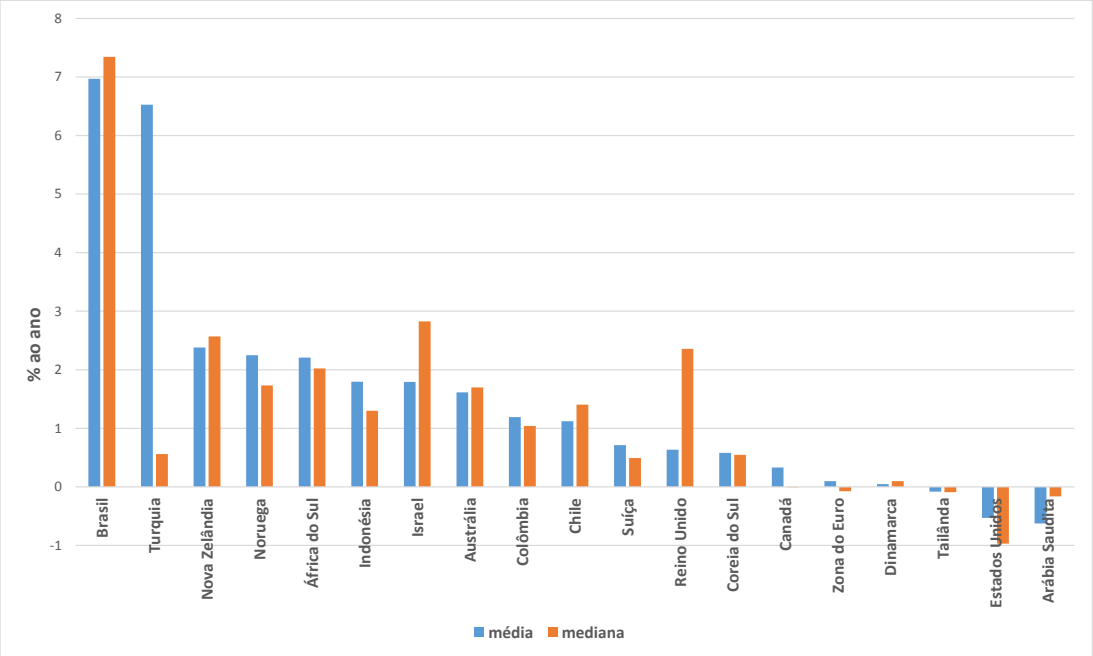
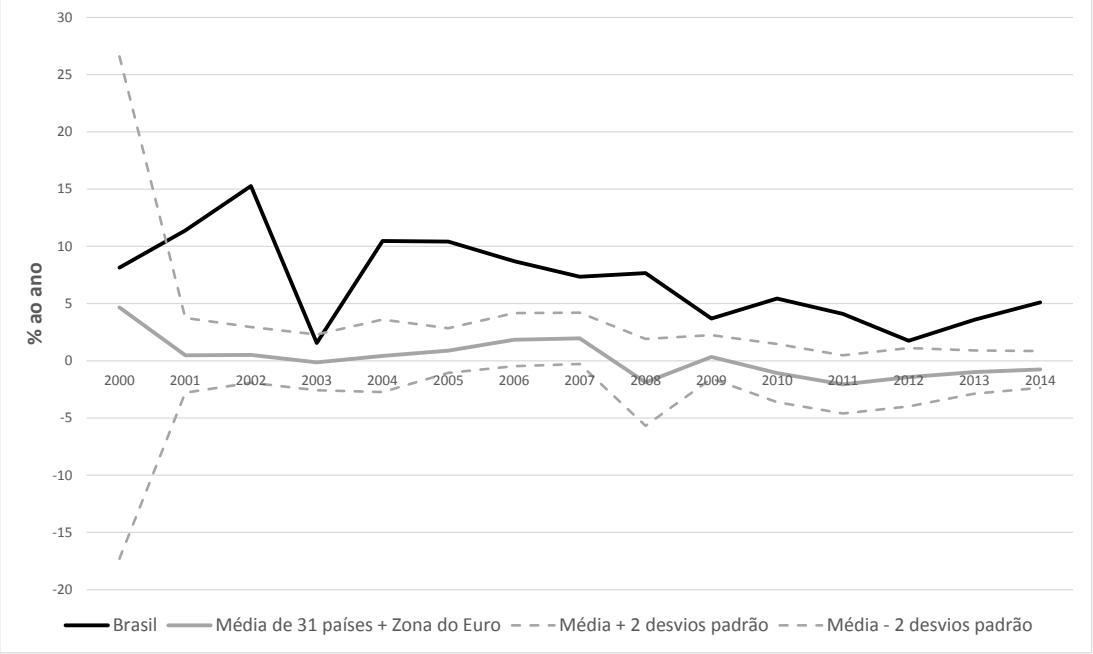


Figura 2. Taxa de juros reais ex-post (Brasil e média de 31 países + Zona do Euro).

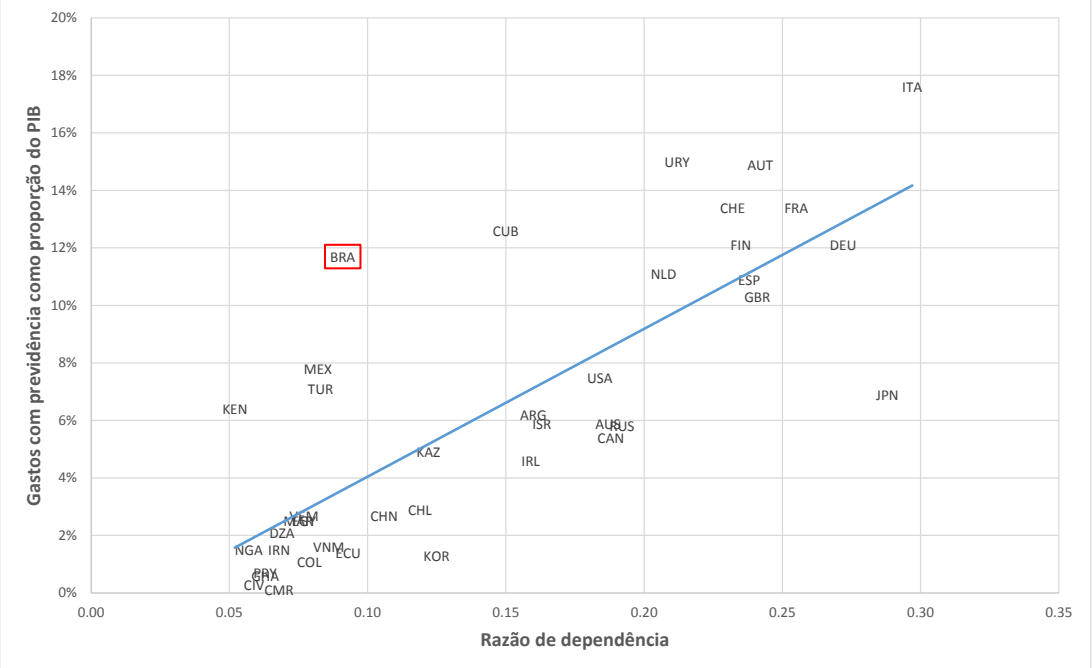


sendo os pesos dados pela participação de cada país no PIB mundial em 2010. Acrescentam-se também séries delimitando intervalos de mais 2 e menos 2 desvios padrões. A taxa real brasileira mantém-se bem acima da média dos demais no período todo, e frequentemente fora do intervalo de dois desvios padrões.[4]

O segundo conjunto de fatos estilizados diz respeito aos gastos com previdência no Brasil. A Figura 3 mostra um diagrama de dispersão contendo gastos em previdência como proporção do PIB contra a razão de dependência — no caso, o número de pessoas com mais de 65 anos dividido pelo número de pessoas em idade ativa (15 a 64 anos). Cada ponto corresponde a um país (o Brasil está destacado para enfatizar a comparação). Os dados são provenientes de Caetano & Miranda (2007). Nota-se claramente uma associação positiva entre as duas variáveis, o que é esperado dado que países com uma fração maior de idosos tendem a gastar mais com aposentadorias.

O Brasil, entretanto, é claramente um ponto discrepante, estando bem acima da reta de regressão. Em outras palavras, apesar de possuir uma população ainda relativamente jovem, o país gasta com previdência (como proporção do PIB) valores comparáveis aos de países europeus como Holanda, Finlândia, Espanha e Alemanha, os quais têm uma participação muito maior de idosos em suas populações.[5] Dentre os principais fatores citados na literatura para essa especificidade brasileira estão as elevadas taxas de reposição (benefícios previdenciários como fração da renda da pessoa ao longo da vida), ausência de idade mínima para aposentar (e consequentes baixas idades médias de aposentadoria), possibilidade de acumular benefícios, e ausência de condicionalidades para o recebimento e manutenção de benefícios.[6]

Figura 3. Gastos em previdência e razão de dependência.



[4]O elevado desvio padrão em 2000 decorre do valor discrepante para a taxa de juros real da Turquia naquele ano.

[5]Esse fato foi documentado por diversos outros artigos (recorrendo a um diagrama de dispersão muito semelhante ao da Figura 3). Veja, por exemplo, Caetano & Miranda (2007), Rocha & Caetano (2008), Pessoa & Nakane (2011) e Tafner (2012).

[6]Veja, por exemplo, Caetano & Miranda (2007), Giambiagi & Tafner (2010, 2011), e Tafner (2012).

3. MODELO

Para entender a ligação entre taxa de juros e o sistema previdenciário, utilizamos uma simples versão do modelo de gerações sobrepostas, bastante similar às expostas por livros-textos de Macroeconomia moderna (por exemplo, Blanchard & Fischer, 1989; Romer, 2006; Acemoglu, 2008). As pessoas vivem dois períodos. No primeiro período elas trabalham, pagam impostos, consomem e poupam para a aposentadoria. No segundo período estão aposentadas, e recebem juros da poupança e transferências previdenciárias. O sistema previdenciário é misto: parte repartição e parte capitalização. Na parte de repartição, os impostos arrecadados dos trabalhadores são transferidos para os aposentados no mesmo período. Na parte de capitalização, os recursos arrecadados são poupados, e entregues ao próprio indivíduo com juros quando ele se aposenta.

Há dois ativos: capital físico e um ativo financeiro. A taxa de juros dessa economia é o retorno do ativo financeiro o qual, por arbitragem, está atrelado ao retorno do capital. Como argumentamos a seguir, em equilíbrio o ativo financeiro não é transacionado, e seu retorno será tal que nenhum indivíduo está disposto a emprestar ou tomar emprestado. Tal ativo é introduzido no modelo apenas para tornar transparente o que entendemos por taxa de juros. Esta é uma economia fechada, sendo a taxa de juros determinada endogenamente de modo que as decisões de poupança e de investimento em capital físico sejam consistentes entre si.

3.1. Preferências e restrições

O tempo é discreto e indexado por $t = 0, 1, 2, \ldots$. Não há incerteza. A cada período t, uma geração de N_t indivíduos idênticos nasce. Cada pessoa vive exatamente dois períodos — juventude e velhice. Na juventude, a pessoa oferta 1 unidade de trabalho inelasticamente. Paga impostos sobre a renda do trabalho, os quais financiam o sistema previdenciário. A renda líquida de impostos é dividida entre consumo e poupança. Pode-se poupar tanto em capital físico como em um ativo financeiro. A restrição orçamentária de uma pessoa nascida em t nessa mesma data é dada por

$$C_{1t} + S_t^k + S_t^b = (1 - \tau_t^p - \tau_t^f)W_t, \tag{1}$$

em que C_{1t} é o consumo do indivíduo na juventude; S_t^k é a poupança em capital físico; S_t^b é a poupança no ativo financeiro; e W_t é o salário. Na notação usada para consumo, o índice 1 denota período de juventude e o índice t o tempo. A princípio consideramos um sistema de previdência misto, ou seja, parte repartição e parte capitalização. As alíquotas τ_t^p e τ_t^f são usadas para financiar a parcela de repartição (pay-as-you-go) e a parcela de capitalização (fully funded), respectivamente. Discutimos esses aspectos em detalhe mais adiante.

Na velhice, os indivíduos encontram-se aposentados e, portanto, não têm renda do trabalho. Suas fontes de recursos são o aluguel do capital, os juros sobre o ativo financeiro, e as transferências do governo via sistema previdenciário. Eles ainda liquidam seus ativos. Esses recursos são utilizados unicamente para consumo, dado que não há período adicional de vida. A restrição orçamentária do indivíduo nascido em t quando aposentado (ou seja, em $t + 1$) é portanto,

$$C_{2t+1} = \Big[r_{t+1} + (1 - \delta)\Big]S_t^k + \Big(1 + R_{t+1}\Big)S_t^b + T_{t+1}^p + T_{t+1}^f, \tag{2}$$

em que C_{2t+1} é o consumo do indivíduo na aposentadoria (o índice 2 denota o período de velhice); r_{t+1} é a taxa de aluguel do capital físico; R_{t+1} é a taxa de juros; δ é a taxa de depreciação do capital. Adicionalmente, T_{t+1}^p e T_{t+1}^f são transferências advindas respectivamente da parte de repartição e da parte de capitalização do sistema previdenciário.

Os indivíduos extraem utilidade do consumo de cada período. A utilidade ao longo da vida é separável no tempo e do tipo CRRA:

$$U_t = U(C_{1t}, C_{2t+1}) = \frac{C_{1t}^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma} + \frac{1}{1+\theta}\frac{C_{2t+1}^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma},$$

sendo $\gamma > 0$ a curvatura da função utilidade, e θ a taxa de desconto subjetiva. Cada pessoa nascida em t escolhe C_{1t}, C_{2t+1}, S_t^k e S_t^b, de modo a maximizar U_t, respeitando as restrições orçamentárias (1) e (2), e tomando como dados preços (W_t e r_{t+1}), alíquotas de imposto (τ_t^p e τ_t^f) e transferências (T_{t+1}^p e T_{t+1}^f).

Note que, em equilíbrio, a poupança no ativo financeiro S_t^b deve ser igual a zero para todos os indivíduos. Primeiro, aposentados não estão interessados em emprestar recursos qualquer que seja a taxa de juros, dado que não estarão vivos em um próximo período para receber o principal mais os juros. Tampouco conseguem tomar emprestado, pois o emprestador sabe que não receberá os recursos de volta no futuro. Segundo, jovens não conseguem emprestar/tomar emprestado entre si pois são idênticos. Se um jovem emprestasse (tomasse emprestado) recursos, então todos os demais também estariam com posição positiva (negativa) em tal ativo, o que certamente não é um equilíbrio. Logo, a única situação consistente com equilíbrio nessa economia é $S_t^b = 0$.

A motivação para introduzir o ativo financeiro no modelo é simplesmente tornar transparente a taxa de juros (R_t), nosso principal objeto de estudo. Em particular, R_t deve ser tal que $S_t^b = 0$. Note que os indivíduos estão interessados apenas no retorno de cada ativo. Como não há incerteza, para que haja solução interior na escolha de portfólio, os retornos dos dois ativos devem ser iguais, ou seja:

$$R_t = r_t - \delta. \tag{3}$$

Dadas essas condições de equilíbrio, resolvemos o modelo ignorando o ativo financeiro. Depois determinamos o aluguel do capital de equilíbrio e utilizamos a equação (3) para encontrar a taxa de juros dessa economia. A escolha ótima de consumo nos dois períodos e investimento em capital físico é sumarizada pela seguinte condição de primeira ordem:

$$C_{1t}^{-\gamma} = C_{2t+1}^{-\gamma}\frac{r_{t+1} + (1-\delta)}{1+\theta}, \tag{4}$$

em que o lado esquerdo representa o custo marginal (em termos de utilidade do consumo em t) de investir em capital físico. Já o lado direito representa o benefício marginal dessa ação: para cada unidade investida em t recupera-se o aluguel do capital em $t+1$, mais a parte não depreciada do capital, ou seja, $r_{t+1} + (1-\delta)$. Esse valor multiplicado por $C_{2t+1}^{-\gamma}$ fornece o benefício marginal em termos de utilidade no futuro. Finalmente, ao dividi-lo por $1+\theta$, tem-se o benefício marginal no futuro, em unidades de utilidade no presente, o qual é comparável com o custo marginal hoje. No ótimo, custo marginal e benefício marginal devem ser iguais.

3.2. Tecnologia

Há um único produto homogêneo (Y_t), gerado por uma firma competitiva que combina capital (K_t) e trabalho (N_t) por meio de uma função de produção Cobb-Douglas com retornos constantes de escala:

$$Y_t = K_t^{\alpha}(A_t N_t)^{1-\alpha}, \qquad 0 < \alpha < 1,$$

em que A_t é um índice de eficiência tecnológica, que cresce ao longo do tempo. O insumo capital é provido pelos aposentados em t, que acumularam esse ativo durante seus períodos de juventude. Já o trabalho é provido pelos jovens, que se encontram em idade ativa. Como a oferta de trabalho é inelástica, a quantidade de trabalho acima é igual ao tamanho da geração nascida em t.

O produto é o numerário dessa economia. Por conta da hipótese de concorrência perfeita, a firma escolhe as quantidades de capital e trabalho de modo a igualar o preço de cada insumo ao seu produto marginal:

$$r_t = \alpha K_t^{\alpha-1}(A_t N_t)^{1-\alpha} = \alpha k_t^{\alpha-1} \tag{5}$$

$$W_t = (1-\alpha)A_t K_t^{\alpha}(A_t N_t)^{-\alpha} = (1-\alpha)A_t k_t^{\alpha}, \tag{6}$$

sendo $k_t \equiv K_t/(A_t N_t)$ o capital por trabalhador-eficiência. O produto é dividido entre consumo e investimento (I_t). Esse último eleva o estoque de capital ao longo do tempo, de acordo com a seguinte regra:

$$K_{t+1} = (1-\delta)K_t + I_t. \tag{7}$$

O número de trabalhadores cresce à taxa exógena n. O índice de eficiência cresce à taxa de progresso técnico g, também exógena:

$$\frac{N_{t+1}}{N_t} = 1+n, \qquad \frac{A_{t+1}}{A_t} = 1+g. \tag{8}$$

3.3. Previdência

Como mencionado acima, inserimos previdência no modelo por meio de um sistema misto: parte repartição e parte capitalização. Na parcela correspondente a repartição, o governo taxa uma fração τ_t^p da renda dos indivíduos em idade ativa em t e a transfere para os aposentados nesse mesmo período. O montante arrecadado é dividido igualmente entre todos os aposentados, de modo que a transferência por aposentado (referente à parcela de repartição do sistema) seja dada por:

$$T_t^p = \frac{N_t \tau_t^p W_t}{N_{t-1}} = (1+n)\tau_t^p W_t, \tag{9}$$

em que $N_t \tau_t^p W_t$ é o montante arrecadado, e N_{t-1} é o número de aposentados em t (isto é, o tamanho da geração nascida em $t-1$). Na parcela referente a capitalização, temos um esquema de poupança forçada: o governo retira recursos da geração nascida em t quando jovem, investe em capital, e transfere o aluguel de tal capital mais o capital remanescente (após depreciação) a essa mesma geração em $t+1$. Logo, a transferência por aposentado em $t+1$ é

$$T_{t+1}^f = \tau_t^f W_t \left[r_{t+1} + (1-\delta)\right]. \tag{10}$$

Ao contrário da parte de repartição, aqui o governo investe os recursos arrecadados, e não apenas os transfere entre gerações. Trataremos as alíquotas τ_t^p e τ_t^f como exógenas, sendo mudanças nas mesmas interpretadas como alterações no sistema previdenciário no modelo. As transferências T_t^p e T_t^f são, assim, determinadas endogenamente em função das alíquotas.

Em nosso modelo, a única função do governo é administrar o sistema previdenciário. Além disso, estamos supondo orçamento equilibrado, isto é, o valor total arrecadado é sempre igual ao valor total dos benefícios previdenciários concedidos. No Brasil, entretanto, a previdência é deficitária, sendo a diferença entre despesas e receitas coberta com recursos do Tesouro Nacional. Por exemplo, no ano de 2015, a diferença entre total de benefícios e arrecadação correspondeu a cerca de 3% do PIB.[7]

Essa característica poderia ser incorporada no modelo pela introdução de outros impostos, que financiariam a diferença entre despesas e receitas do sistema de previdência. Em particular, se esses

[7] Dados do Boletim Estatístico da Previdência Social (janeiro de 2016), Ministério do Trabalho e Previdência Social. Valores se referem à soma do INSS e RGPS.

impostos incidirem integralmente sobre a renda do trabalho, nossos resultados se mantêm inalterados.[8] Alternativamente, pode-se supor que há outros gastos no modelo (por exemplo, para a provisão de um bem público), que deveriam ser reduzidos por conta do déficit previdenciário.

Tais aspectos são de fato relevantes, porém optamos não inclui-los em nossa análise, pois estamos interessados em entender o impacto do sistema previdenciário sobre os incentivos a poupar e a taxa de juros real de equilíbrio. A inclusão de impostos e gastos públicos poderia trazer outros efeitos sobre os objetos analisados, que não estão diretamente relacionados ao mecanismo que queremos enfatizar nesse artigo.

3.4. Equilíbrio

Como esta é uma economia fechada, em equilíbrio o investimento é igual à poupança total. Essa última é composta por três partes, apresentadas no lado direito da equação abaixo: a poupança voluntária dos jovens em t ($N_t S_t^k$), a poupança forçada desses mesmos jovens via parte de capitalização do sistema previdenciário ($N_t \tau_t^f W_t$), e a despoupança dos aposentados em t, que estão liquidando o capital remanescente após depreciação ($(1-\delta)K_t$),

$$I_t = N_t S_t^k + N_t \tau_t^f W_t - (1-\delta)K_t. \tag{11}$$

Essa equação completa a descrição do modelo. No restante desta subseção, obteremos uma expressão para a lei de movimento do capital, que caracteriza a evolução dessa variável ao longo do tempo dada uma condição inicial.

Como A_t e N_t crescem no tempo, a lei de movimento aqui encontrada diz respeito ao equivalente estacionário do capital, isto é, $k_t = K_t/(A_t N_t)$. Usando (7) e (11), segue que

$$K_{t+1} = N_t(S_t^k + \tau_t^f W_t) = N_t W_t(s_t^k + \tau_t^f),$$

sendo $s_t^k = S_t^k/W_t$. Dividindo os dois lados por $A_t N_t$,

$$\frac{K_{t+1}}{A_{t+1}N_{t+1}} \frac{A_{t+1}N_{t+1}}{A_t N_t} = w_t(s_t^k + \tau_t^f),$$

em que $w_t = W_t/A_t$. Usando (6) e (8),

$$k_{t+1} = \frac{1}{(1+n)(1+g)}(s_t^k + \tau_t^f)(1-\alpha)k_t^\alpha. \tag{12}$$

Para obter uma expressão para s_t^k, substitua (1), (2), (9) e (10) em (4):

$$\left[\frac{\left(1-\tau_t^p-\tau_t^f\right)W_t - S_t^k}{\left(r_{t+1}+(1-\delta)\right)S_t^k + (1+n)\tau_{t+1}^p W_{t+1} + \tau^f W_t\left(r_{t+1}+(1-\delta)\right)}\right]^{-\gamma} = \frac{r_{t+1}+(1-\delta)}{1+\theta}.$$

Logo

$$s_t^k = \frac{(1-\tau_t^p)\left(\frac{r_{t+1}+(1-\delta)}{1+\theta}\right)^{1/\gamma} - \tau_{t+1}^p \frac{W_{t+1}}{W_t}(1+n)}{(r_{t+1}+1-\delta) + \left(\frac{r_{t+1}+(1-\delta)}{1+\theta}\right)^{1/\gamma}} - \tau_t^f. \tag{13}$$

[8] Suponha, por simplicidade, que o sistema é inteiramente do tipo repartição, e a alíquota para financiá-lo é τ_0^p. Essa alíquota é insuficiente, sendo necessário outro imposto. Se esse imposto incidir sobre a renda do trabalho — por exemplo, com alíquota θ — teremos que a alíquota total sobre a renda do trabalho será $\tau_0^p + \theta$. Isso é equivalente a supor que há um único imposto com alíquota $\tau_0^p + \theta$, que garante orçamento equilibrado no sistema, tal como no nosso modelo.

Usando (5), (6) e (8) na equação acima, e substituindo em (12), pode-se encontrar a lei de movimento de k, apenas em termos dos parâmetros do modelo:

$$k_{t+1} = \frac{1-\alpha}{(1+n)(1+g)} \frac{(1-\tau_t^p)\left(\frac{\alpha k_{t+1}^{\alpha-1}+(1-\delta)}{1+\theta}\right)^{1/\gamma} - \tau_{t+1}^p(1+n)(1+g)\left(\frac{k_{t+1}}{k_t}\right)^{\alpha}}{(\alpha k_{t+1}^{\alpha-1}+1-\delta) + \left(\frac{\alpha k_{t+1}^{\alpha-1}+(1-\delta)}{1+\theta}\right)^{1/\gamma}} k_t^{\alpha}. \tag{14}$$

A expressão acima define implicitamente uma relação entre k_{t+1} e k_t, dados os parâmetros da economia, isto é, $k_{t+1} = \phi(k_t)$. Dada uma condição inicial k_0 é possível encontrar toda a trajetória futura de k e, com base nisso, utilizar as demais equações do modelo para determinar as prin cipais variáveis dessa economia.

3.5. Estado estacionário

Nosso principal interesse consiste em entender o efeito do sistema previdenciário sobre a taxa de juros de longo prazo. Para tanto focaremos em estados estacionários, tomando τ^p constante no tempo. Em particular, o estado estacionário pode ser calculado a partir da equação (14), considerando $k_{t+1} = k_t = k^*$.

Idealmente gostaríamos de ter um único estado estacionário com capital positivo, que seja também estável. Dessa forma, para qualquer condição inicial $k_0 > 0$, a economia convergiria para esse estado estacionário ao longo do tempo. Entretanto, por conta de nossas hipóteses, não é possível obter essa propriedade analiticamente.[9] No presente trabalho, isso foi checado numericamente para a versão calibrada do modelo. Em todas as combinações de parâmetros avaliadas, para dado τ^p, há um único estado estacionário com capital positivo, o qual é estável. Como estamos avaliando o impacto do sistema previdenciário, compararemos valores de k^* — e, consequentemente, a produtividade marginal do capital e a taxa de juros real de longo prazo — que podem ser obtidos a partir de diferentes configurações de alíquotas τ^f e τ^p.

Note, da equação (14), que a lei de movimento não é afetada pela alíquota τ_t^f. Isso é esperado, uma vez que a poupança voluntária e a poupança forçada são substitutos perfeitos para o indivíduo — elas têm o mesmo retorno, pois se tratam de investimento em capital físico. Se o governo força o indivíduo a poupar 1 unidade a mais pelo sistema previdenciário (na parte de capitalização), ele diminui sua poupança voluntária em exatamente 1 unidade, de modo que a poupança total dessa economia permaneça inalterada.[10]

Já τ^p afeta negativamente a poupança dessa economia e, consequentemente, o estoque de capital de longo prazo. Como há expectativa de que o governo transferirá recursos no futuro para a pessoa, ela não terá tanta necessidade de poupar para garantir o consumo na aposentadoria. Um aumento em τ^p provoca, portanto, redução na poupança voluntária dos jovens. No entanto, esses recursos da parte de repartição do sistema não são poupados pelo governo, e sim transferidos para os aposentados no presente. Em outras palavras, há diminuição na poupança privada, sem contrapartida de aumento na poupança do governo, o que reduz a poupança total na economia.

Isso leva a queda no estoque de capital de longo prazo, e consequente elevação no produto marginal desse insumo. Em equilíbrio temos portanto um aumento no aluguel do capital e na taxa de juros dessa economia. O modelo, assim, estabelece uma ligação entre o sistema previdenciário do tipo repartição e a taxa de juros de longo prazo. Na próxima seção calibramos o modelo para a economia brasileira e avaliamos quantitativamente esse efeito.

[9] Esse problema é característico do modelo de gerações sobrepostas, mesmo nas versões mais simples. Veja Romer (2006, pp.84–87).

[10] Entretanto, se τ_t^f for muito elevado, a poupança privada será igual a zero, de modo que elevações adicionais nesse parâmetro causam aumento na poupança total. Em nossos exercícios quantitativos supomos que τ_t^f nunca é alto o suficiente para zerar a poupança privada.

4. ANÁLISE QUANTITATIVA

4.1. Calibração

Cada período no modelo corresponde a 30 anos. Alguns parâmetros do modelo são calibrados com base na literatura, enquanto outros são escolhidos com vistas a reproduzir estatísticas da economia brasileira a partir da década de 2000. Com relação à taxa de depreciação, valores usuais literatura (em torno de 5% ao ano) implicam que uma unidade de capital está completamente depreciada dentro de um período de 30 anos. Por conta disso, fixamos $\delta = 1$. O parâmetro α, que corresponde à participação do capital na renda total dessa economia, é fixado em $0{,}4$, seguindo Gomes, Pessôa & Veloso (2003).

A literatura adota valores diversos para o parâmetro γ. Aqui escolhemos o valor $\gamma = 1$ (isto é, utilidade log), que é consistente com o utilizado pela literatura de RBC (veja, por exemplo, Cooley & Prescott, 1995; Jones, Manuelli & Siu, 2000). Entretanto, estimativas desse parâmetro com base em preços de ativos financeiros produzem valores bem maiores (veja Guvenen, 2006, para uma discussão). Por conta disso, realizamos experimentos com valores alternativos, tipicamente utilizados na literatura ($\gamma = 2$ e $\gamma = 5$). Adotamos a calibração com $\gamma = 1$ como preferida (explicado a seguir). Esta especificação é, na verdade, conservadora no que toca ao impacto de mudanças previdenciárias sobre a taxa de juros, em comparação aos efeitos encontrados para valores mais elevados de γ.

Os parâmetros n e g são escolhidos de modo a reproduzir as taxas médias de crescimento da população e da renda real per capita da economia brasileira no período 2000–2014. Tais taxas médias são respectivamente 1,23% e 2,06% ao ano, e implicam $n = 0{,}4430$ e $g = 0{,}8436$ no horizonte de 30 anos do modelo.[11]

Consideramos uma economia inicialmente em estado estacionário com um regime previdenciário unicamente do tipo repartição. A alíquota τ^p é escolhida de modo a reproduzir os gastos com previdência como proporção do PIB para o Brasil (11,7%).[12] Isso implica $\tau^p = 0{,}195$. Finalmente, a taxa de desconto subjetiva θ é fixada com vistas a replicar a taxa de juros real de 6,97% por ano, que corresponde à média para o Brasil no período 2000–2014 (veja a seção 2). Dada a escolha dos demais parâmetros, o valor do parâmetro é $\theta = 0{,}8771$. O Apêndice descreve os detalhes da calibração de θ, como função de tal valor para a taxa de juros e dos demais parâmetros do modelo. A Tabela 1 sumariza os valores selecionados para os parâmetros.

Tabela 1. *Valores dos parâmetros.*

Parâmetro	Descrição	Valor
δ	Taxa de depreciação	1
n	Taxa de crescimento populacional	0,4430
g	Taxa de progresso técnico	0,8436
α	Parâmetro da função de produção	0,4
γ	Curvatura da função utilidade	1
τ^p	Alíquota de imposto sobre a renda do trabalho	0,195
θ	Taxa de desconto subjetiva	0,8771

[11] Dados da World Economic Outlook Database (FMI).

[12] Esse valor provém de Caetano & Miranda (2007), e é o mesmo que consta na Figura 3.

4.2. Sistema previdenciário: implicações de longo prazo

Primeiramente analisamos os efeitos de longo prazo de uma mudança no sistema previdenciário. Simulamos no modelo uma reforma que altera o sistema, reduzindo a parte de repartição e passando a incorporar uma parte de capitalização. Compararemos o caso brasileiro com o do Chile, um país que realizou uma reforma radical na década de 1980, adotando um sistema do tipo capitalização. Especificamente, os trabalhadores passaram a depositar (compulsoriamente) uma fração de suas rendas em contas individuais, que poderiam ser resgatadas com juros no momento da aposentadoria. O sistema chileno, entretanto, possui ainda uma pequena parcela na forma de repartição.[13] De acordo com Caetano & Miranda (2007), os gastos com previdência do Chile correspondem a 2,9% do PIB daquele país.

Estamos interessados em responder as seguintes perguntas: se alterarmos a alíquota τ^p do Brasil para reproduzir aquela praticada no Chile, porém mantendo todos os demais parâmetros, o que aconteceria com a taxa de juros real de longo prazo? Quanto desse movimento explica a diferença observada de taxa de juros entre Brasil e Chile? Como demonstrado na seção anterior, a alíquota τ^f não altera os resultados agregados para poupança, acumulação de capital e taxa de juros. Não é necessário, assim, estipular a alíquota τ^f no novo sistema de previdência.

Simulamos então, no modelo, uma mudança que altera o parâmetro τ^p para reproduzir os gastos com previdência como no Chile — no caso, o novo valor de τ^p é $0{,}0483$. Todos os demais parâmetros são mantidos constantes. Para analisar o efeito de longo prazo, comparam-se aqui dois estados estacionários, com os diferentes valores de τ^p. Avaliamos também o impacto de uma alteração mais radical, em que o sistema previdenciário torna-se totalmente do tipo capitalização (ou seja, $\tau^p = 0$). Os resultados para a taxa de juros (em termos anuais) estão na Tabela 2. Lembre-se que o modelo está calibrado de modo a reproduzir uma taxa de juros inicial de 6,97% para $\tau^p = 0{,}195$ (que representa o cenário brasileiro).[14]

No caso de $\gamma = 1$ (coluna (1)), nossos resultados indicam que, caso o Brasil adotasse um regime previdenciário que emulasse os dados do Chile, a taxa de juros real seria de 5,92% — ou seja, cerca de um 1 ponto percentual a menos do que a atual. Nos dados a diferença de taxa de juros entre Brasil e Chile é de $6{,}97\% - 1{,}12\% = 5{,}85\%$. Em outras palavras, para essa configuração de parâmetros, o mecanismo proposto pelo modelo é capaz de explicar aproximadamente 18% do diferencial de juros entre os dois países.

Quando tornamos o sistema previdenciário totalmente do tipo capitalização ($\tau^p = 0$), a queda dos juros é ainda maior. Isso ocorre porque, nesse caso, o aumento na poupança total seria mais forte,

Tabela 2. Sistema previdenciário e taxa de juros de longo prazo.

	$\gamma = 1$ (1)	$\gamma = 2$ (2)	$\gamma = 5$ (3)
$\tau^p = 0{,}195$ (Brasil)	6,97%	6,97%	6,97%
$\tau^p = 0{,}048$ (Chile)	5,92%	5,43%	5,92%
$\tau^p = 0$	5,50%	4,97%	4,39%

[13] Veja, por exemplo, Diamond (1993) e Kritzer (2008).

[14] O modelo produz taxas de juros que correspondem a um período de 30 anos. Na Tabela 2 reportamos o equivalente anual dessas taxas.

induzindo maior acumulação do capital, e redução na produtividade marginal desse ativo.

As colunas (2) e (3) mostram simulações para $\gamma = 2$ e $\gamma = 5$. Um valor mais elevado para γ significa que os indivíduos tornam-se menos tolerantes a variações de consumo ao longo da vida. Como inicialmente eles têm uma renda elevada garantida na aposentadoria, isso os faz mais relutantes a transferir recursos para o futuro, o que (tudo mais constante) elevaria a taxa de juros de equilíbrio. Para assegurar que a taxa de juros inicial seja 6,97%, é preciso recalibrar o modelo e reduzir o valor de θ.

Dessa forma, nas colunas (2) e (3) temos tanto um aumento em γ, como uma redução em θ. Essa combinação torna os indivíduos mais sensíveis a variações na renda garantida no futuro, que é reduzida com a mudança no sistema previdenciário. Em outras palavras, a reação da poupança privada tende a ser mais forte nas demais colunas da Tabela 2, o que propicia quedas maiores nas taxas de juros. Por exemplo, para $\tau^p = 0{,}048$ (gastos previdenciários do Chile) e $\gamma = 5$, obtém-se uma queda adicional de 1 ponto percentual na taxa de juros de longo prazo.[15]

Tais valores de γ, todavia, implicam valores negativos de θ, além de levar variações pouco plausíveis na taxa de poupança da economia — por exemplo, quando $\gamma = 5$, a taxa de poupança aumenta em cerca de 10 pontos percentuais. Dessa forma, decidimos por uma especificação mais conservadora, e adotamos como preferida aquela com $\gamma = 1$.

4.3. Transições

Para prover um pouco mais de intuição sobre os impactos da mudança no sistema previdenciário, nessa subseção avaliamos os efeitos dinâmicos da redução em τ^p. Focamos no caso $\gamma = 1$ e uma diminuição em τ^p para reproduzir as estatísticas do Chile. Há diversas maneiras de implementar a alteração no sistema ao longo do tempo. Aqui supomos que a mudança é anunciada em $t = 0$, e realizada ao longo dos próximos M períodos. A redução em τ^p é feita de maneira linear no tempo, até alcançar a nova alíquota definitiva no período M.

Avaliamos dois cenários: (i) uma mudança brusca, sendo todo o ajuste realizado em 1 período ($M = 1$), o que implica $\tau_t^p = 0{,}195$ em $t = 0$, e $\tau_t^p = 0{,}048$ para $t \geq 1$; e (ii) uma mudança mais gradual, que ocorre ao longo de três períodos ($M = 3$), isto é, $\tau_0^p = 0{,}195$, $\tau_1^p = 0{,}146$, $\tau_2^p = 0{,}097$, e $\tau_t^p = 0{,}048$ para $t \geq 3$. A Figura 4 mostra as trajetórias do capital, poupança (como fração da renda do jovem), consumo no primeiro período de vida e consumo no segundo período de vida.[16] As trajetórias refletem apenas o nível das variáveis, isto é, descontam-se as respectivas taxas de crescimento de longo prazo. Exceto para a poupança, o nível inicial de cada variável é normalizado em 100.

Focando inicialmente no caso $M = 1$, a geração nascida no momento da alteração continua pagando impostos altos, porém receberá benefícios menores no futuro por conta da redução de τ^p.[17] Isso provoca uma queda na renda desses indivíduos ao longo da vida, fazendo-os reduzir tanto consumo quando jovens, como na aposentadoria. Além disso, como a queda de recursos disponíveis é maior no segundo período — resultado da diminuição da transferência previdenciária —, tais consumidores passam a poupar mais para diminuir a flutuação de consumo no tempo. Consequentemente, o estoque de capital cresce ao longo do tempo.

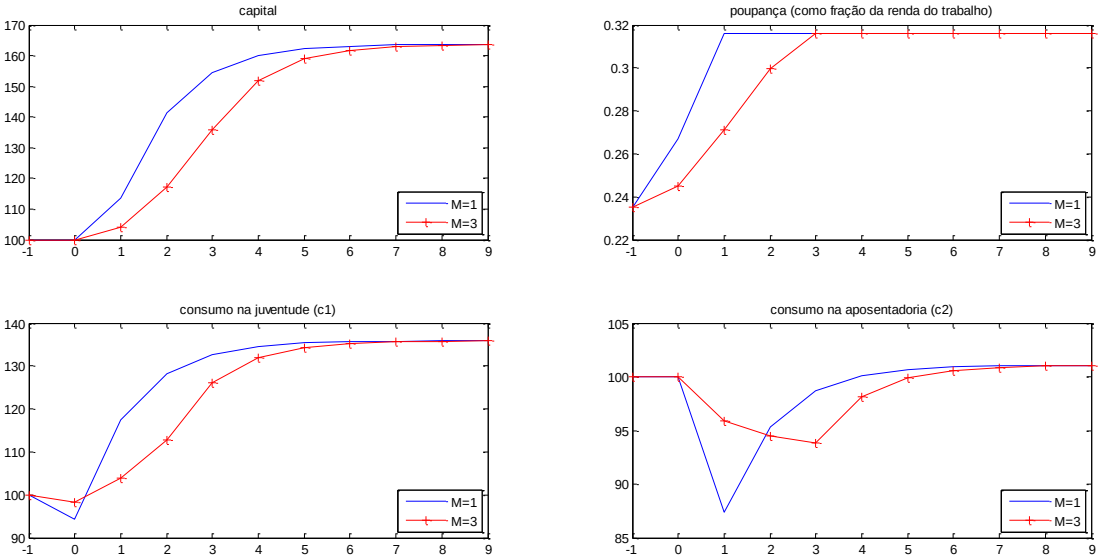
Isso provoca elevação dos salários, permitindo que as gerações futuras aumentem seus consumos nos dois períodos de vida. Note, entretanto, que C_1 cresce mais do que C_2 ao longo da transição. Isso

[15] Nessa explicação sobre os mecanismos do modelo, estamos implicitamente supondo que τ^p é reduzido, sem alteração correspondente em τ^f, de modo que a transferência no segundo período de vida diminua. Como vimos, isso não acarreta perda de generalidade, pois o valor de τ^f não afeta poupança, investimento e taxa de juros de equilíbrio no modelo.

[16] No modelo, a poupança como fração da renda do jovem é $s_t^k = S_t^k / W_t$.

[17] Novamente, para essa explicação, estamos supondo diminuição em τ^p, sem alteração correspondente em τ^f, de modo que a transferência no segundo período de vida diminua. Isso não acarreta perda de generalidade. Veja nota de rodapé 15.

Figura 4. Transições.



ocorre porque a taxa de juros real segue uma trajetória descendente, levando os indivíduos a postergarem menos consumo ao longo de suas vidas. No longo prazo, capital, poupança (como fração do salário), e consumo em ambos os períodos são mais elevados.

Há, portanto, um *tradeoff* relacionado a essa mudança ao longo do tempo. A geração corrente sai perdendo, em favor de um aumento de bem estar das gerações futuras. Isso pode racionalizar a resistência que se observa a uma alteração de política desse tipo. No caso $M = 3$ vemos comportamentos similares para as principais variáveis, porém o ajuste é mais lento. Consequentemente, a perda da geração corrente é menor, enquanto que as gerações envolvidas na transição ao novo estado estacionário têm seus ganhos reduzidos.

Para ter uma ideia quantitativa do efeito sobre o bem estar das diferentes gerações, seguimos uma estratégia inspirada em Lucas (2003). Especificamente, para cada geração, calculamos quanto a trajetória de consumo na ausência da mudança deveria ser deslocada, a fim de replicar a utilidade obtida como resultado da nova política. De maneira formal, para a geração nascida no período t, o impacto sobre o bem estar (em equivalentes de consumo) é λ_t, dado implicitamente por:

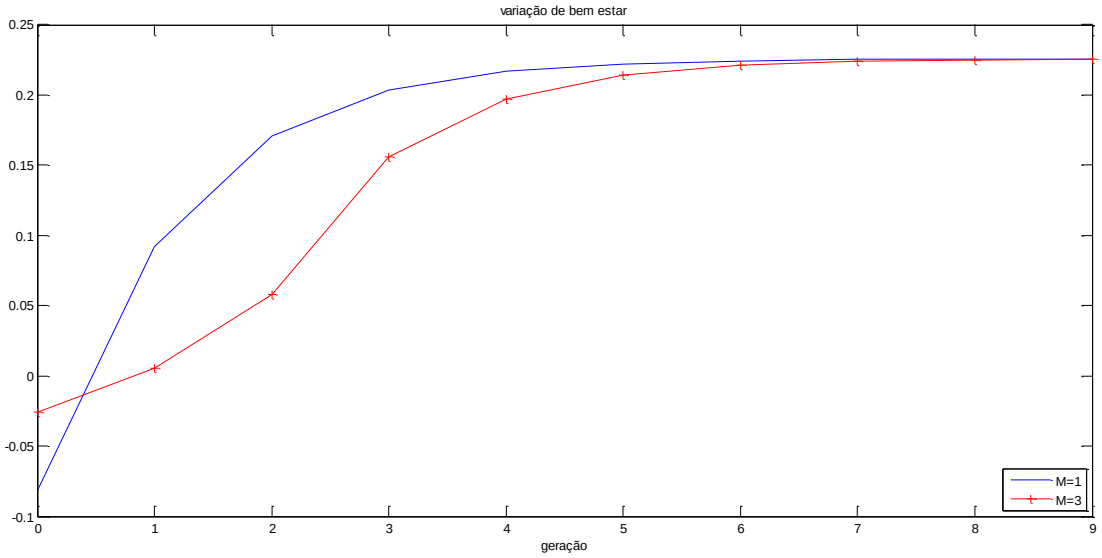
$$U\left[(1+\lambda_t)C^*_{1t}, (1+\lambda_t)C^*_{2t+1}\right] = U\left(\widehat{C}_{1t}, \widehat{C}_{2t+1}\right),$$

em que C^*_{1t} e C^*_{2t+1} são os consumos na juventude e na aposentadoria de uma pessoa nascida em t, no estado estacionário original (caso a mudança não ocorresse); e $\widehat{C}_{1t}$ e $\widehat{C}_{2t+1}$ são esses mesmos consumos, porém na trajetória obtida com a implantação do novo arranjo previdenciário.[18] A Figura 5 apresenta os valores de λ_t obtidos a partir das trajetórias correspondentes às duas reformas consideradas ($M = 1$ e $M = 3$). Note que, ao contrário da figura anterior, aqui o eixo horizontal indica a geração (identificada por seu período de nascimento) e não o tempo.

Os efeitos de longo prazo são substanciais, correspondendo a um aumento de 22,5% na trajetória de consumo de uma geração. Os custos associados à transição são também elevados. No caso em que a reforma é feita em um único período ($M = 1$), a geração corrente perde pouco mais que 8% em termos

[18] As variáveis em estado estacionário são também indexadas pelo tempo, pois elas apresentam crescimento de longo prazo por conta do progresso técnico.

Figura 5. Efeito da mudança previdenciário sobre bem estar.



da trajetória de consumo do estado estacionário inicial. Entretanto, já na segunda geração observamos ganhos significativos, da ordem de 9%.

Na simulação de reforma gradual ($M = 3$), os custos são espalhados ao longo do tempo. A perda da geração atual se reduz bastante ($\lambda_0 = 2{,}5\,\%$), enquanto que os ganhos ao longo da transição são também menores. Por exemplo, o ganho da geração nascida em $t = 1$ diminui para 0,55%.

5. CONCLUSÃO

Este artigo buscou entender como dois fatos característicos da economia brasileira se relacionam — taxa de juros real entre as maiores do mundo, e elevados gastos em previdência social sob um regime de repartição. Para tal recorremos a um modelo de gerações sobrepostas padrão com um sistema de previdência misto — parte repartição e parte capitalização. Calibramos o modelo para replicar algumas estatísticas brasileiras no período 2000–2014, inclusive o nível da taxa de juros real. Consideramos um estado estacionário com um sistema inteiramente do tipo repartição, sendo as transferências previdenciárias fixadas de modo a reproduzir os gastos em previdência como proporção do PIB no Brasil.

Simulamos então uma reforma no sistema, reduzindo drasticamente a parte de repartição do modelo com vistas a replicar os gastos em previdência do Chile, porém mantendo constantes todos os demais parâmetros. O Chile, como o Brasil, é um país de latino-americano de renda média, porém seu sistema de previdência é majoritariamente do tipo capitalização. A alteração incentiva a poupança e acumulação de capital, reduzindo a produtividade marginal desse insumo e, consequentemente, a taxa de juros.

Em nossa configuração preferida de parâmetros, obtém-se uma diminuição de cerca de 1 ponto percentual na taxa de juros real de longo prazo (ao ano). Isso corresponde a 18% da diferença média entre as taxas de juros reais de Brasil e Chile no período 2000–2014. Trata-se, portanto, de um efeito relevante. No entanto, uma fração grande dessa discrepância permanece inexplicada pelo modelo, o que sugere a importância de outros canais para entender por que a taxa de juros real brasileira é tão alta.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Acemoglu, D. (2008). *Introduction to modern economic growth*. Princeton University Press.

Afanasieff, T. S., Lhacer, P. M. V. & Nakane, M. I. (2002). The determinants of bank interest spread in Brazil. *Money Affairs*, *XV*(2), 183–207. Disponível em: http://www.cemla.org/PDF/moneyaffairs/pub_monaff_xv_2.pdf

Almeida, F. D., & Divino, J. A. (2015). Determinants of the banking spread in the Brazilian economy: The role of micro and macroeconomic factors. *International Review of Economics & Finance*, *40*, 29–39. doi: 10.1016/j.iref.2015.02.003

Arida, P., Bacha, E. L. & Lara-Resende, A. (2005). Credit, interest, and jurisdictional uncertainty: Conjectures on the case of Brazil. In F. Giavazzi, I. Goldfajn & S. Herrera (Eds.), *Inflation targeting, debt, and the Brazilian experience, 1999 to 2003* (pp. 265–293). The MIT Press.

Bacha, E. L. (2010). *Além da tríade: Há como reduzir os juros?* (Texto para Discussão Nº 17). Rio de Janeiro, RJ: Instituto de Estudos de Política Econômica/Casa das Garças (IEPE/CdG). Disponível em: http://iepecdg.com.br/wp-content/uploads/2016/03/101020EdmarCOMO_REDUZIR_OS_JUROS.pdf

Bacha, E. L., Holland, M. & Gonçalves, F. M. (2007). *Is Brazil different? Risk, dollarization, and interest rates in emerging markets* (IMF Working Paper Nº WP/07/294). International Monetary Fund. Disponível em: https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2007/wp07294.pdf

Barboza, R. d. M. (2015). Taxa de juros e mecanismos de transmissão da política monetária no Brasil. *Revista de Economia Política*, *35*(1), 133–155. doi: 10.1590/0101-31572015v35n01a08

Blanchard, O. J., & Fischer, S. (1989). *Lectures on macroeconomics*. The MIT Press.

Caetano, M. A.-R., & Miranda, R. B. (2007, setembro). *Comparativo internacional para a previdência social* (Texto para Discussão Nº 1302). Brasília·DF: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Disponível em: http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=4866

Cooley, T. F., & Prescott, E. C. (1995). Economic growth and business cycles. In T. F. Cooley (Ed.), *Frontiers of business cycle research* (pp. 1–38). Princeton University Press.

Dantas, J. A., de Medeiros, O. R. & Capelletto, L. R. (2011, maio). *Determinantes do spread bancário ex-post no mercado brasileiro* (Working Paper Nº 242). Brasília–DF: Banco Central do Brasil. Disponível em: http://www.bcb.gov.br/pec/wps/port/wps242.pdf

Diamond, P. A. (1965). National debt in a neoclassical growth model. *The American Economic Review*, *55*(5, Part 1), 1126–1150. Disponível em: http://www.jstor.org/stable/1809231

Diamond, P. A. (1993, October). *Privatization of social security: Lessons from Chile* (Working Paper Nº 4510). National Bureau of Economic Research (NBER). doi: 10.3386/w4510

Favero, C. A., & Giavazzi, F. (2002, July). *Why are Brazil's interest rates so high?* (Working Paper Nº 224). Milano, Italy: IGIER – Università Bocconi. Disponível em: http://www.igier.unibocconi.it/folder.php?vedi=849&tbn=albero

Franco, G. H. B. (2011). Por que juros tão altos, e o caminho para a normalidade. In G. Franco, A. L. Resende, S. Pessoa & M. Nakane (Eds.), *Por que os juros são altos no Brasil?* (pp. 21–57). São Paulo, SP: CPL – Centro de Liderança Pública. Disponível em: http://www.clp.org.br/Show/Por-que-os-juros-sao-altos-no-Brasil-?=LM1iKcl0se1SDdtw6py6wA==

Geanakoplos, J. (2008). Overlapping generations model of general equilibrium. In S. N. Durlauf & L. E. Blume (Eds.), *The New Palgrave Dictionary of Economics*. Palgrave Macmillan.

Giambiagi, F., & Tafner, P. (2010). *Demografia – a ameaça invisível: O dilema previdenciario que o Brasil se recusa a encarar*. Campus – Elsevier.

Giambiagi, F., & Tafner, P. (2011). Previdência social: Uma agenda de reformas. In E. L. Bacha & S. Schwartzman (Eds.), *Brasil: A nova agenda social* (pp. 111–165). Rio de Janeiro: LTC. Disponível em: http://

www.schwartzman.org.br/sitesimon/?page_id=2327&lang=en-us

Gomes, V., Pessôa, S. d. A. & Veloso, F. A. (2003). Evolução da produtividade total dos fatores na economia brasileira: Uma análise comparativa. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, *33*(3), 389–434. Disponível em: http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/view/78

Guvenen, F. (2006). Reconciling conflicting evidence on the elasticity of intertemporal substitution: A macroeconomic perspective. *Journal of Monetary Economics*, *53*(7), 1451–1472. doi: 10.1016/j.jmoneco.2005.06.001

Hausmann, R. (2008, September). *In search of the chains that hold Brazil back* (CID Working Paper Nº 180). Cambridge, MA: Center for International Development (CID) at Harvard University. Disponível em: https://www.hks.harvard.edu/centers/cid/publications/faculty-working-papers/cid-working-paper-no.-180

Jones, L., Manuelli, R. & Siu, H. (2000, April). *Growth and business cycles* (Working Paper Nº 7633). National Bureau of Economic Research (NBER). doi: 10.3386/w7633

Kritzer, B. E. (2008). Chile's next generation pension reform. *Social Security Bulletin*, *68*(2), 69–84. Disponível em: https://www.ssa.gov/policy/docs/ssb/v68n2/v68n2p69.html

Lucas, R. E., Jr. (2003). Macroeconomic priorities. *The American Economic Review*, *93*(1), 1–14. Disponível em: http://www.jstor.org/stable/3132159

Pessoa, S., & Nakane, M. (2011). O processo de formação da taxa de juros no Brasil. In G. Franco, A. L. Resende, S. Pessoa & M. Nakane (Eds.), *Por que os juros são altos no Brasil?* (pp. 59–93). São Paulo, SP: CPL – Centro de Liderança Pública. Disponível em: http://www.clp.org.br/Show/Por-que-os-juros-sao-altos-no-Brasil-?=LM1iKcl0se1SDdtw6py6wA==

Rocha, R. d. R., & Caetano, M. A.-R. (2008, março). *O sistema previdenciário brasileiro: Uma avaliação de desempenho comparada* (Texto para Discussão Nº 1331). Brasília·DF: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Disponível em: http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=4887

Romer, D. (2006). *Advanced macroeconomics* (3ª ed.). McGraw-Hill.

Samuelson, P. A. (1958). An exact consumption-loan model of interest with or without the social contrivance of money. *Journal of Political Economy*, *66*(6), 467–482. doi: 10.1086/258100

Segura-Ubiergo, A. (2012, February). *The puzzle of Brazil's high interest rates* (IMF Working Paper Nº WP/12/62). International Monetary Fund. Disponível em: https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2012/wp1262.pdf

Souza-Sobrinho, N. F. (2010). Macroeconomics of bank interest spreads: Evidence from Brazil. *Annals of Finance*, *6*(1), 1–32. doi: 10.1007/s10436-009-0131-0

Tafner, P. (2012). Desafios e reformas da previdência social brasileira. *Revista USP*, *93*, 137–156. doi: 10.11606/issn.2316-9036.v0i93p137-156

APÊNDICE.

Varíaveis com asterisco denotam estado estacionário. Primeiramente note, da função de produção, que o produto por trabalhador-eficiência é dado por $y = Y/(AN) = k^{\alpha}$. A razão capital-produto é então $k/y = k^{1-\alpha}$. Usando as equações (3) e (5), pode-se então escrever a taxa de juros de estado estacionário da seguinte forma:

$$R^* = \alpha k^{*\alpha-1} - \delta = \frac{\alpha}{k^*/y^*} - \delta, \tag{A-1}$$

de onde segue que a razão capital-produto é

$$\frac{k^*}{y^*} = \frac{\alpha}{R^* + \delta}. \tag{A-2}$$

Usando a equação (14) em estado estacionário, com τ^p constante no tempo, temos que

$$\frac{k^*}{y^*} = \frac{k^*}{k^{*\alpha}} = \frac{1-\alpha}{(1+n)(1+g)}\left[\frac{(1-\tau^p)\left(\frac{\alpha k^{*\alpha-1}+(1-\delta)}{1+\theta}\right)^{1/\gamma} - \tau^p(1+n)(1+g)}{(\alpha k^{*\alpha-1}+1-\delta) + \left(\frac{\alpha k^{*\alpha-1}+(1-\delta)}{1+\theta}\right)^{1/\gamma}}\right]. \tag{A-3}$$

Substituindo (A-1) em (A-3), segue que

$$\frac{k^*}{y^*} = \frac{1-\alpha}{(1+n)(1+g)}\left[\frac{(1-\tau^p)\left(\frac{1+R^*}{1+\theta}\right)^{1/\gamma} - \tau^p(1+n)(1+g)}{(1+R^*) + \left(\frac{1+R^*}{1+\theta}\right)^{1/\gamma}}\right]. \tag{A-4}$$

Igualando (A-2) e (A-4):

$$\frac{\alpha}{R^*+\delta} = \frac{1-\alpha}{(1+n)(1+g)}\left[\frac{(1-\tau^p)\left(\frac{1+R^*}{1+\theta}\right)^{1/\gamma} - \tau^p(1+n)(1+g)}{(1+R^*) + \left(\frac{1+R^*}{1+\theta}\right)^{1/\gamma}}\right].$$

Resolvendo para θ temos:

$$\theta = (1+R^*)\left[\frac{(1-\tau^p) - \frac{\alpha}{R^*+\delta}\frac{(1+n)(1+g)}{1-\alpha}}{\tau^p(1+n)(1+g) + \frac{\alpha(1+R^*)}{R^*+\delta}\frac{(1+n)(1+g)}{1-\alpha}}\right]^{\gamma} - 1.$$

O valor de θ é então calibrado de modo a reproduzir a taxa de juros R^* como nos dados. No caso, como cada período no modelo corresponde a 30 anos, o valor de R^* utilizado é $(1+0{,}0697)^{30} - 1 = 6{,}5485$, que equivale a uma taxa de juros anual de 6,97%.

r b e

ISSN 0034-7140
DOI 10.5935/0034-7140.20160019
Revista Brasileira de Economia, **70**(3), 375–375

Errata

No artigo "Uma Nota Sobre a Oferta de EILD e Fechamento Vertical do Mercado de Banda Larga no Brasil", com número de DOI 10.5935/0034-7140.20150023, publicado no periódico Revista Brasileira de Economia, vol. 69(4):489–502, nas páginas 490 e 501:

Na página 490, onde se lia:

"Thompson & Garbacz, 2018"

leia-se:

"Thompson & Garbacz, 2008"

E na página 501, onde se lia:

"Thompson, H. & Garbacz, C. (2018)"

leia-se:

"Thompson, H. & Garbacz, C. (2008)"