

# LIBERDADE ECONÔMICA E DETERMINANTES DO SPREAD BANCÁRIO NA AMÉRICA DO SUL

ULISSES RUIZ DE GAMBOA<sup>1</sup>  
VLADIMIR FERNANDES MACIEL<sup>2</sup>  
RAFAEL ESTEVÃO GARCIA ALVES<sup>3</sup>

## Resumo

Este trabalho efetua análise de dados em painel para testar a existência de uma relação inversa entre os *spreads* bancários e o grau de liberdade econômica dos países da América do Sul entre 2000 e 2017. No final dos anos 1990, a América do Sul iniciou um processo de reformas no setor financeiro, que incluíram, em quase todos os países, a liberalização das taxas de juros (em vez de tabelamento) e a eliminação de mecanismos de alocação direta de crédito. Por hipótese, espera-se que quanto maior a liberdade econômica, menor o grau de regulação financeira. Isso reduziria os custos de transação das instituições financeiras e contribuiria para diminuir o *spread* bancário (supondo constante o risco de crédito). Aplica-se aqui a metodologia tradicional, complementada pela realização de testes de raiz unitária e cointegração, além da análise de funções impulso-resposta, no contexto de vetores autorregressivos (VAR) no painel. Os resultados obtidos mostram que liberdade econômica e credibilidade monetária (área componente do índice EFW – Economic Freedom of the World) afetam negativamente o valor do *spread*, sendo que possuem efeitos também de longo prazo.

**Palavras-chave:** spread bancário, liberdade econômica, América do Sul, dados em painel, VAR

## Abstract

This paper performs panel data analysis to test the existence of an inverse relationship between bank spreads and the degree of economic freedom in South American countries between 2000 and 2017. In the late 1990s, South America began a process of financial sector reforms, which included in almost all countries the liberalization of interest rates (instead of capping) and the elimination of direct credit allocation mechanisms. By hypothesis, it is expected that the greater the economic freedom, the lower the degree of financial regulation. This would reduce the transaction costs of financial institutions and contribute to reduce the banking spread (assuming constant credit risk). The traditional methodology is applied here, complemented by unit root and cointegration tests, in addition to impulse-response function analysis, in the context of panel autoregressive vectors (VAR). The results show that economic freedom and monetary credibility (component area of the EFW - Economic Freedom of the World index) negatively affect the value of the spread, with long-run effects as well.

**Keywords:** banking spread, economic freedom, South America, panel data, VAR

**Área:** Moeda, bancos, finanças e política monetária

**JEL:** E43, E44, E02, C33

---

<sup>1</sup> Pesquisador do Centro Mackenzie de Liberdade Econômica e professor do Programa de Pós-graduação em Economia e Mercados da Universidade Presbiteriana Mackenzie.

<sup>2</sup> Coordenador do Centro Mackenzie de Liberdade Econômica e professor do Programa de Pós-graduação em Economia e Mercados da Universidade Presbiteriana Mackenzie.

<sup>3</sup> Bacharel em Direito, Mestre em Economia pela Universidade Presbiteriana Mackenzie e gerente de *middle-market* do Banco ABC.

## 1. INTRODUÇÃO

O *spread* bancário é um dos determinantes principais do custo do crédito, uma vez que representa a diferença entre a taxa cobrada nas operações de concessão de crédito e aquela relativa à captação de recursos. Sendo assim, é um dos componentes essenciais da demanda por crédito nas economias, pois baixos *spreads* geralmente estão associados com menores taxas de juros, o que estimula consumo e investimento agregados no curto prazo.

No final dos anos 1990, a América do Sul iniciou um processo de reformas no setor financeiro, que incluíram, em quase todos os países, a liberalização das taxas de juros (em vez de tabelamento) e a eliminação de mecanismos de alocação direta de crédito. Em alguns casos, as mudanças foram muito além da eliminação dos controles de taxas de juros, e incluíram uma revisão dos sistemas de regulamentação e supervisão das instituições financeiras (ONO et al., 2004).

Dessa forma, entende-se que um dos fatores que pode influenciar a determinação do *spread* é a liberdade econômica, pois se relaciona a variáveis institucionais que influenciam o comportamento do mercado de crédito. Especificamente, por hipótese, espera-se que quanto maior a liberdade econômica, menor o grau de regulação financeira. Isso reduziria os custos de transação das instituições financeiras e contribuiria para diminuir o *spread* bancário (supondo constante o risco de crédito).

Este trabalho, portanto, efetua análise de dados em painel para testar a existência de uma relação inversa entre os *spreads* bancários e o grau de liberdade econômica dos países da América do Sul entre 2000 e 2017. Aplica-se aqui a metodologia tradicional, complementada pela realização de testes de raiz unitária e cointegração, além da análise de funções impulso-resposta, no contexto de vetores autorregressivos (VAR) no painel.

O artigo está dividido em quatro seções, além desta introdução e das considerações finais. A Seção 2 trata da liberalização financeira na América do Sul e revisa a literatura aplicada sobre o tema. A Seção 3 apresenta os dados adotados e a metodologia de análise. A Seção 4, por seu turno, efetua a estimação do modelo e analisa os resultados.

## 2. LIBERALIZAÇÃO FINANCEIRA NA AMÉRICA DO SUL E REVISÃO DA LITERATURA APLICADA

A liberalização financeira é um subconjunto de medidas adotadas pela autoridade monetária e regulatória que está alinhado ao conceito de liberdade econômica e que afeta a eficiência bancária. Ela caminha na direção de autonomia da autoridade monetária, simplificação e redução da regulação e diminuição das interferências no setor financeiro (como tabelamento de taxas de juros etc.). A regulação e a propriedade estatal de bancos e outras instituições financeiras, como seguradoras, reduzem a concorrência, e, geralmente, reduzem o nível de serviços disponíveis (ALMEIDA, 2013).

Em um ambiente bancário e financeiro com nível mínimo de interferência do governo supervisão independente pelo Banco Central, a regulamentação das instituições financeiras limita-se a cumprir obrigações contratuais e a prevenir fraudes. O crédito é alocado por meio dos mecanismos de mercado e o setor público não possui instituições financeiras de sua propriedade, cabendo exclusivamente à iniciativa privada o fornecimento de vários tipos de serviços financeiros para indivíduos e empresas. Os bancos têm liberdade para conceder crédito, aceitar depósitos e realizar operações em moeda de outros países. As instituições financeiras estrangeiras operam livremente e são tratadas da mesma forma que sua contrapartida doméstica (OREIRO et al, 2006).

Até muito recentemente, na maioria dos países, o conceito de liberalização financeira restringia-se à eliminação de programas de crédito direcionados e controles de taxas de juros, além da autorização de operação de novos bancos, aumentando a concorrência no setor. No entanto, as regras e regulamentações que permitem a participação de novos *players* geralmente não foram

acompanhadas por regras de saída estritas e prontamente aplicadas para os bancos com desempenho insatisfatório (MANHIÇA; JORGE, 2012).

Além disso, a liberalização financeira não significou a eliminação de barreiras ao funcionamento de instituições estrangeiras. Problemas de risco moral decorrentes da existência de redes de segurança implícitas ou explícitas não foram levados em conta pelos governos, criando-se incentivos para a tomada excessiva de riscos por parte dos bancos (ALMEIDA, 2013).

A combinação do aumento da competição entre bancos domésticos, a falta de procedimentos regulatórios e de supervisão apropriados, amplas garantias do governo e, mais importante, a inexistência de vontade política para fechar os bancos falidos, induziram as instituições financeiras mal administradas a tentar aumentar sua participação no mercado, expandindo rapidamente suas operações, concedendo empréstimos através a tomadores de risco. Esses elementos tendem a distorcer o *spread* em países como o Brasil (DANTAS; MEDEIROS; CAPELLETTO, 2011).

Em um ambiente livre do ponto de vista financeiro, com regras claras e procedimentos de execução - que determinem quais os bancos autorizados a operar no sistema e quais necessitam sofrer intervenção por parte da autoridade monetária ou então fechados - o aumento da concorrência reduziria o nível médio de *spreads*, resultando num sistema bancário mais seguro e saudável. Além disso, os *spreads* dos bancos individuais também refletirão o verdadeiro risco de suas carteiras (MANHIÇA; JORGE, 2012).

Não surpreende, portanto, que a literatura tradicional, produzida nos países desenvolvidos, preveja uma relação positiva entre os *spreads* e o risco mensurado no portfólio dos bancos. Esse não foi o caso na América do Sul, onde, em muitas situações, as atividades dos órgãos reguladores culminaram em distorções, como a atitude excessivamente permissiva em relação à entrada de novos bancos, a falta de desejo de fechar instituições subcapitalizadas e relutância em restringir as amplas garantias oferecidas do governo (NAKANE, 2003).

Com clientes de melhor qualidade servidos pelas instituições mais capitalizadas, os bancos subcapitalizados tendem a operar com *spreads* baixo. Dois são os motivos: (i) esses bancos muitas vezes têm incentivo para reduzir as taxas de empréstimo e aumentar as taxas de depósito, para capturar maior participação de mercado; (ii) a falta de provisionamento para perdas com empréstimos faz com que os *spreads* reportados diminuam quando a carteira de empréstimos e ou a renda dos clientes se deterioram. Por causa dessas duas razões, a relação entre os *spreads* e o risco da carteira pode diferir daquela observada nos países desenvolvidos (ALFANASIEFF; LHANCER; NAKANE, 2002).

Um exemplo adicional das dificuldades associadas à aplicação direta da literatura tradicional ao entendimento dos *spreads* bancários na América do Sul é fornecido pela relação prevista entre estes e o capital para índices de ativos. Nos países desenvolvidos, com regras e regulamentações adequadas de funcionamento do sistema bancário, um aumento no capital para índices de ativos geralmente aumenta o custo da intermediação, devido ao tratamento fiscal desfavorável do capital acionário em relação à dívida e à diluição do controle acionário dos gerentes. A resposta usual dos bancos para este aumento no custo é de cobri-lo, pelo menos em parte, a partir de um aumento nos *spreads*. Em contraste, em países com distorções regulatórias, este resultado não se apresenta - significam muito.

Assim, uma compreensão apropriada do comportamento dos *spreads* durante a transição de um sistema financeiro “reprimido” para um sistema financeiro mais “livre” requer um exame da estrutura institucional na qual os bancos operam. Em um nível analítico, a qualidade inicial de seus ativos, a estrutura regulatória do governo e a disposição das autoridades em reagir prontamente a problemas individuais dessas instituições afetam o crescimento e a consolidação de um sistema financeiro livre.

O Quadro 1 apresenta a metodologia utilizada e os principais resultados dos principais estudos que tentam explicar o comportamento dos *spreads* bancários e taxa de juros nos países latino-americanos.

**QUADRO 1: REVISÃO DA LITERATURA SOBRE SPREAD E TAXA DE JUROS NA AMÉRICA DO SUL**

<b>Autor</b>	<b>Metodologia</b>	<b>Resultados obtidos</b>
Gelos (2009)	Painel	Os <i>spreads</i> de intermediação na América Latina são altos para os padrões internacionais.
Sekkel e Alves (2005)	Near VAR	As estimações indicam variâncias próximas a 85% para taxas de juros de 12 meses, a partir de choques no nível da atividade econômica e de inflação. Testes adicionais indicaram efeitos de choques no nível de risco-país, de forma que mudanças neste indicador poderiam até alterar em 40% as taxas de juros para 12 meses.
Shousha (2008)	VAR, com aplicação de funções de verossimilhança e filtro Kalman	Foi constatado que variáveis cíclicas, como hiato do produto, taxa de inflação e variação das taxas de câmbio nominais, responderam por até 53% da variação das taxas de juros em 1999 e 2005. A diferença é atribuída a fatores não observados, como aversão ao risco internacional e expectativas inflacionárias.
Bernz (2014)	Modelo Nelson-Siegel, com análise de componente principal e filtro de Kalman estendido	A partir dos testes, não foi possível concluir que a inclusão de variáveis macroeconômicas torna os modelos mais precisos para estimar a estrutura a termo de juros, uma vez que os benefícios obtidos, com a inclusão destas, foi marginal.
Morales (2003)	VAR, com aplicação do filtro de Kalman	Os resultados dão suporte à interação dinâmica entre fatores latentes da curva de juros e políticas monetárias e creditícias implementadas pelo Banco Central chileno.
Ceballos (2014)	Modelo Nelson-Siegel e análise de componentes principais	Os resultados sugerem que anúncios de resultados macroeconômicos possuem impacto na determinação dos movimentos da curva de juros do Chile, tanto na abordagem do Modelo Nelson-Siegel, como na análise de componentes principais.

Fonte: elaboração própria

### 3. DADOS E METODOLOGIA

O Quadro 2 apresenta as definições das variáveis utilizadas no artigo, bem como sua periodicidade, as fontes utilizadas e o número de observações, enquanto a Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas para cada uma das variáveis. A amostra utilizada considera os dados de *spread* bancário (*spread*), logaritmo natural do PIB per capita (*lpibpc*), taxa de câmbio (*cambio*), taxa de juros real (*jurosreal*), índice de liberdade econômica<sup>4</sup> (*efw*), subíndice de credibilidade monetária

<sup>4</sup> O índice de liberdade econômica (*Economic Freedom of the World – EFW*), calculado pelo Fraser Institute, classifica os países com base em cinco grandes áreas: (i) Tamanho do Governo, (ii) Sistema Legal e Direitos de Propriedade, (iii) Credibilidade Monetária, (iv) Liberdade nas Transações Internacional e (v) Regulação dos Mercados de Crédito e

(*efw3*) e índice de regulação de crédito, trabalho e negócios (*efw5*) para dez países sul-americanos (Argentina, Brasil, Bolívia, Chile, Colômbia, Guiana, Paraguai, Peru, Uruguai e Venezuela), durante o período 2000-2017.

**QUADRO 2 – VARIÁVEIS, FONTES DE DADOS, PERIODICIDADE E NÚMERO DE OBSERVAÇÕES**

Variável	Definição	Fonte	Periodicidade	Nº de Observações
<b>spread</b>	Spread bancário (diferença entre taxa de captação e taxa de empréstimo)	Banco Mundial	anual	197
<b>lpibpc</b>	Logaritmo natural do PIB per capita	Bank Focus	anual	213
<b>cambio</b>	Taxa oficial de câmbio (média anual)	Banco Mundial	anual	216
<b>jurosreal</b>	Taxa real de juros (média anual)	Banco Mundial	anual	216
<b>efw</b>	Índice de liberdade econômica	Fraser Institute	anual	206
<b>efw3</b>	Subíndice de credibilidade monetária	Fraser Institute	anual	206
<b>efw5</b>	Subíndice de regulação dos mercados	Fraser Institute	anual	206

Fonte: elaboração própria.

As estatísticas descritivas mostram que a variância é muito elevada no caso de *spread*, *lpibpc*, *cambio* e *jurosreal* (os dois últimos mais do que os demais). Já *efw*, *efw3* e *efw5* possuem médias próximas (pois são indicadores normalizados) e variâncias menores e parecidas (ver tabela a seguir).

**TABELA 1 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS**

Variável	Observações	Média	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
<b>spread</b>	197	20,68	14,39	4,55	118,38
<b>lpibpc</b>	213	8,72	8,33	6,81	9,74
<b>cambio</b>	216	679,73	1.481,38	0,68	6.424,34
<b>jurosreal</b>	216	8,01	17,51	-85,73	93,92
<b>efw</b>	206	6,40	1,01	2,59	7,92
<b>efw1</b>	206	6,73	1,20	3,38	8,68
<b>efw3</b>	206	7,79	1,75	0,69	9,72
<b>efw5</b>	206	6,14	1,07	2,49	7,92

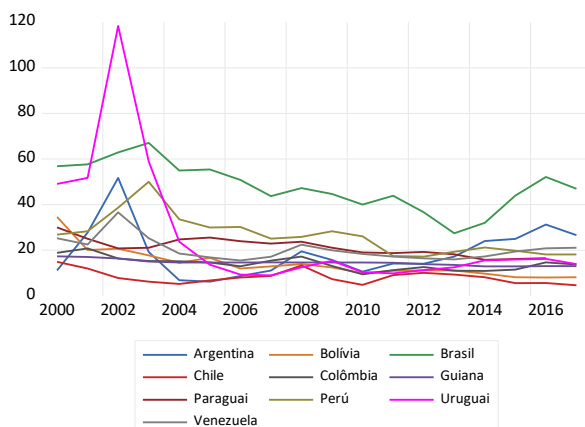
Fonte: elaboração própria.

Por sua vez, os Gráficos de 1 a 7 apresentam a evolução de cada uma dessas variáveis, durante o período 2000-2017, a partir da combinação das unidades de corte-transversal (países)<sup>5</sup>. No caso do *spread*, percebe-se uma tendência geral à redução para a grande maioria dos países sul-americanos (Gráfico 1), enquanto o grau de liberdade econômica total (*efw*), na maioria dos casos, excetuando a Venezuela, mostrou aumento (Gráfico 2). Do ponto de vista conceitual também deveríamos esperar uma relação inversa entre essas duas variáveis, pois, quanto maior liberdade econômica, melhor o ambiente de negócios, levando à redução dos custos de transação, e, portanto, do *spread* bancário, e vice-versa.

Trabalho e dos Negócios. Para saber mais sobre o índice e seus componentes acesse: <<https://www.fraserinstitute.org/studies/economic-freedom>>.

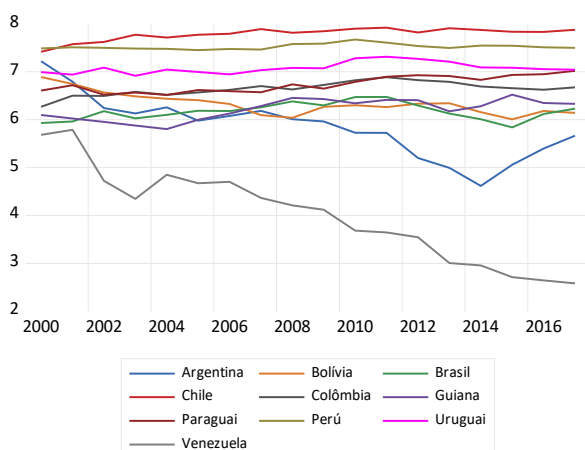
<sup>5</sup> Os gráficos excluem os valores ausentes (i.e., *missing values*).

**GRÁFICO 1 – SPREAD BANCÁRIO PARA PAÍSES DA AMÉRICA DO SUL: 2000-2017 (%)**



Fonte: Banco Mundial.

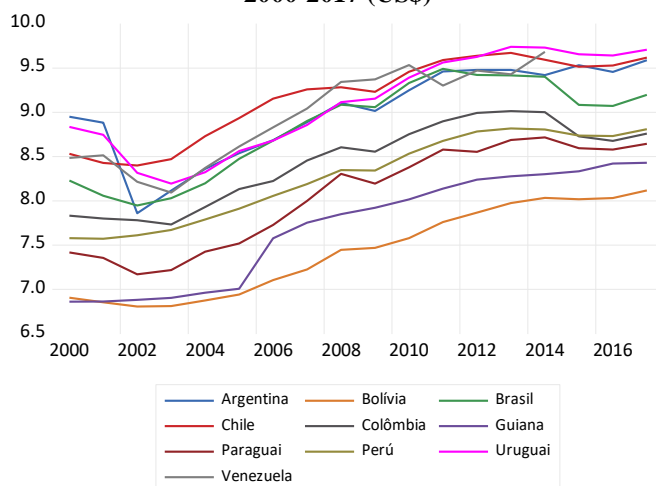
**GRÁFICO 2 – ÍNDICE DE LIBERDADE ECONÔMICA PARA PAÍSES DA AMÉRICA DO SUL: 2000-2017 (Número Índice)**



Fonte: Fraser Institute.

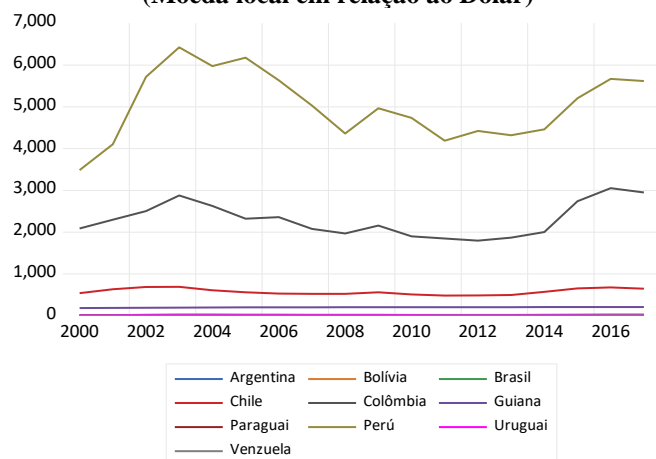
O logaritmo natural do PIB per capita (*lpibpc* – Gráfico 3) e a taxa de câmbio (*cambio* – Gráfico 4) mostram tendência claramente crescente, enquanto os juros reais (*jurosreal* – Gráfico 5) apresentaram tendência decrescente para a maioria dos países considerados na amostra. Teoricamente deveríamos esperar uma relação negativa entre a renda por habitante e o *spread*, pois quanto maior (menor) esta, menor (maior) será a taxa de inadimplência, diminuindo (aumentando) os custos administrativos, e, portanto, a diferença entre a taxa de captação e aquela que é cobrada dos tomadores de crédito. Por sua vez, a relação com a taxa de juros real, pela própria definição de *spread*, deveria ser direta.

**GRÁFICO 3 – LOGARITMO NATURAL DO PIB PER CAPITA PARA PAÍSES DA AMÉRICA DO SUL: 2000-2017 (US\$)**



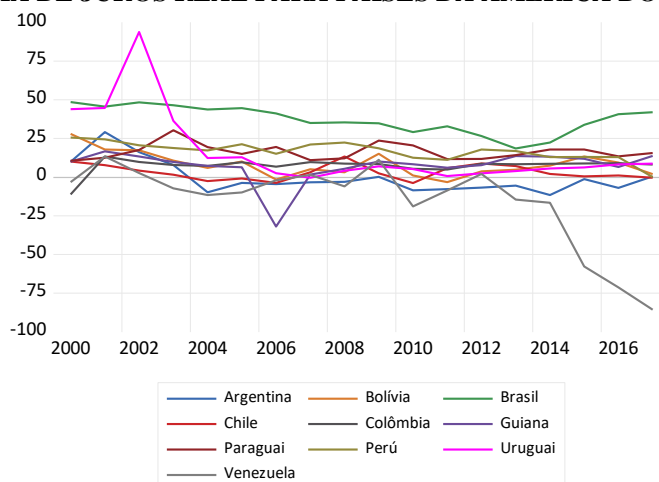
Fonte: Banco Mundial.

**GRÁFICO 4 – TAXA DE CÂMBIO PARA PAÍSES DA AMÉRICA DO SUL: 2000-2017 (Moeda local em relação ao Dólar)**



Fonte: Banco Mundial.

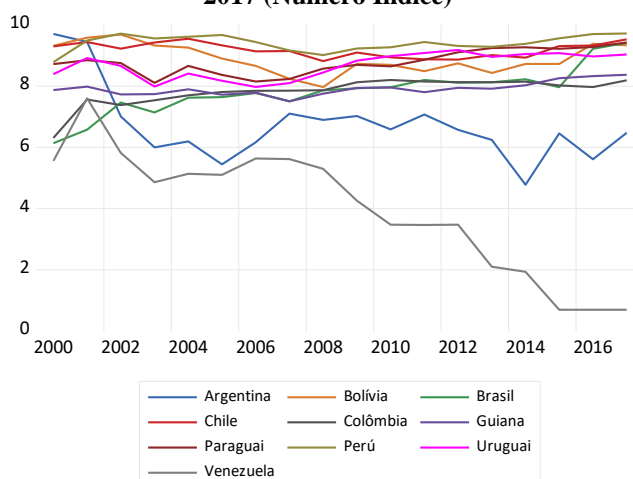
**GRÁFICO 5 – TAXA DE JUROS REAL PARA PAÍSES DA AMÉRICA DO SUL: 2000-2017 (%)**



Fonte: Banco Mundial.

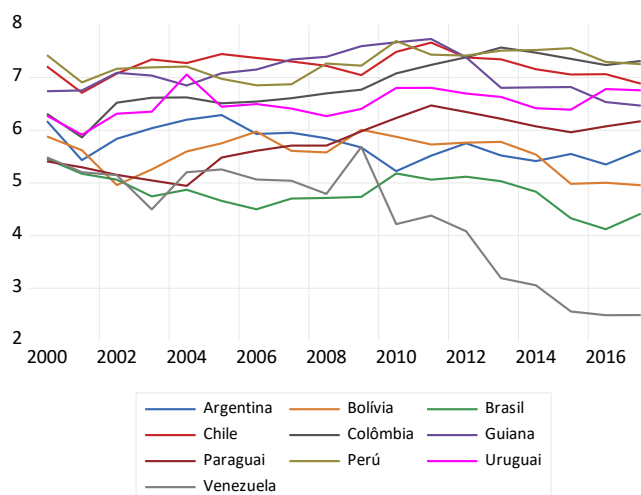
Finalmente, enquanto o Gráfico 6 permite visualizar a tendência geral de aumento do subíndice relativo à credibilidade monetária (efw3), o Gráfico 7 apresenta a diminuição ocorrida na maioria dos países sul-americanos do subíndice de regulação dos mercados (efw5), o que significa que esta, na verdade, se elevou durante o período considerado. Em ambos os casos, se deveria esperar uma relação inversa com o *spread* bancário, pois este se elevaria tanto com a redução da credibilidade monetária, devido ao aumento da inflação esperada, como no caso de haver maior nível de regulação, gerando custos de *compliance* mais altos.

**GRÁFICO 6 – ÍNDICE DE CREDIBILIDADE MONETÁRIA PARA PAÍSES DA AMÉRICA DO SUL: 2000-2017 (Número Índice)**



Fonte: Fraser Institute.

**GRÁFICO 7 – ÍNDICE DE REGULAÇÃO DE MERCADOS PARA PAÍSES DA AMÉRICA DO SUL: 2000-2017 (Número Índice)**



Fonte: Fraser Institute.

A metodologia adotada é de análise de dados em painel. A amostra de dados utilizada foi extraída de publicações periódicas do Instituto Fraser (relatórios diversos do “Economic Freedom of the World”) e do Banco Mundial (“World Economic Outlook”). A equação do modelo empírico, sob inspiração de Gelos (2009), é apresentada a seguir.

$$y_{pt} = \delta + X'_{pt} \beta + \mu_{pt}$$

Onde:  $p$  e  $t$  respectivamente indicam o país e o ano. Desta fórmula, temos:



$\delta$  = é um escalar

$X'_{pt}$  = vetor de variáveis explicativas (1 x k)

$\beta$  = vetor de coeficientes (k x 1)

$\mu_{pt}$  = termo que apresenta o seguinte componente de erro:

$$\mu_{pt} = \mu_p + v_{pt}, \text{ onde } \mu_p \sim \text{IID}(\theta, \sigma^2\mu) \text{ e } v_{pt} \sim \text{IID}(\theta, \sigma^2v)$$

Dada a dimensão temporal relativamente grande da amostra utilizada, antes de chegar a uma conclusão final, é necessário realizar testes de raiz unitária no painel de dados, determinando se existe tendência estocástica, o que, como é sabido, invalidaria as inferências realizadas anteriormente, devido ao problema de regressão espúria. Se for constatado que os dados utilizados possuem raiz unitária, o passo seguinte seria testar a existência de cointegração, com testes também adaptados para a estrutura de dados em painel.

Para os testes de raiz unitária, escolheu-se o teste de Hadri, que é semelhante ao teste KPSS utilizado na análise de séries temporais. A hipótese nula é de estacionariedade de todas as séries presentes no painel, com estatística  $LM \sim \chi^2$ , formada a partir dos resíduos da equação (2), estimados por mínimos quadrados ordinários ( $\hat{\xi}$ ).

$$y_{it} = \delta_i + \eta_{it} + \xi_{it}$$

Se a hipótese nula é rejeitada, concluindo-se que as séries do painel são I (1), serão realizados testes de cointegração, seguindo a versão do teste multivariado de Fisher-Johansen, desenvolvida por Maddala e Wu (1999). Sendo  $\Pi_i$  o P-valor de um teste individual de cointegração para o corte-transversal  $i$ , sob a hipótese nula do painel, tem-se que:

$$-2 \sum_{i=1}^N \log(\pi_i) \sim \chi^2_{2N}$$

Pode se determinar os P-valores para os testes do traço e do máximo autovalor.

Finalmente, de acordo com os resultados dos testes de cointegração, se utilizará um modelo de vetores autorregressivos (VAR) no painel, no nível ou em primeiras-diferenças, determinando-se as funções de impulso-resposta, de acordo com a decomposição de Cholesky. O modelo VAR no painel pode ser expresso pela seguinte expressão, seguindo Canova e Ciccarelli (2013), e supondo  $G$  variáveis endógenas:

$$y_{it} = A_{0i}(t) + A_i(L) Y_{t-1} + u_{it} \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$$

Onde  $u_{it}$  é um vetor de  $G \times 1$  vetor de erros aleatórios e  $A_{0i}(t)$  e  $A_i$  podem depender de cada unidade de corte transversal.

#### 4. ESTIMAÇÃO DO MODELO E RESULTADOS<sup>6</sup>

Nesta seção efetuamos as estimativas iniciais por meio de regressões lineares. O modelo empírico base teve inspiração em Gelos (2006), sendo compatível com o número comum<sup>7</sup> de 184 observações<sup>8</sup> e seus respectivos graus de liberdade:

$$\text{Spread}_{ij} = \alpha + \beta \cdot EFW_{ij} + \gamma \cdot \ln(PIBpc_{ij}) + \theta \cdot \text{Câmbio}_{ij} + \vartheta \cdot \text{JurosReal}_{ij}$$

Em que  $i$  indica o país e  $j$  o ano.  $EFW$  é o *score* de liberdade econômica,  $PIBpc$  é o PIB per capita do país,  $\text{Câmbio}$  é a taxa oficial de câmbio,  $\text{JurosReal}$  a taxa real de juros.

<sup>6</sup> Os pacotes estatísticos utilizados foram Stata 12 SE e Eviews 11.

<sup>7</sup> Desconsiderando-se as observações que tiveram “missing values”.

<sup>8</sup> Respeitando-se o Teorema do Limite Central que, segundo Wooldridge (2006), afirma que a distribuição amostral da média de uma variável aleatória aproxima-se de uma distribuição normal se o tamanho da amostra for “grande” (maior do que 30 observações). Assim sendo, com 184 observações, o modelo econométrico comporta, no máximo, seis variáveis.

#### 4.1 Regressões com dados em painel

A estrutura de dados é de seção transversal com série temporal (painel). O mais adequado neste caso é adotar técnicas para dados em painel – que pode ser do tipo “efeitos-fixos” (EF) ou “efeitos aleatórios” (EA). Partindo-se da especificação base, foram estimados os coeficientes para EF e EA – ver Tabela 2.

**TABELA 2 – REGRESSÕES EM PAINEL: COMPARAÇÃO ENTRE EFEITO FIXO E EFEITO ALEATÓRIO**

Var. Dep. <i>Spread</i>	<b>fixed</b>	<b>random</b>
Constante	83.4980*** (12.8915)	56.8276*** (9.0098)
score liberdade economica total	-5.7571*** (1.4176)	-5.7702*** (0.8705)
ln (pib per capita)	-4.3035*** (0.9846)	-0.9943 (0.8544)
taxa oficial de cambio	0.0042** (0.0017)	0.0013** (0.0006)
taxa real de juros	0.7451*** (0.0487)	0.8322*** (0.0438)
Adjusted R-squared overall	0,67	0,64
Within	0,52	0,85
between	0,57	0,74
Sigma_u	8,05	1,96
Sigma_e	6,28	6,28
Rho	0,62	0,09
N	184	184

\* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

Fonte: elaboração própria

Para poder saber qual dos efeitos é o que melhor se ajusta aos dados, conduzimos o teste de Hausman. O teste indicou que a estrutura mais adequada para estimação do modelo é de efeitos-fixos.

De acordo com Torres-Reyna (2007), o EF permite focar na análise do impacto de variáveis que variam ao longo do tempo. O modelo explora a relação entre as variáveis estimadas e os resultados dentro de uma entidade – país neste caso. Cada país tem características individuais próprias que podem ou não influenciar a variável dependente estimada.

Assim sendo, do mesmo modo que foi feito para as regressões com dados empilhados, comparamos as diferentes especificações - índice de liberdade econômica “cheio” (*efw*) versus subíndices componentes (*efw3* e *efw5*). A Tabela 3.

**TABELA 3 – REGRESSÕES EM PAINEL COM EFEITO FIXO**

Var. dep. <i>Spread</i>	<b>reg4</b>	<b>reg5</b>	<b>reg6</b>
Constante	83.4980*** (12.8915)	58.5679*** (11.6011)	66.4393*** (11.2461)
score liberdade economica total	-5.7571*** (1.4176)		
ln(pib per capita)	-4.3035*** (0.9846)	-4.0552*** (1.0241)	-3.4104*** (0.9908)
taxa oficial de cambio	0.0042** (0.0017)	0.0043** (0.0017)	0.0051*** (0.0017)
taxa real de juros	0.7451*** (0.0487)	0.7069*** (0.0496)	0.7653*** (0.0494)
score regulacao dos mercados		-2.2886* (1.2346)	-0.8762 (1.2279)

score credibilidade monetaria			-2.9156*** (0.7044)
Adjusted R-squared	0.64	0.61	0.65
N	184	184	184

\* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

Erro-padrão robusto.

Fonte: elaboração própria

Já seus sinais seguiram no sentido que esperávamos. Ou seja, levando-se em conta as variáveis macroeconômicas, quanto maior for o *score* da liberdade econômica, seja total ou seja nos componentes regulação e credibilidade monetária, menor o spread bancário médio do país.

#### 4.2 Testes de Raiz Unitária e de Cointegração

A Tabela 4 mostra os resultados para cada uma das variáveis utilizadas, nos quais se rejeita a hipótese nula de estacionariedade em todos os casos, mesmo considerando a estatística consistente sob presença de heterocedasticidade. Para a totalidade dos testes considerou-se a especificação mais geral, que assume a existência de constante e tendência, além da janela espectral de Parzen.

Como todas as séries presentes no painel possuem raiz unitária, foram realizados testes de cointegração assumindo as variáveis utilizadas nas regressões da Tabela 4, seguindo a metodologia Fisher-Johansen. Como pode ser visualizado nas Tabelas 5, 6 e 7, os testes indicam que a matriz de cointegração tem posto completo para todos os casos, tanto do ponto de vista da estatística do traço como do máximo autovalor. Supõe-se a especificação mais geral, com constante no VAR e no vetor de cointegração (Modelo 3 do Eviews) e uma defasagem.

**TABELA 4 – TESTES DE HADRI DE RAIZ UNITÁRIA**

	Estatística Z	P-Valor	Estatística Z-Consistente	P-Valor
<b>spread</b>	4,71	0,00	13,09	0,00
<b>lpibpc</b>	3,15	0,00	3,27	0,00
<b>cambio</b>	2,45	0,00	3,97	0,00
<b>jurosreal</b>	5,15	0,00	11,17	0,00
<b>efw</b>	7,03	0,00	7,85	0,00
<b>efw3</b>	4,20	0,00	4,31	0,00
<b>efw5</b>	4,34	0,00	7,49	0,00

Fonte: elaboração própria.

**TABELA 5 – TESTES DE COINTEGRAÇÃO DE FISHER-JOHANSEN PARA SPREAD, LPIBPC, CAMBIO, JUROSREAL E EFW**

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace and Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Fisher Stat.* (from trace test)	Prob.	Fisher Stat.* (from max-eigen test)	Prob.
None	392.1	0.0000	287.6	0.0000
At most 1	335.2	0.0000	243.1	0.0000
At most 2	180.8	0.0000	149.6	0.0000
At most 3	60.20	0.0000	44.02	0.0015
At most 4	53.13	0.0001	53.13	0.0001

Fonte: elaboração própria.

**TABELA 6 – TESTES DE COINTEGRAÇÃO DE FISHER-JOHANSEN PARA SPREAD, LPIBPC, CAMBIO, JUROSREAL E EFW3**

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace and Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Fisher Stat.* (from trace test)	Prob.	Fisher Stat.* (from max-eigen test)	Prob.
None	453.5	0.0000	330.8	0.0000
At most 1	258.2	0.0000	174.1	0.0000
At most 2	162.6	0.0000	111.3	0.0000
At most 3	95.92	0.0000	67.73	0.0000
At most 4	69.55	0.0000	69.55	0.0000

Fonte: elaboração própria.

**TABELA 7 – TESTES DE COINTEGRAÇÃO DE FISHER-JOHANSEN PARA SPREAD, LPIBPC, CAMBIO, JUROSREAL, EFW3 E EFW5**

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace and Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Fisher Stat.* (from trace test)	Prob.	Fisher Stat.* (from max-eigen test)	Prob.
None	31.12	0.0000	25.05	0.0000
At most 1	160.6	0.0000	125.2	0.0000
At most 2	393.2	0.0000	348.2	0.0000
At most 3	206.3	0.0000	151.0	0.0000
At most 4	99.97	0.0000	80.68	0.0000
At most 5	55.96	0.0000	55.96	0.0000

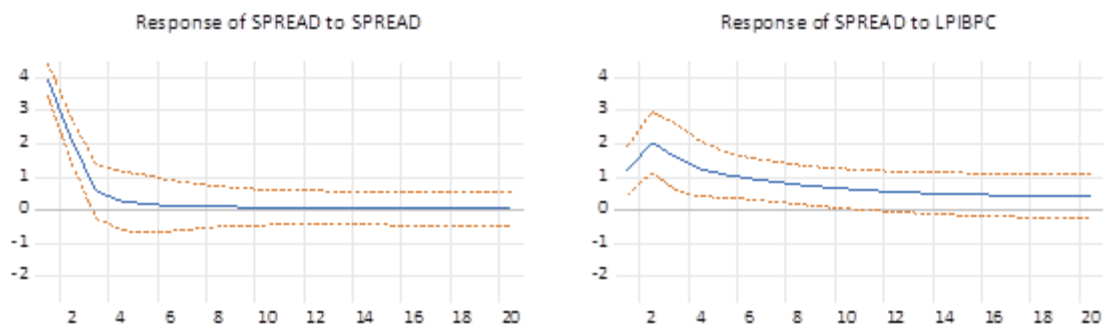
Fonte: elaboração própria.

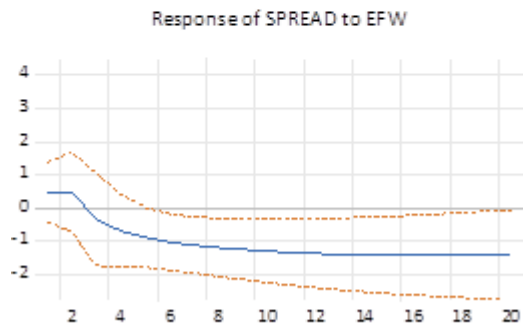
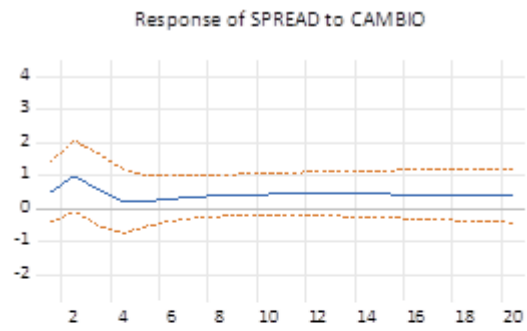
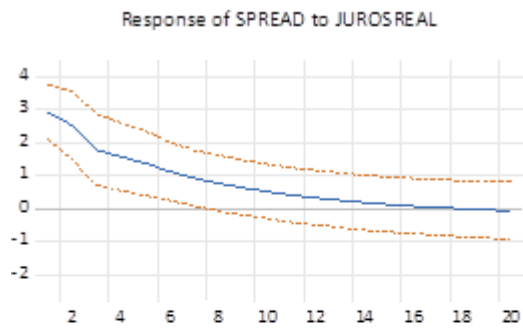
Sendo assim, pode-se afirmar que apesar de todas as séries serem integradas de ordem um, o sistema como um todo é estacionário, o que permite estimar o VAR no nível para todas estas, procedendo-se a definir as funções de impulso-resposta, como uma forma de corroborar os resultados anteriores. Contudo, para resolver o problema de instabilidade do VAR, que impossibilitaria o exercício anterior, retiraram-se a Venezuela e as observações do ano 2017 da amostra, eliminando-se todas as fontes de “missing data”.

Os Gráficos 8, 9 e 10 apresentam os resultados dos choques aplicados nos resíduos de todas as equações do VAR, supondo-se a seguinte ordenação de Cholesky: *efw*, *cambio*, *jurosreal*, *lpibpc*, *spread* (VAR 1); *efw3*, *cambio*, *jurosreal*, *lpibpc*, *spread* (VAR2); *efw3*, *efw5*, *cambio*, *jurosreal*, *lpibpc* e *spread* (VAR 3) respectivamente.

**GRÁFICO 8 – FUNÇÃO DE IMPULSO-RESPOSTA PARA VAR 1**

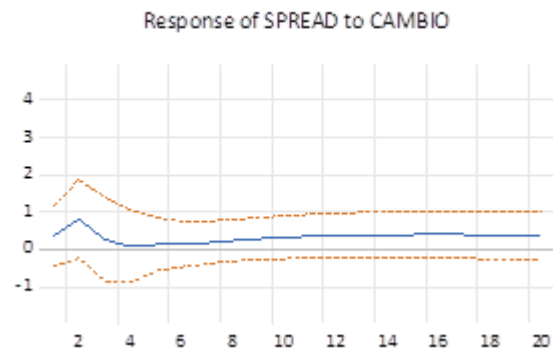
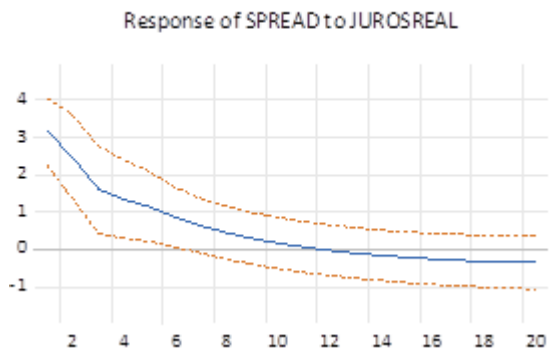
Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations  $\pm 2$  S.E.



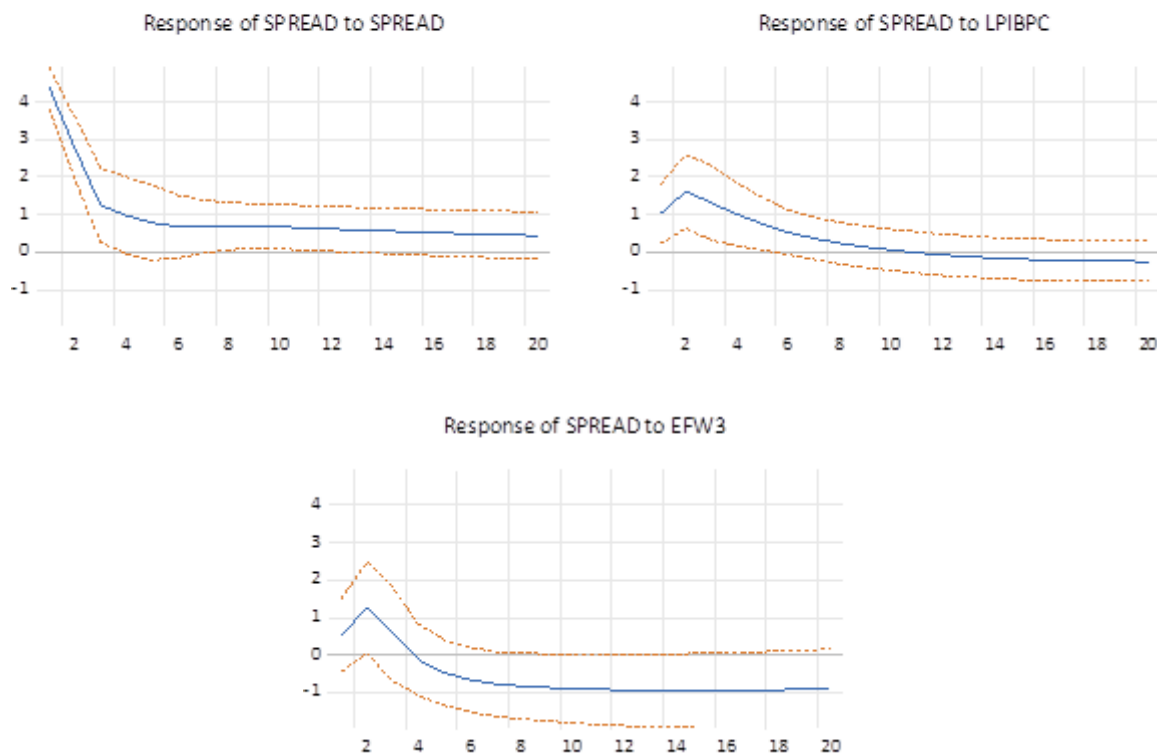


Fonte: elaboração própria.

**GRÁFICO 9 – FUNÇÃO DE IMPULSO-RESPOSTA PARA VAR 2**



Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations  $\pm 2$  S.E.



Fonte: elaboração própria.

Os resultados dos exercícios anteriores, em geral, confirmam as conclusões anteriores do modelo de efeitos fixos de dados em painel. Assim, para as três definições da decomposição de Cholesky, pode-se ver que choques no *spread*, na taxa de câmbio e na taxa de juros real afetam positivamente o spread bancário, enquanto choques na liberdade econômica e na credibilidade monetária o afetam negativamente. O efeito do PIB per capita foi, ao contrário do que se esperava, positivo.

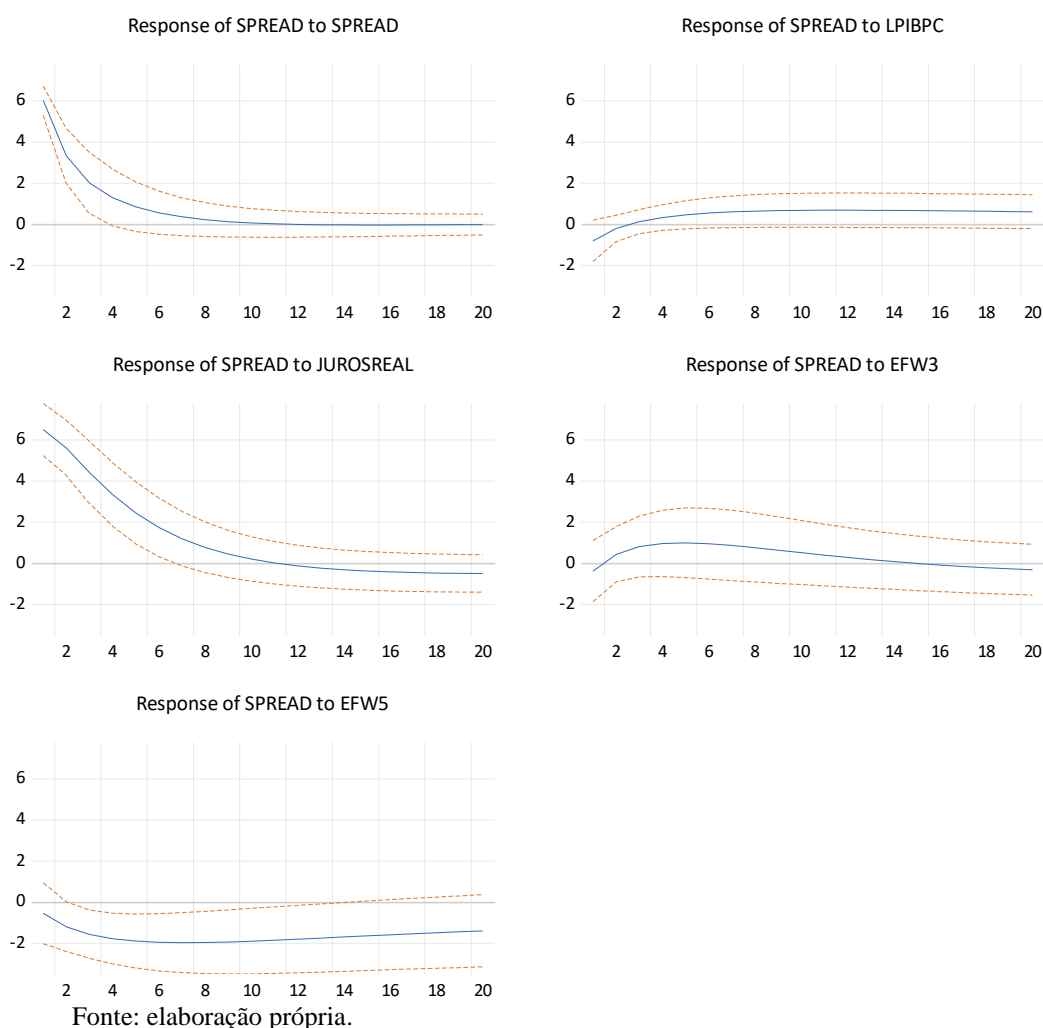
Para todos os casos considerados, os efeitos positivos dos choques relativos ao próprio *spread* bancário, se concentram no curto prazo, se dissipando por completo, ou se tornando estatisticamente insignificantes ao longo do período considerado. No caso da variação da taxa de juros real, os impactos nas três decomposições são decrescentes, com o passar do tempo, desaparecendo totalmente no décimo ano.

Do ponto de vista dos choques associados ao grau de liberdade econômica, é interessante constatar que os efeitos negativos permanecem ao longo dos 20 anos considerados no exercício, para o VAR 1, enquanto as mudanças nos índices de credibilidade monetária e regulação dos mercados apresentam o mesmo comportamento nos casos do VAR 2 e do VAR 3, respectivamente. Nesse último caso, porém, alterações na credibilidade monetária não produzem efeitos estatisticamente importantes.

Em relação às perturbações do PIB e da taxa de câmbio, para o VAR 1 e o VAR 2, seus efeitos diretos somente são relevantes, do ponto de vista estatístico, nos primeiros anos, enquanto para o VAR 3, a flutuação da atividade econômica não gera impacto significativo.

## GRÁFICO 10 – FUNÇÃO DE IMPULSO-RESPOSTA PARA VAR 3

Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations  $\pm 2$  S.E.



### 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os resultados apresentados neste trabalho foram obtidos através de exercícios econométricos que mostram que os fatores regulatórios e macroeconômicos são importantes na determinação do *spread* bancário. Aplicamos diversas técnicas de painel e estas indicam que as medidas de liberdade econômica – total e subcomponentes – são negativamente relacionadas com o *spread* bancário.

A análise de funções impulso-resposta, no contexto de vetores autorregressivos (VAR) no painel, permite concluir que liberdade econômica e credibilidade monetária (área componente do índice EFW – Economic Freedom of the World) afetam negativamente o valor do *spread*, sendo que possuem efeitos também de longo prazo.

Ou seja, menor a liberdade econômica, maior o *spread*. Identificamos que existe uma relação negativa entre *spread* bancário e liberdade econômica. Ou seja, quando o ambiente de negócios tem maior liberdade econômica – implicando maior segurança jurídica, menor regulação, maior credibilidade monetária etc. – a diferença entre custo de captação e taxa de empréstimo tende a ser menor. Esses resultados são compatíveis com o obtido por Gelos (2009) e mostram que a explicação do *spread* bancário médio na América do Sul ser superior à média mundial pode ser explicado pela

sua menor liberdade econômica. O desempenho isolado do Chile, que é um país sul-americano, porém com grande nível de liberdade econômica, é um *outlier* – porém não descolado dos resultados e da teoria, pois seu *spread* bancário é o menor entre os países analisados.

Nesse sentido, mesmo que de forma lenta e desigual entre os países, as medidas adotadas com finalidade de liberalizar o mercado financeiro, como parte de medidas para ampliar a liberdade econômica e melhorar o ambiente de negócios, tem conseguido, ao longo do tempo, contribuir para redução do *spread* bancário na América do Sul e para ampliar acesso ao crédito (consumo e investimento) e desempenho eficiente das empresas.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AFANASIEFF, T. S.; LHANCER, P. M.; NAKANE, M. I. The determinants of bank interest spread in Brazil. Money Affairs, v. 15, n. 2, p. 183-207, 2002.
- ALMEIDA, F. D. Determinantes do spread bancário ex-post no Brasil: uma análise de fatores micro e macroeconômicos. 2013. 78 f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Católica de Brasília, Brasília, 2013.
- BERNZ, Bruno Müller. Modelo Nelson-Siegel dinâmico da estrutura a termo da taxa de juros com fatores exógenos macroeconômicos: uma aplicação ao mercado brasileiro. 2014. Dissertação (Mestrado Profissional em Economia) - Fundação Getúlio Vargas/Escola de Economia de São Paulo.
- CANOVA, F.; CICCARELLI, M. Panel Vector Autoregressive Models: A Survey. Working Paper Series n° 1507, European Central Bank, 2013, January.
- CEBALLOS, Luis et al. Impacto de sorpresas macroeconómicas y anuncios en factores de la estructura de tasas de Chile. Central Bank of Chile, 2013.
- DANTAS, J.A.; MEDEIROS, O.R.; CAPELLETTO, R. A. Determinantes do spread bancário ex-post no Mercado Brasileiro. Trabalho para Discussão, Banco Central do Brasil, n. 242. 2011.
- GELOS, G. Banking Spreads in Latin America (February 2006). IMF Working Paper, p. 1-31, 2006. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=892935>.
- MADALLA, G.S.; WU, S. A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, vol.61, pp.631-652, 1999.
- MANHIÇA, F. A.; JORGE, C. T. O nível da taxa básica de juros e o spread bancário no Brasil: uma análise de dados em painel. [s.l.: s.n.], 2012.
- MORALES, María F. Financial intermediation in a model of growth through creative destruction. Macroeconomic Dynamics, v. 7, n. 3, p. 363-393, 2003.
- NAKANE, M. I. Concorrência e spread bancário: uma revisão da evidência no Brasil. Relatório de Economia Bancária e Crédito, dezembro de 2003. Banco Central do Brasil, dezembro de 2003.
- ONO, et al. Spread Bancário no Brasil: determinantes e proposições de política. Novo Desenvolvimento, p. 345-376. 2004.
- OREIRO, J. L. C. et al. Determinantes macroeconômicos do spread bancário no Brasil: teoria e evidência recente. Economia Aplicada, v. 10, n. 4, p. 609-634, 2006.
- SEKKEL, Rodrigo M.; ALVES, Denisard C.O. The economic determinants of the Brazilian nominal term structure of interest rates. Applied Economics, v. 42, n. 1, p. 1-10, 2010.
- SHOUSA, Samer. Estrutura a termo da taxa de juros e dinâmica macroeconômica no Brasil. Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social, 2008.
- TORRES-REYNA, Oscar. Panel data analysis fixed and random effects using Stata (v. 4.2). Data & Statistical Services, Princeton University, v. 112, 2007.
- WOOLDRIDGE, Jeffrey M. Introdução à econometria: uma abordagem moderna. Pioneira Thomson Learning, 2006.