

UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DO RIO DE JANEIRO
INSTITUTO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

PHELIPE TELES DA SILVA

**Determinantes macroeconômicos do spread bancário ex-ante
brasileiro: uma abordagem econométrica (2011-2019)**

SEROPÉDICA

2019

Phelipe Teles da Silva

**Determinantes macroeconômicos do spread bancário
ex-ante brasileiro: uma abordagem econométrica
(2011-2019)**

Monografia apresentada no curso graduação da
Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro,
Instituto de Ciências Sociais Aplicadas, curso
de Economia como requisito parcial para obten-
ção do título de Bacharel em Economia.

Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro

Orientadora: Débora Pimentel

Seropédica

2019

Resumo

Este trabalho procura atualizar os estudos empíricos dos determinantes macroeconômicos do spread bancário *ex-ante* brasileiro para o período de março de 2011 a outubro de 2019. São incluídos como regressores endógenos a taxa básica de juros, inadimplência, atividade econômica além da inflação como regressor exógeno. Para a estimação, as variáveis foram modeladas como um processo autorregressivo de correção de erros uni e multivariado. No univariado foi encontrado um efeito direto da Selic, negativo da atividade econômica (no longo prazo) e positivo da inadimplência (no curto prazo). No multivariado, foi encontrado um efeito direto e persistente da Selic, negativo da atividade econômica e não-significativo da inadimplência (com resíduos ortogonais).

Palavras-chave: Spread. Setor Bancário. Econometria. VAR. VECM.

Abstract

This study aims to update the empirical research on the macroeconomic determinants of Brazilian banking spread by using the most recent available data from March 2011 to October 2019. As endogenous variables were included variables for interest rate, economic activity and default rate, with the inflation rate being included as exogenous. Using a co-integration and error correction approach, it was found a direct and persistent impact for interest rate, a negative one for economic activity and a non-significant effect for default rate in the long-run but a positive one in the short-run.

Keywords: Spread. Banking sector. VAR. VECM.

Lista de ilustrações

Figura 1 – Dez maiores spreads bancários da América Latina em 2018	7
Figura 2 – Spread médio das operações de crédito com recursos livres - Total	15
Figura 3 – Taxa de juros - Selic acumulada no mês anualizada	16
Figura 4 – Inadimplência da carteira de crédito - Total	16
Figura 5 – Índice Geral de Preços (IGP-DI)	17
Figura 6 – Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br) - Dessazonalizado	18
Figura 7 – Índice de Herfindahl-Hirschmann - IHH	18
Figura 8 – Função de impulso-resposta (spread)	34
Figura 9 – Função de impulso-resposta ortogonal (spread)	35

Lista de tabelas

Tabela 1 – Resumo da revisão da literatura empírica	14
Tabela 2 – Tabela de estatísticas descritivas	19
Tabela 3 – Teste Augmented Dickey-Fuller de raiz unitária	28
Tabela 4 – Teste Phillips-Perron de raiz unitária	28
Tabela 5 – Teste KPSS de estacionariedade	29
Tabela 6 – Teste de co-integração	29
Tabela 7 – Relação de co-integração	30
Tabela 8 – Modelo de correção de erros	31
Tabela 9 – Teste de Portmanteau	32
Tabela 10 – Teste de Jarque-Bera	32
Tabela 11 – Testes de Johansen	33
Tabela 12 – Coeficientes estimados da relação de longo prazo	33

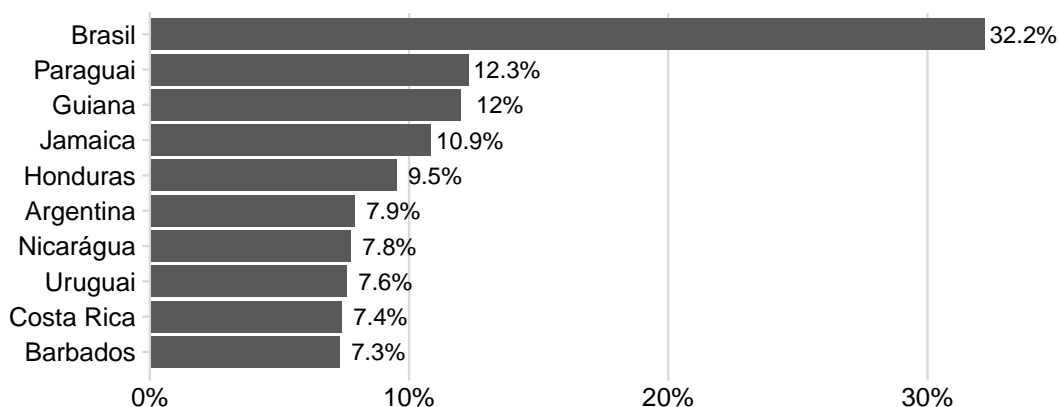
Sumário

	Lista de ilustrações	4
	Lista de tabelas	5
1	Introdução	7
2	Revisão de Literatura	8
2.1	Revisão da literatura teórica	8
2.1.1	O Banco como firma	8
2.1.2	O banco como intermediador financeiro	9
2.2	Revisão da literatura empírica	11
3	Visualização e análise descritiva das variáveis	14
4	Referencial Metodológico	20
4.1	Teste de raiz unitária	20
4.2	Teste de Co-integração uni-equacional de Engle e Granger	21
4.3	Modelo uni-equacional de correção de erros	22
4.4	Vetores autorregressivos (VAR)	22
4.5	Função de Impulso-resposta	24
4.6	Modelo vetorial de correção de erros (VECM)	25
4.7	Teste de Johansen	26
5	Apresentação dos resultados	27
5.1	Testes de raiz unitária	27
5.2	Teste de co-integração uni-equacional	29
5.3	Modelo uni-equacional de correção de erros	29
5.4	Modelo vetorial de correção de erros	31
5.4.1	Seleção do número de defasagem	32
5.4.2	Ordenação das variáveis	32
5.4.3	Teste de Johansen	33
5.4.4	Funções de Impulso-Resposta	34
6	Conclusão	36
	Referências	37
	APÊNDICE A – RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO VECM	39
	APÊNDICE B – FUNÇÕES IMPULSO-RESPOSTA	42
	APÊNDICE C – FUNÇÕES IMPULSO-RESPOSTA (ORTOGONAL)	43

1 Introdução

O spread bancário tem sido de particular interesse para pesquisadores no Brasil, devido à peculiaridade de ser um dos maiores do mundo, como ilustrado pela Figura 1, em que se pode ver a liderança do Brasil quando se trata de spread bancário na América Latina.

Figura 1 – Dez maiores spreads bancários da América Latina em 2018



Fonte: indicador “FR.INR.LNDP” do World Bank. Elaboração própria

Com a bem-sucedida estabilização macroeconômica feita pelo Plano Real, esperava-se que esse nível finalmente começasse a convergir para os padrões internacionais mas, embora ele tenha de fato se reduzido consideravelmente, ainda continuou em um patamar relativamente elevado.

Desde então, uma das principais razões que se atribui a isso é a política monetária, conduzida sob o Regime de Metas de Inflação (RMI) desde 1999, de manter a níveis altos a taxa básica de juros com o objetivo de controlar a inflação. A razão é simples: como a Selic serve de indexador de parte dos títulos da dívida pública brasileira, seu aumento torna ainda mais atraente a compra de títulos públicos em relação ao crédito, uma aplicação que já é naturalmente mais arriscada e menos líquida (MANHIÇA; JORGE, 2012, p. 7).

Por isso, mais recentemente, o debate foi reanimado devido à recente queda da taxa Selic (de 14% no final de 2017 para 5.5% nos dias de hoje) e a consequente expectativa da queda do spread. Embora essa queda tenha mesmo se efetivado, seu ritmo foi tido como insatisfatório por muitos¹.

Há uma série de fatores que podem ajudar a explicar isso, de variáveis micro, como a concorrência, assimetrias de informação sobre os tomadores de crédito e capacidade de recuperação de garantias², a macroeconômicas, como a inadimplência e a atividade econômica³.

¹ Simão e Campos (2018).

² Banco Central do Brasil (2018, p. 13).

³ Pinheiro e Bellotto (2018).

Esse trabalho se propõe a estimar os efeitos das variáveis macroeconômicas sobre o spread, tendo como objetivo contribuir ao debate brasileiro ao atualizar os resultados com dados recentes e ajudar a pensar políticas econômicas que ajudem a reduzi-lo.

Tal redução se mostra ainda mais importante no atual cenário de estagnação econômica, já que facilitaria o acesso ao crédito dos agentes econômicos e, por fim, a realização de investimento, além de significar em geral um sistema financeiro mais desenvolvido e eficiente (MANHIÇA; JORGE, 2012, p. 8).

Para isto, é adotada uma abordagem econométrica dedicada a investigar as relações de curto e longo prazo entre as variáveis em nível, ao modelar suas inter-relações no tempo como um processo autorregressivo de correção de erros (univariado e multivariado).

O trabalho é dividido em seis capítulos além deste. No primeiro, é feita uma breve revisão da literatura teórica e empírica. O segundo é dedicado à visualização e descrição das variáveis consideradas durante a pesquisa. No terceiro é apresentado o referencial metodológico utilizado. Em seguida, os resultados são apresentados, o que então leva à conclusão do trabalho.

2 Revisão de Literatura

2.1 Revisão da literatura teórica

Neste capítulo serão apresentados dois modelos que se consagraram na literatura sobre os determinantes do spread: o modelo do banco como uma firma maximizadora de lucros de Klein (1971) e o modelo do banco como intermediador financeiro de Ho e Saunders (1981). O intuito é ajudar a entender quais e como as variáveis são relevantes para explicar o spread bancário.

2.1.1 O Banco como firma

Neste modelo, o banco é visto como uma firma que produz serviços voltados para intermediar a oferta e demanda de crédito, receber depósitos (D) e fazer empréstimos (L), a uma taxa de juros determinada em um mercado monopolístico ou semi-monopolístico, ou seja, em que é possível fixar a taxa de juros acima do custo marginal de produção. Esta diferença é o que se entende como o spread, o poder de mercado deste banco. (OREIRO et al., 2006)

O autor considera o banco como um agente neutro ao risco (por buscar maximizar somente o valor esperado do lucro, sem considerar sua variância) que se depara com uma curva de demanda por empréstimos decrescente, $L(r_L)$, uma curva de oferta de depósitos crescente, $D(r_D)$, e uma função custo do tipo $C(D, L)$, em que r_L denota a taxa de juros cobrada ao emprestar, e r_D a taxa paga ao depositante. A função lucro, considerando as funções inversas, pode então

ser assim expressa:

$$\pi(D, L) = r_L(L)L + rM - r_D(D)D - C(D, L) \quad (2.1)$$

Onde r representa a taxa de juros do mercado interbancário, e M , o que o banco tem disponível para aplicar neste mercado, a saber, tudo o que recebe de depósito e não empresta nem vai para o compulsório (uma porcentagem α dos depósitos), $M = (1 - \alpha)D - L$.

Manipulando a equação, obtemos o que representa o resultado da intermediação financeira subtraído de seus custos:

$$\pi(L, D) = (r_L(L) - r)L + (r(1 - \alpha) - r_D(D))D - C(D, L) \quad (2.2)$$

O próximo passo é obter a margem ótima de intermediação, isto é, a que maximiza a função lucro. Para isso, tira-se as derivadas parciais desta função em relação a L e D para se chegar às condições de primeira ordem, e, depois de algumas manipulações algébricas, chega-se às equações fundamentais do modelo:

$$\frac{1}{\epsilon_L^*} = \frac{r_L^* - (r - C'_L)}{r_L^*} \quad (2.3)$$

$$\frac{1}{\epsilon_D^*} = \frac{r(1 - \alpha) - C'_D - r_D^*}{r_D^*} \quad (2.4)$$

O lado direito da equação é a versão para firma bancária do índice de Lerner⁴, sendo, por definição, em cada um dos casos, igual ao inverso da elasticidade-juros da demanda por empréstimos (ϵ_L^*) e oferta de depósitos (ϵ_D^*). A interpretação desse resultado é que, para maximizar seus lucros, os bancos procuram fixar a taxa de juros num nível acima de seus custos, mas não ao ponto de perderem muitos clientes para a concorrência (o que acontece mais facilmente em mercados com demanda elástica etc.).

Segue-se imediatamente destas equações que o spread bancário será tão maior quanto menos sensíveis forem as elasticidades da demanda por empréstimo e da oferta de depósito em relação à taxa de juros. Outra implicação interessante é que se a taxa de juros r do mercado interbancário aumentar, as taxas de intermediação também irão (FREIXAS; ROCHET, 2008, p. 59).

2.1.2 O banco como intermediador financeiro

Neste modelo, primeiro apresentado em Ho e Saunders (1981), o banco é considerado como um agente que atua como intermediador entre demandantes e ofertantes de fundos. É um dos mais influentes modelos na literatura, tendo sido estendido por vários outros autores.

⁴ Definido como a razão $(P - C_{mg})/P$, em que P é preço e C_{mg} é o custo marginal, é uma medida do poder de mercado de um agente maximizador de lucros, sendo idêntico à recíproca da elasticidade. (MAUDOS; FERNÁNDEZ DE GUEVARA, 2004)

Este modelo difere radicalmente do de Klein (1971) no que tange ao tipo de mercado em que o banco atua, não mais harmônico e equilibrado, mas sujeito a incertezas. Neste cenário, o banco não é mais considerado neutro ao risco, mas avesso a ele. Isso porque se depara com duas incertezas: o risco da inadimplência e o risco da taxa de juros, que tem a ver com a possível descoordenação entre demanda por empréstimos e ofertas de depósitos, caso em que o banco terá que recorrer ao mercado interbancário. No caso de demanda excessiva de empréstimos, o banco terá que pedir emprestado e estará sujeito ao risco da taxa de juros aumentar nesse ínterim. No caso de oferta excessiva de depósitos, terá que aplicar o excesso, no que estará sujeito ao risco da taxa cair. Maudos e Fernández de Guevara (2004, p. 2262)

Por esta razão, os bancos procuram minimizar esse risco fixando taxas de juros para os depósitos (r_D) e para os empréstimos (r_L) com a adição de uma pequena margem relativa à taxa de juros do mercado interbancário. Esta margem é o spread (s):

$$r_D = r - a \quad (2.5)$$

$$r_L = r + b \quad (2.6)$$

$$s = r_L - r_D = a + b \quad (2.7)$$

Para uma derivação das equações do modelo, até a equação do spread ótimo, ver Maudos e Fernández de Guevara (2004, p. 2262) ou Ho e Saunders (1981, p. 584). Para propósitos da revisão, iremos omiti-la, considerando somente suas implicações no que concerne aos determinantes do spread. São eles:

1. Estrutura competitiva do mercado: o que se relaciona com as elasticidades-juros da demanda por empréstimo e da oferta de depósitos, como em Klein (1971).
2. Aversão ao risco: quanto mais avessos, maior o spread.
3. Volatilidade da taxa de juros do mercado interbancário: quanto mais instável a taxa de juros, maior o risco, e portanto maior o spread.
4. Inadimplência: quanto maior o risco de inadimplência, mais o bancos terão que se proteger via spread.
5. Covariância entre risco da taxa de juros e de inadimplência: captura a influência da instabilidade macroeconômica na insolvência das famílias.
6. Tamanho médio das operações de crédito e de depósito: uma operação de tamanho maior que o médio significa maior perda potencial, da qual se protege com um spread maior.

Esse modelo teórico é a base sob a qual se sustenta a abordagem empírica dos mesmos autores: a estimação do spread em dois estágios. Primeiro, estima-se o spread "puro", ao regredir o

spread sobre as variáveis não incluídas no modelo teórico como controle, comumente variáveis microeconômicas e características dos bancos, para então regredir os resíduos dessa regressão contra as variáveis do modelo teórico Maudos e Fernández de Guevara (2004). Uma das vantagens dessa abordagem está em sua flexibilidade, permitindo a inclusão de variáveis sem grandes problemas Almeida e Divino (2015, p. 2).

2.2 Revisão da literatura empírica

Este capítulo procura discutir os estudos empíricos sobre os determinantes do spread bancário *ex-ante* brasileiro.

A estabilidade macroeconômica e as políticas governamentais que se seguiram ao Plano Real possibilitaram uma queda significativa do spread bancário, porém somente até um nível consideravelmente alto para os padrões internacionais. Somando-se a isso a reestruturação bancária observada no período, Afanasieff, Lhacer e Nakane (2002) notam que além da grande variação temporal do spread, há também uma grande variação interbancária. É nesse sentido que os autores justificam o emprego de técnicas de dados em painel, com o objetivo de capturar essas características do mercado bancário brasileiro para a decomposição dos principais determinantes do spread em variáveis micro e macroeconômicas.

Para isso, os autores aplicam a metodologia de dois passos de Ho e Saunders (1981), usando dados mensais de 142 bancos para o período de fevereiro de 1997 a novembro de 2000, formando um painel com 5578 observações. Para a estimação do spread puro, usam como regressores o intercepto, um vetor temporal (tendência determinística) e um de características bancárias como controle⁵. Uma vez estimado o spread puro, dado nesse caso pelos coeficientes do vetor temporal e do intercepto, ele é então regredido sobre as variáveis macroeconômicas: a taxa de inflação, o compulsório, a taxa Selic, o crescimento do PIB, a taxação financeira e uma proxy para prêmio de risco.

No primeiro estágio, foi encontrado que o custo operacional, a taxa de depósitos à vista em relação ao ativo total e a de receita de serviços em relação à receita operacional afetam positivamente o spread, e que os bancos estrangeiros estão em média associados a um spread menor. Os autores, ao contraporem o spread puro estimado com o observado, apontam ainda que os fatores microeconômicos não parecem ser os principais determinantes do spread.

Pelos resultados do segundo estágio, há uma relação direta e significativa entre spread e taxa básica de juros, risco, taxação financeira e crescimento do PIB, e contrária no caso da inflação. O efeito estimado do compulsório não foi significativo.

Seguindo linha metodológica parecida, Bignotto e Rodrigues (2006) também se utilizam do modelo teórico de Ho e Saunders (1981) para analisar a influência dos custos de intermediação

⁵ Dentre elas, número de agências, custos operacionais, a taxa de depósitos à vista e a prazo em relação ao ativo total, a liquidez, o pagamento de juros implícitos, a alavancagem, uma variável dummy para banco estrangeiro, a receita de serviços sobre a receita operacional total e o patrimônio líquido

e dos fatores de risco de crédito e de juros sobre o spread. Para a estimação, fez-se uso de dados de 87 bancos brasileiros ao longo do 1 trimestre de 2001 até o 1 trimestre de 2004, formando uma base de dados em painel desbalanceado com 1131 observações.

Foram usados como regressores o custo administrativo, uma proxy para o risco de crédito e de juros, o market-share, o risco de liquidez, a taxa de receitas de serviços sobre o ativo total e a da despesa tributária sobre o ativo total, o compulsório, a Selic, a inflação e o ativo total de cada banco corrigido pela inflação, além de uma variável não-observável de aversão ao risco como controle.

O modelo que os autores julgam mais eficiente revela uma relação direta entre o spread e os custos administrativos, o risco de crédito e de juros, o compulsório, a Selic, e o ativo total, todos com o sinal esperado. Algumas variáveis de controle apresentaram coeficientes inesperados, como no caso da liquidez, da receita de serviços e do market share. Já a variável relativa à carga tributária não se mostrou significativa.

Complementando os importantes estudos feitos pelo Banco Central do Brasil à época, que consistiam na decomposição contábil do spread, Koyama e Nakane (2002) buscaram investigar a sensibilidade do spread a variações nas variáveis que o compõem, isto é, investigar o assunto por um abordagem econométrica. Para isso, os autores utilizaram a seguinte equação:

$$\ln spread = \beta_0 Tend + \beta_1 \ln selic_t + \beta_2 \ln adm_t + \beta_3 \ln risk_t + \beta_4 \ln imp_t + \beta_5 \ln comp_t$$

Em que *selic* é a taxa básica de juros, *adm* é a razão das despesas administrativas sobre o volume de crédito, *risk* é uma proxy de risco global⁶ que busca capturar expectativas, *imp* é uma medida da incidência de tributos indiretos sobre o spread, *comp* é a taxa de compulsório sobre depósitos à vista exigida pelo Bacen, *Tend* é uma medida de tendência determinista incluída com o intuito de controlar para variáveis que não foram incluídas na equação, como a taxa de inflação, o nível de atividade econômica etc., e \ln é o logaritmo natural. Para mais detalhes, ver Koyama e Nakane (2002, p. 10).

Para a estimação da equação de longo prazo, foram usados dados mensais do período de agosto de 1994 a setembro de 2001 em um modelo de vetores autorregressivos (VAR) que, uma vez tratado estatisticamente, revelou que a taxa Selic, as despesas administrativas, o risco e os impostos indiretos afetam positiva e significativamente o spread. Já o compulsório não se mostrou significativo e foi retirado do modelo.

Em seguida, os autores decompuseram o spread do período com base nessa estimação. O resultado indica que todas as variáveis são bem relevantes na composição do spread no período, em especial a variável de risco, relevância esta que foi aumentando com o passar dos anos e que

⁶ "[É] o spread do rendimento do C-Bond sobre o rendimento do título do Tesouro americano com mesma maturidade."(KOYAMA; NAKANE, 2002, p. 10)

é análoga à considerável participação da inadimplência na decomposição contábil do spread. Os custos administrativos e a Selic vêm em seguida em importância, ambas com tendências sutilmente declinantes. E, por fim, a importância relativa dos impostos indiretos é a menos sobressalente, mas aumentou com os anos.

Um artigo que segue um caminho semelhante em termos de modelagem é o de Oreiro et al. (2006), já que para a estimação dos determinantes também se utilizou um modelo VAR. Este estudo, porém, se distingue por dar foco aos efeitos das variáveis macroeconômicas sobre o spread, cobrindo o período de janeiro de 1995 a dezembro de 2003.

São usados como regressores séries de frequência mensal como o nível da taxa básica de juros (Selic) e sua volatilidade (como proxy para o risco de juros), o nível de atividade econômica, o recolhimento compulsório sobre depósitos à vista e a inflação.

Para interpretar os coeficientes estimados, os autores se utilizaram da função de impulso-resposta, em que se procurou observar o efeito de longo prazo que um choque exógeno de um desvio-padrão em uma variável independente tem sobre a variável dependente. A decomposição da variância também foi utilizada, com objetivo similar. Em ambos os casos, busca-se enxergar o efeito estimado do choque ao longo de 12 meses.

Os resultados mostram que um choque exógeno no nível e volatilidade da taxa de juros tem um efeito positivo e persistente sobre o spread, como esperado. Um choque na proxy para o nível de atividade econômica mostrou ter um impacto positivo, o que os autores interpretaram como um possível efeito do poder de mercado dos bancos prevalecendo sobre o efeito inadimplência. O efeito de um choque na inflação se mostrou insignificante estatisticamente. Eles concluem dizendo que um ambiente macroeconômico estável é uma condição indispensável para reduzir o spread.

O mais recente trabalho de Chaim (2013) estima os determinantes do spread ex-ante com um modelo vetorial de correção de erros do período de janeiro de 2004 a dezembro de 2012, quando termina a série do spread como calculada pela antiga metodologia do Banco Central.

Nele estão incluídas variáveis como a Selic (nível e volatilidade⁷), dois indicadores para a inflação, o IPCA e o IGP, quatro indicadores para a atividade econômica⁸ e a taxa de câmbio. Foram estimados oito modelos vetoriais de correção de erros distintos, um para cada combinação das diferentes medidas de variável de inflação e atividade econômica, a fim de testar a robustez dos resultados, isto é, se os sinais são invariantes às medidas.

Nas funções de impulso-resposta, foi consistentemente encontrado que um impulso no nível e na volatilidade da Selic aumenta persistentemente o spread. Já um impulso na taxa de câmbio ocasiona um aumento temporário no spread, talvez porque os bancos tenham que reestruturar seu portfólio de crédito, o autor menciona. Um impulso na inflação é seguido de um choque

⁷ Cuja proxy é o *spread over treasury*, a diferença entre as taxas que remuneram os títulos da dívida pública brasileira e estado-unidense, com maturidade de seis meses.

⁸ Chaim (p. 20).

positivo, um sinal de que os bancos tentam sua margem de intermediação quando a taxa de juros real cai. Por fim, foi encontrado que um choque na atividade econômica impacta negativamente o spread a princípio, possivelmente por indicar menor risco de crédito, mas depois passa a impactar positivamente, talvez pelo aumento na demanda por crédito. Para esta variável, no entanto, os resultados não foram tão consistentes através dos modelos, exceto para as medidas de hiato do produto, cuja resposta ao impulso se mostrou majoritariamente positiva (CHAIM, 2013, p. 32-38).

Na Tabela 1 foi feito um resumo da discussão acima.

Tabela 1 – Resumo da revisão da literatura empírica

Estudo	Período	Resultados
Afanasieff, Lhacer e Nakane (2002)	fev/1997 – nov/2000	C. operacional (+), Captação sem custo de juros (+), Receita de serviços (+), Captação com custo de juros (0), Liquidez (0), N° de agências (0), Alavancagem (0), Patrimônio líquido (0), Banco estrangeiro (-), IGP (-), Crescimento do produto industrial (-), Selic (+), Volatilidade Selic (-)
Koyama e Nakane (2002)	ago/1994 – set/2001	Selic(+), <i>Spread over treasury</i> (+), Impostos indiretos (+), Reservas compulsórias (0), C. administrativo (+)
Bignotto e Rodrigues (2006)	mar/2001 – mar/2004	IPCA (-), Selic (+), Despesas tributárias (0), C. Administrativos (+), Risco de juros (+), Risco de crédito (+), Parcela de mercado (-), Liquidez (+), Receita serviços (+), Compulsório (+), Ativo total (+)
Oreiro et al. (2006)	jan/1995 – dez/2003	IPCA(0), Produto Industrial (+), Selic (+), Volatilidade Selic (+)
Chaim (2013)	jan/2004 – dez/2012	Selic (+), <i>Spread over treasury</i> (+), Taxa de câmbio (+), Inflação (+), Produção Industrial (+)

Fonte – Adaptado de Leal (2007).

Nota – Coeficiente positivo (+), negativo (-) e insignificante (0).

3 Visualização e análise descritiva das variáveis

Neste capítulo serão discutidas as relações teóricas entre o spread bancário e os determinantes que foram considerados durante a pesquisa, assim como a evolução histórica das séries, que cobrem o período de março de 2011 até outubro de 2019.

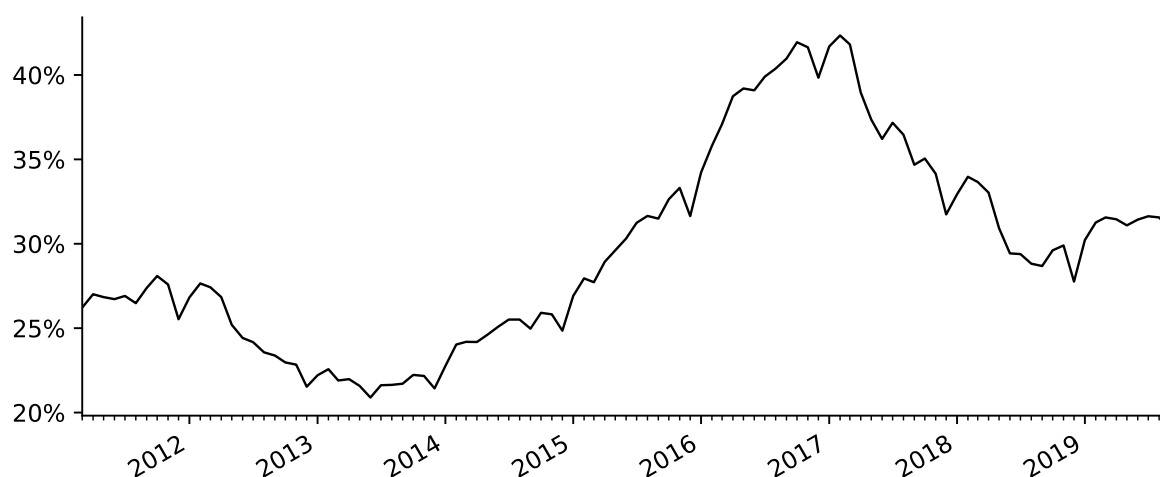
Começaremos com o spread bancário. Trata-se, mais especificamente, da série 20786 do Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) do Banco Central do Brasil, intitulada "Spread médio das operações de crédito com recursos livres - Total", sendo a diferença, em pontos

percentuais, entre a taxa média de empréstimo e de captação no mês. Por total, entende-se que ela aglutina operações de pessoas físicas e jurídicas, e, por recursos livres, que exclui operações envolvendo taxas regulamentadas, lastreadas em recursos governamentais etc.

Na literatura, é o que se conhece por spread *ex-ante*, por ser calculado com base nas taxas estabelecidas pelos bancos, no que eles esperam ganhar, e não em seu resultado financeiro efetivo. Por isso, essa medida é consideravelmente influenciada pelas expectativas dos intermediários financeiros em relação à economia, sendo portanto mais sensível a mudanças macroeconômicas e ao risco percebido (LEAL, 2007, p. 226). Em contraste, o spread *ex-post* é calculado com base na receita e despesa efetiva advinda da atividade de intermediação financeira, normalmente denominado margem financeira líquida (*net interest margin*) (ALMEIDA; DIVINO, 2015, p. 2).

Na Figura 2, podemos ver que o spread passou a aumentar a partir de 2014, depois uma queda que se iniciou por volta de 2012 e que corresponde às políticas do primeiro governo de Dilma Rousseff com o intuito de reduzir o spread via aumento do portfólio de crédito dos bancos públicos, forçando uma queda pela competição das taxas de juros de empréstimos (ALMEIDA; DIVINO, 2015, p. 1). Com a deterioração das condições macroeconômicas a partir de 2014, o spread entra em escalada, seguida por um declínio substantivo iniciado em 2017 por conta da, entre outras coisas, queda persistente da taxa Selic a partir de então.

Figura 2 – Spread médio das operações de crédito com recursos livres - Total

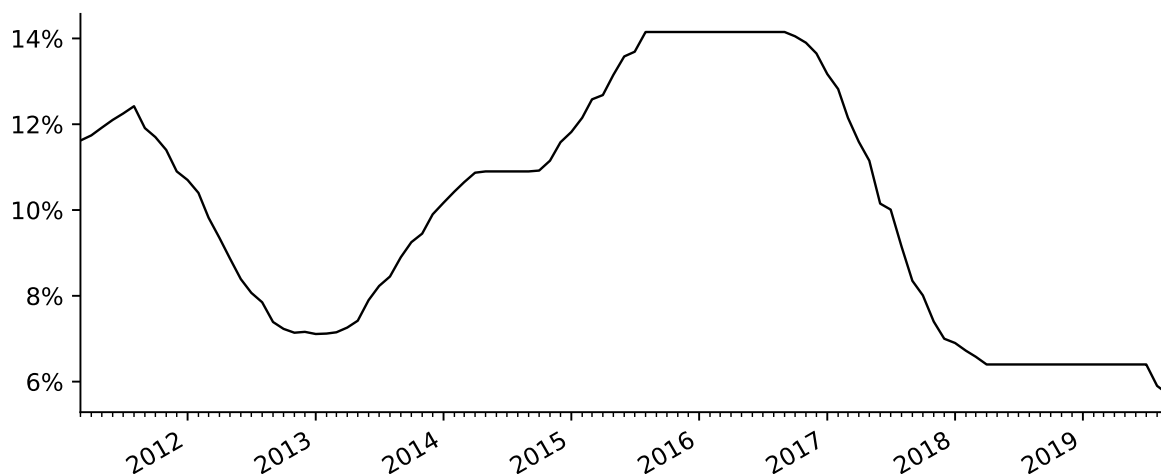


Fonte: série 20786 do SGS. Elaboração própria

Este movimento da taxa Selic pode ser visto na Figura 3.

A contraposição das duas séries sugere de imediato que elas são positivamente correlacionadas. De fato, é isso o que naturalmente se argumenta, porque uma taxa básica de juros mais elevada implica maior custo de oportunidade para a atividade de crédito, uma vez que aumenta a rentabilidade dos títulos públicos, tornando mais atrativa uma aplicação que já tem a vantagem de ser mais líquida e menos arriscada (OLIVEIRA; CARVALHO, 2007, p. 372). Por esta razão,

Figura 3 – Taxa de juros - Selic acumulada no mês anualizada

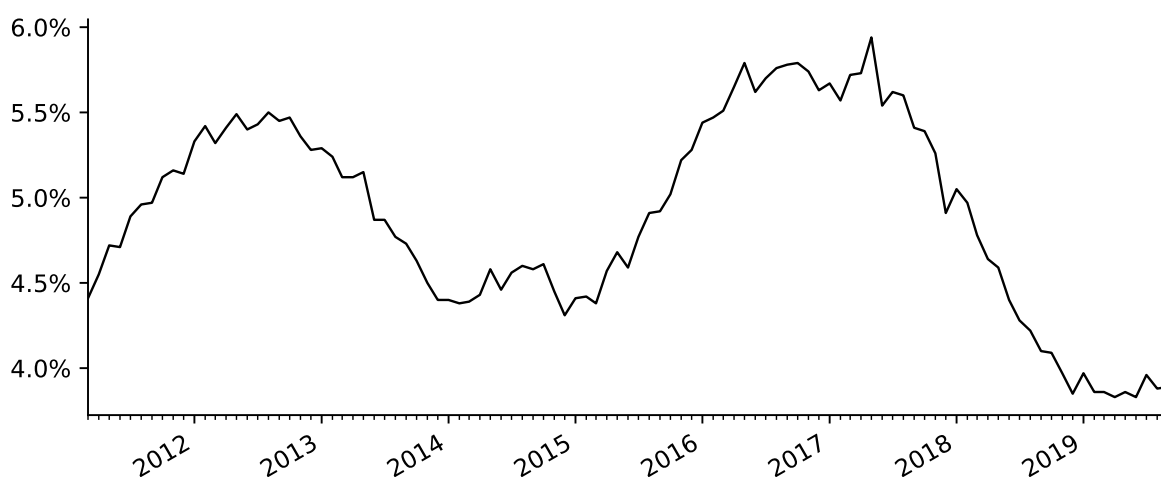


Fonte: série 4189 do SGS. Elaboração própria

é esperado um coeficiente positivo para a taxa básica de juros, pelo chamado efeito custo de oportunidade. Na literatura empírica, não há divergências para essa estimativa, tendo a maior parte dos estudos encontrado a relação esperada (LEAL, 2007, p. 233-234).

Um padrão parecido pode ser observado na série da Inadimplência, na Figura 4, que passou a cair consideravelmente em 2012 para depois aumentar a partir de 2014 e 2015, com o advento da crise econômica. Não é surpreendente que haja aqui uma correlação com a Selic, visto que um aumento da taxa básica de juros eleva o custo de captação, que é então repassado para o juros final, prejudicando a capacidade de pagamento (OLIVEIRA; CARVALHO, 2007, p. 390). A inclusão desta variável, portanto, serve para capturar o efeito do risco de crédito sobre o

Figura 4 – Inadimplência da carteira de crédito - Total

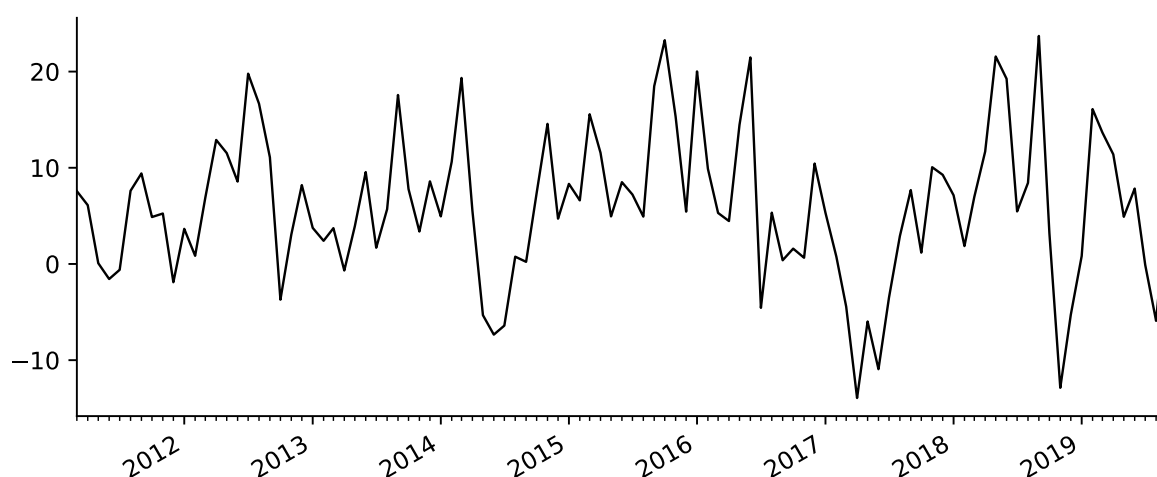


Fonte: série 21085 do SGS. Elaboração própria

spread, *ceteris paribus*.

A série de inflação (Figura 5) escolhida foi a taxa anualizada do Índice Geral de Preços (IGP-DI), por ter apresentado resultados mais empiricamente consistentes que o IPCA (MEDEIROS, 2009, p. 66) e por ser mais abrangente (AFANASIEFF; LHACER; NAKANE, 2002, p. 21), tendo como desvantagem maior volatilidade e por não ser a oficialmente utilizada pelo regime de metas de inflação (CHAIM, 2013, p. 23).

Figura 5 – Índice Geral de Preços (IGP-DI)



Fonte: série "PAN12_IGPDIG12" do IPEADATA. Elaboração própria

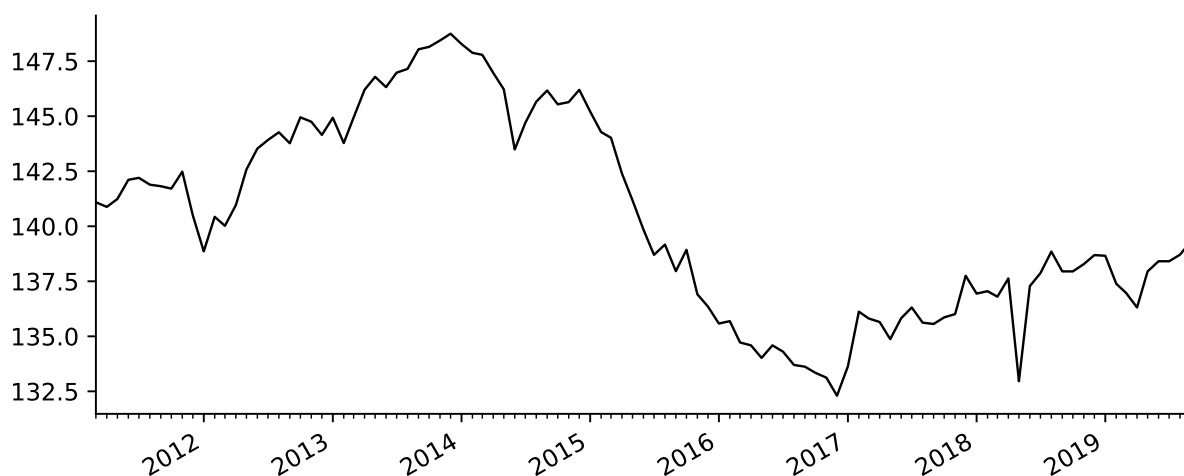
A inclusão dessa variável se faz necessária porque sua variação pode influenciar a taxa básica de juros e a política de juros dos bancos, portanto o spread (BIGNOTTO; RODRIGUES, 2006, p. 14). Além disso, pode aumentar o spread por deteriorar as expectativas dos agentes ou por fazê-los proteger sua margem nominal de intermediação financeira. O que se espera obter na estimação é um coeficiente positivo, indicando uma relação direta entre a inflação e o spread, porque em um ambiente econômico não sujeito à instabilidade dos preços os bancos não precisariam se proteger dela via spread.

Se por um lado o efeito teórico esperado é claro, o que sairá na estimação é incerto, porque na literatura varia desde insignificante, como em Oreiro et al. (2006), a um sinal inesperado e significativo, como em Bignotto e Rodrigues (2006) e Afanasieff, Lhacer e Nakane (2002)⁹.

É comum na literatura incluir alguma variável para capturar a influência da atividade econômica sobre o spread. Aqui será utilizado o Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br), dessazonalizado e com ano-base em 2002 (Figura 6), usado para ajudar a antecipar o valor mensal do PIB como mensurado pelo IBGE.

⁹ Como possível causa, os autores indicam a apropriação de receita de senhoriagem com o spread (AFANASIEFF; LHACER; NAKANE, 2002, p. 25)

Figura 6 – Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br) - Dessazonalizado

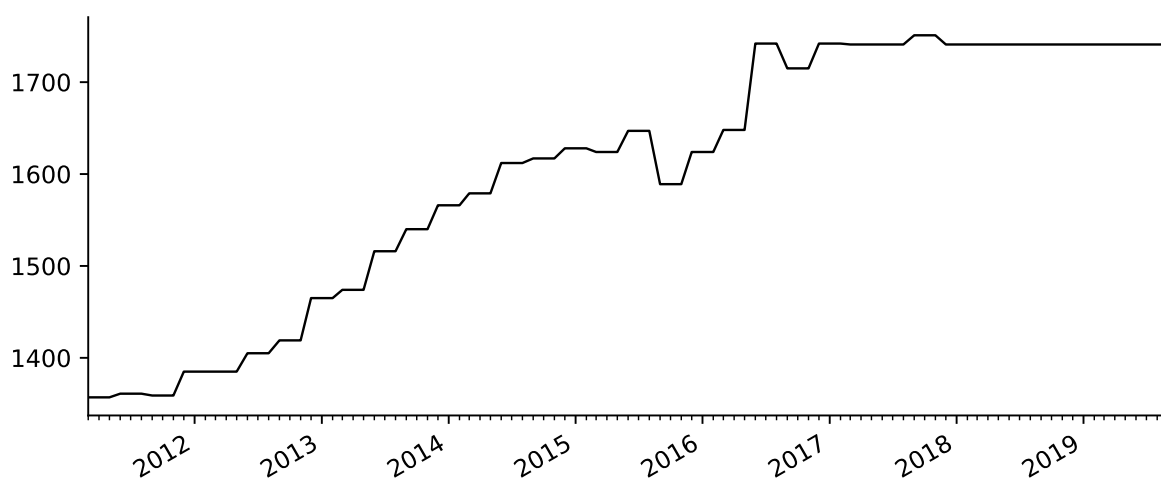


Fonte: série SGS12_IBCBRDESSAZ12 do IPEADATA. Elaboração própria

Em relação ao seu efeito sobre o spread, o mais correto é considerá-lo ambíguo. Porque, por um lado, uma maior atividade econômica pode afetar positivamente o spread ao aumentar a taxa de empréstimo via aumento da demanda por crédito, o que dependerá ainda do poder de mercado dos maiores bancos Oreiro et al. (2006, p. 626), e, por outro, pode diminuir o spread ao melhorar as expectativas dos bancos quanto ao risco de crédito Chaim (2013, p. 24). Outro possível efeito é por meio da inadimplência, ou seja, pelo efeito de uma menor (maior) atividade econômica aumentar (reduzir) a inadimplência, fazendo com que o spread aumente (diminua).

Foi ainda considerada a inclusão do Índice de Herfindahl-Hirschmann (IHH) (Figura 7) para capturar o efeito da concentração estrutural no Sistema Financeiro Nacional sobre o spread.

Figura 7 – Índice de Herfindahl-Hirschmann - IHH



Fonte: BCB. Elaboração própria

Como se sabe, este é um indicador do nível de concentração econômica em um mercado, obtido ao somar o quadrado das participações de cada instituição financeira no mercado considerado, que no nosso caso é o mercado de crédito. O BCB considera um IHH entre 0 e 1000 indicativo de baixa concentração, acima de 1000 e menor que 1800, de moderada concentração e acima de 1800 de alta concentração.

No entanto, o índice é divulgado somente trimestralmente e, além disso, termina no ano de 2017 como foi divulgado no Anexo Estatístico do Relatório de Estabilidade Financeira do Banco Central de abril de 2018. Daí se vê que a série apresenta restrições para o tamanho de amostra além de dados faltantes, o que levou à decisão de não incluí-la na estimação, apesar do interesse teórico.

Espera-se, contudo, que isso não signifique incorrer em problemas de viés de variável omitida. Apesar de não ser possível prever ao certo o sinal do coeficiente estimado para esta variável, acredita-se que o sinal esperado possa ser até mesmo não-significante, com o argumento de que seria a concorrência a variável relevante para explicar o spread, visto que há alta concentração bancária mesmo em países com um sistema financeiro eficiente e bem desenvolvido. Mas também não se descarta a possibilidade do sinal positivo, indicando influência do poder de mercado dos bancos, e até mesmo um sinal negativo, com os investimentos e ganhos de escala associados à concentração aumentando a eficiência da atividade de intermediação, o que puxa o spread para baixo (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2017).

Da Figura 7 pode-se concluir que houve um aumento na concentração bancária durante o período. Em contraposição a isso, no Banco Central do Brasil (2017, p. 11) é apontando que houve um aumento da concorrência bancária no mesmo período, deixando claro que nem sempre essas variáveis andam na mesma direção.

Por fim, a Tabela 2 sumariza o que foi aqui discutido, listando cada variável e seus sinais esperados, além de algumas estatísticas descritivas.

Tabela 2 – Tabela de estatísticas descritivas

Variável	Média	Desvio Padrão	Mín.	Máx.	Sinal esperado
Spread	29,33	6,51	20,89	42,34	
Selic	10,96	2,37	7,00	14,15	+
Inadimplência	5,09	0,47	4,31	5,94	+
IGP-DI	5,74	7,33	-13,93	23,26	+
Atividade Econômica	-2,28	4,86	-13,39	9,70	+/-
IHH	1.566,30	133,69	1.357	1.751	+

Fonte – Elaboração própria.

Nota – Em sinal esperado, “+” indica um coeficiente positivo, “-”, um negativo.

4 Referencial Metodológico

Neste capítulo serão brevemente apresentadas as metodologias utilizadas para a modelagem e tratamento de séries temporais.

Todo estudo do tipo requer primeiro que conheçamos a ordem de integração das séries, isto é, se é estacionária (caso em que é integrada de ordem 0) ou, caso contrário, quantas d vezes é preciso diferenciá-la para que se torne estacionária (caso em que será integrada de ordem d), o que é mais formalmente feito com um teste de raiz unitária.

Uma vez que se saiba quais são as séries não-estacionárias, é prudente investigar se alguma combinação linear delas é estacionária, ou seja, se há co-integração.

Os resultados destes dois testes influenciam enormemente na decisão de como modelar o relacionamento entre as séries.

4.1 Teste de raiz unitária

Na análise de séries temporais, é comum nos assegurarmos de que elas sigam um processo estocástico cujas variáveis aleatórias tenham média e variância constante e finita e função de autocovariância que dependa somente da defasagem no tempo e não do tempo em si (GUJARATI, 2011, p. 734), isto é, que sejam estacionárias no sentido amplo. Mais formalmente, um processo aleatório formado por variáveis aleatórias discretas Y_t será estacionário se, dado um processo estocástico autorregressivo de ordem 1 do tipo:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (4.1)$$

Onde $u_t \stackrel{iid}{\sim} N(0, \sigma^2)$. Sabe-se que ele será estacionário se $|\rho| < 1$, e não-estacionário se $|\rho| = 1$, o que é conhecido como passeio aleatório¹⁰.

O objetivo do teste de raiz unitária é inferir o valor de ρ com base nas realizações particulares do processo estocástico. Isto é útil porque assim podemos saber se teremos que trabalhar com as variáveis em primeira diferença (para evitar regressões espúrias) ou testar se elas co-integram.

Para isto, o teste *Augmented Dickey-Fuller* modifica a Equação 4.1 como segue:

$$\begin{aligned} Y_t - Y_{t-1} &= \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta \Delta Y_{t-i} + u_t \\ \Delta Y_t &= \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta \Delta Y_{t-i} + u_t \end{aligned} \quad (4.2)$$

¹⁰ Ao resolver recursivamente para o caso quando $|\rho| = 1$, $Y_t = Y_{t-1} + u_t = Y_0 + \sum u_t$, percebe-se a importante característica de memória infinita do processo, de que ele nunca se "esquece" do choque. (GUJARATI, 2011, p. 736)

Onde $\gamma = (\rho - 1)$. Para logo depois estimar esta equação por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

O valor estimado de γ serve então para testar a hipótese de raiz unitária $\gamma = 0$, que equivale a $\rho = 1$, contra a hipótese alternativa unilateral $\gamma < 0$, que equivale a $\rho < 1$. Calcula-se então o valor t estimado, isto é, $\hat{\gamma}/EP(\hat{\gamma})$, com o porém de que sob a hipótese nula $\gamma = 0$, essa estatística não segue mais a distribuição t, mas a distribuição τ . Isso se dá em razão do teste t ser enviesado no caso de um passeio aleatório (GUJARATI, 2011, p. 748-749).

Importante pontuar que a estatística τ é sensível à forma funcional da equação (4.1), isso quer dizer que os valores críticos do teste mudarão se adicionarmos um termo de deslocamento δ em (4.1), denotada como τ_μ ou um termo de tendência determinística, $\beta t, \tau_\tau$.

O termo adicional $\sum_{i=1}^{p-1} \delta \Delta Y_{t-i}$ em (4.2) serve para generalizar o teste para processos autorregressivos de ordem p , de forma a preservar a condição de ruído branco em u_t ao controlar pela possível autocorrelação serial (GRÖPPO, 2004, p. 40).

Serão ainda utilizados os testes de Phillips-Perron e de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, apesar de não serem expostas aqui em detalhes. Para isso, ver Phillips e Perron (1988) e Kwiatkowski et al. (1992).

Uma série é dita integrada de ordem 0 quando for diagnosticada como estacionária, $Y_t \sim I(0)$, e integrada de ordem 1, $Y_t \sim I(1)$, quando não é possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária, implicando que sua primeira diferença é estacionária.

4.2 Teste de Co-integração uni-equacional de Engle e Granger

Quando duas ou mais séries são integradas da mesma ordem, mas uma combinação linear delas for integrada de uma ordem menor, dizemos que elas co-integram. O caso comum é quando as séries são não-estacionárias, mas uma combinação linear delas é estacionária.

Formalmente, as séries Y_t são co-integradas de ordem d, b se todas forem integradas de ordem d e se existe uma combinação linear $Z_t = \beta' Y_t$ tal que $Z_t \sim I(d-b), b > 0$ (LÜTKEPOHL, 2005, p. 245), onde β é o vetor cointegrante.

O teste de Engle-Granger procura testar essa condição em duas etapas. Por exemplo, em um contexto bi-variado, em que Y_t é explicada por X_t , primeiro estima-se a seguinte equação por MQO:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t \quad (4.3)$$

Para na segunda etapa, aplicar o teste ADF nos resíduos desta regressão, ou seja, na equação $\Delta \hat{u}_t = \gamma \hat{u}_{t-1} + \epsilon_t$. Se eles forem estacionários, então pode-se concluir que as séries são co-integradas.

Vale ressaltar que, como explicado por Gujarati (2011, p. 756), os valores críticos com os quais se deve comparar a estatística de teste calculada são diferentes dos do teste de raiz unitária, porque os resíduos a serem testados foram obtidos com base no β estimado.

Uma vez que é possível haver mais de uma relação de co-integração, este teste não é muito apropriado para achá-las visto que se baseia nos resultados de uma única regressão. Além disso, ele depende da especificação da equação, de qual variável é endógena e quais são exógenas. Por isso, é apropriado que se investigue a co-integração no contexto multivariado, o que será feito pelo teste de Johansen, como veremos.

4.3 Modelo uni-equacional de correção de erros

Quando duas ou mais variáveis co-integram, a interpretação econômica é de que, apesar da tendência estocástica torná-las imprevisíveis individualmente, há um mecanismo de equilíbrio de longo prazo que as impede de se afastarem uma da outra, um mecanismo de correção de erros. No curto prazo, pode haver desequilíbrio, mas ele não sai do controle (não tem uma variância explosiva), retornando sempre à uma média constante, ao contrário de um passeio aleatório Gujarati (2011, p. 757-758).

Uma vez identificada uma relação de co-integração, é interessante que se estime a sua representação como um mecanismo de correção de erro. Nesta representação, podemos observar o quanto a variação da variável dependente é sensível ao desvio em relação ao equilíbrio e às variações de suas variáveis explicativas. Matematicamente,

$$\Delta Y_t = \alpha_1(Y_t - \beta_0 - \beta_1 X_t) + \alpha_2 \Delta X_t + u_t \quad (4.4)$$

Onde u_t é um termo de ruído branco.

Como explicado em Hendry e Juselius (2000), o coeficiente $|\alpha|$ indica o quão rapidamente a variável dependente retorna ao equilíbrio, sendo ele normalmente negativo: quando o desvio é positivo, tudo o mais constante, Y_t será corrigido para baixo, quando positivo, para cima. Ou seja, este modelo é útil para capturar a sensibilidade aos desvios da relação de longo prazo, enquanto os coeficientes das variáveis defasadas, os efeitos das mudanças de curto prazo.

Neste trabalho, serão estimados tanto um modelo univariado quanto um multivariado, cuja metodologia será explorada a seguir.

4.4 Vetores autorregressivos (VAR)

Segundo Grôppo (2004, p. 51-52), a principal característica de um modelo VAR é o tratamento simétrico das variáveis incluídas no modelo, isto é, não é preciso especificar previamente quais variáveis são exógenas e endógenas, o modelo estrutural que espelha o relacionamento real das variáveis. Por isso, ele está sujeito a poucas restrições teóricas. É somente necessário

especificar quais variáveis interagem dentro do sistema e o número de defasagens que melhor capturam esta interação.

São muito úteis para visualizar como uma variável responde a um choque em outra variável, por causa das funções de impulso-resposta.

Seguindo a notação de Lütkepohl (2005, p. 13), um modelo de vetores autorregressivos de ordem p , VAR(p), com K variáveis, possui a seguinte forma:

$$y_t = v + A_1 y_{t-1} + \cdots + A_p y_{t-p} + u_t, \quad t = 0, \pm 1, \pm 2, \dots \quad (4.5)$$

Onde $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{Kt})'$ é um vetor de variáveis aleatórias, $v = (v_1, \dots, v_K)'$, um vetor para o intercepto, $u = (u_1, \dots, u_K)'$, um vetor de ruído branco gaussiano¹¹ e A_i são matrizes ($K \times K$) de coeficientes.

Desta equação pode-se perceber que os valores presentes das variáveis são explicados pelas p defasagens de todas as outras variáveis no sistema.

Dado um AR(1) que começa em $t = 1$, resolvendo recursivamente o sistema, chegamos a:

$$\begin{aligned} y_1 &= v + A_1 y_0 + u_1 \\ y_2 &= v + A_1 y_1 + u_2 = v + A_1(v + A_1 y_0 + u_1) + u_2 \\ &= (I_K + A_1)v + A_1^2 y_0 + A_1 u_1 + u_2 \\ y_t &= (I_K + A_1 + \cdots + A_1^{t-1})v + A_1^t y_0 + \sum_{i=0}^{t-1} A_1^i u_{t-i} \end{aligned} \quad (4.6)$$

Se todos os autovalores em módulo da matriz A_1 são menores que 1, o que é equivalente a testar se $\det(I_K - A_1 z) \neq 0$ para $|z| \leq 1$, o VAR é dito estável e converge assintoticamente para

$$\begin{aligned} y_t &= (I_K - A_1)^{-1}v + \sum_{i=0}^{\infty} A_1^i u_{t-1-i} \\ y_t &= \mu + \sum_{i=0}^{\infty} A_1^i u_{t-1-i} \end{aligned} \quad (4.7)$$

O que é também conhecido como a representação em média móvel do modelo VAR (LÜTKEPOHL, 2005, p. 18). Dela podemos ver que a distribuição de probabilidades de y_t é unicamente determinada pela distribuição do termo de erro u_t , que se assume ser gaussiano. Esse resultado pode ser generalizado para AR(p), dado que qualquer processo AR(p) pode ser representado como um processo AR(1) (LÜTKEPOHL, 2005, p. 15). Da equação (4.7) a média e auto-covariâncias de y_t podem ser derivadas:

¹¹ Logo, $E(u_t) = 0$ e $E(u_t u_t') = \Sigma_u$, onde $E(u_t u_s') = 0$ para $t \neq s$ e $E(u_t u_t') = \Sigma_u, \forall t$.

$$E(y_t) = \mu, \forall t$$

$$\Gamma_y(h) = E(y_t - \mu)(y_{t-h} - \mu)' = \sum_{i=0}^{\infty} A_1^{h+i} \Sigma_u A_1^{i'}$$

Do que se conclui que um modelo AR(p) estável é estacionário no sentido amplo (LÜTKE-POHL, 2005, p. 15-16)

4.5 Função de Impulso-resposta

A função de impulso-resposta serve para visualizar o efeito provocado em um sistema dinâmico por um choque exógeno em uma variável.

Para vermos o que ocorre matematicamente, seguimos a exposição de Lütkepohl (2005, p. 51-53) e supomos um AR(1) com $v = 0$, ou seja, $y_t = A_1 y_{t-1} + u_t$:

$$\begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \\ y_{3,t} \end{bmatrix} = A_1 \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \\ y_{3,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \\ u_{3,t} \end{bmatrix}$$

Se assumirmos que no período $t = 0$ há um choque exógeno em y_1 , tal que

$$\begin{bmatrix} y_{1,0} \\ y_{2,0} \\ y_{3,0} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} u_{1,0} \\ u_{2,0} \\ u_{3,0} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

Teremos, em t períodos a frente, que

$$\begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \\ y_{3,t} \end{bmatrix} = A_1^t \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

Do que se conclui que a resposta do sistema a um impulso na variável y_1 é simplesmente a primeira coluna da matriz A_1^t , ou, mais geralmente, a resposta a um impulso na variável y_k , após t períodos, é a coluna k da matriz A_1^t , que, deve-se observar, vai se aproximando de zero quando t tende ao infinito se o VAR(1) é estável, ou seja, a resposta do sistema vai se dissipando com o tempo. Quando não estável, isso não é necessariamente verdade, como no caso do modelo vetorial de correção de erros.

Um problema dessa interpretação é a possibilidade de duas variáveis distintas serem significativamente correlacionadas, pois, assim, um choque não pode ser assumido independente um

do outro, provavelmente sendo acompanhado de um choque na variável com que guarda correlação. Para resolver isso, recorre-se às funções de resposta ao impulso ortogonal, que resolve o problema ao fazer os resíduos serem não-correlacionados (ortogonais) a partir da decomposição de Cholesky (LÜTKEPOHL, 2005, p. 56-62).

Outro problema da função impulso-resposta é sua sensibilidade à ordenação das variáveis, que surge exatamente da decomposição mencionada. Neste trabalho, a ordenação será feita com base na teoria econômica, o que será explicado na apresentação dos resultados.

4.6 Modelo vetorial de correção de erros (VECM)

Como há a possibilidade de existir mais de uma relação de co-integração entre as variáveis, usaremos o teste de Johansen para descobrir quantas delas existem. A interação dinâmica entre as séries pode ser então modelada como um mecanismo de correção de erros multivariado.

A diferença em relação ao caso univariado é que agora temos mais de uma equação. Por exemplo, dadas duas variáveis $I(1)$, y_1 e y_2 , teremos que:

$$\begin{aligned}\Delta y_{1t} &= \alpha_1(y_{1,t-1} - \beta_1 y_{2,t-1}) + \gamma_{11,1} \Delta y_{1,t-1} + \gamma_{12,1} \Delta y_{2,t-1} + u_{1t} \\ \Delta y_{2t} &= \alpha_2(y_{1,t-1} - \beta_1 y_{2,t-1}) + \gamma_{21,1} \Delta y_{1,t-1} + \gamma_{22,1} \Delta y_{2,t-1} + u_{2t}\end{aligned}\quad (4.8)$$

Por serem $I(1)$, as primeiras diferenças $\Delta y_{i,t}$ são estacionárias e o termo de erro u_{it} é também assumido estacionário. Colocando o termo de equilíbrio em evidência:

$$\alpha_i(y_{1,t-1} - \beta_1 y_{2,t-1}) = \Delta y_{it} - \gamma_{i1,1} \Delta y_{1,t-1} - \gamma_{i2,1} \Delta y_{2,t-1} - u_{it}$$

Podemos concluir que se qualquer $\alpha_i \neq 0$, o termo $y_{1t} - \beta_1 y_{2t}$ será estacionário, implicando que as duas variáveis co-integram, visto que um processo estacionário não pode ser igual a um processo não-estacionário (LÜTKEPOHL, 2005, p. 244-247).

Em notação matricial, as equações (4.8) tornam-se:

$$\begin{aligned}\Delta y_t &= \alpha \beta' y_{t-1} + \Gamma_1 (y_{t-1} - y_{t-2}) + u_t \\ y_t - y_{t-1} &= \alpha \beta' y_{t-1} + \Gamma_1 (y_{t-1} - y_{t-2}) + u_t\end{aligned}\quad (4.9)$$

O que pode ser representado por um VAR(2) ao manipular algebricamente (4.9):

$$y_t = (I_K + \Gamma_1 + \alpha \beta') y_{t-1} - \Gamma_1 y_{t-2} + u_t \quad (4.10)$$

Mais geralmente, supondo um processo VAR(p) instável:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t \quad (4.11)$$

O que é verdadeiro se $\det(I_K - A_1 z - A_2 z^2 - \dots - A_p z^p) = 0$ para $z = 1$. Neste caso, conclui-se que a matriz $\Pi = -(I_K - A_1 - A_2 - \dots - A_p)$ não é inversível e, por isso, $\text{posto}(\Pi) = r < K$.

Assim, é possível decompôr a matriz Π em duas matrizes α e β , de posto r e dimensão $(K \times r)$ de maneira que $\Pi = \alpha\beta'$.

Podemos manipular a equação (4.11) tirando a primeira diferença (subtraindo y_{t-1} de ambos os lados) e manipulando algebricamente de modo a obter a matriz $\Pi = -(I_K - A_1 - \dots - A_p)$ até chegarmos à representação vetorial de correção de erros:

$$\begin{aligned}\Delta y_t &= \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{t-1} \Delta y_{t-p+1} + u_t \\ \Delta y_t &= \alpha\beta' + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{t-1} \Delta y_{t-p+1} + u_t\end{aligned}\tag{4.12}$$

Onde $\Gamma_i = -(A_{i+1} + \dots + A_p)$, $i = 1, \dots, p-1$. É possível ainda reescrever (4.12) em sua forma VAR, o que não será aqui demonstrado, ver (LÜTKEPOHL, 2005, p. 248-249).

Agora, ao colocar a matriz Π em evidência na equação (4.12):

$$\begin{aligned}\Pi y_{t-1} &= \Delta y_t - \Gamma_1 \Delta y_{t-1} - \dots - \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} - u_t \\ \alpha\beta' y_{t-1} &= \Delta y_t - \Gamma_1 \Delta y_{t-1} - \dots - \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} - u_t\end{aligned}\tag{4.13}$$

Salta à vista que, se todas as variáveis forem estacionárias após a primeira diferença, ou seja, se são $I(0)$ ou $I(1)$, todos os termos do lado direito da equação são estacionários, logo a matriz $\Pi y_{t-1} = \alpha\beta' y_{t-1}$ também o é. Isto não muda se retirarmos o termo α do lado esquerdo ao pré-multiplicar a equação por $(\alpha' \alpha)^{-1} \alpha'$, o que nos deixa com $\beta' y_t$, que representa uma relação de co-integração entre as variáveis em y_t . β é conhecida como a matriz de co-integração e α como a *loading matrix* (LÜTKEPOHL, 2005, p. 244-249).

Quando $0 < \text{posto}(\Pi) = r < K$, quer dizer que há r relações de co-integração no sistema. Já quando $\text{posto}(\Pi) = 0$, ou seja, é uma matriz nula, Δy_t é um VAR(p-1) estável, e se $\text{posto}(\Pi) = K$, quer dizer que todas as variáveis no sistema são estacionárias e que Δy_t pode ser representado por um VAR(p) estável¹².

4.7 Teste de Johansen

O teste de Johansen, mais detalhadamente explicado em Lütkepohl (2005, p. 327-330), procura testar hipóteses acerca do posto da matriz Π com base numa estatística de teste calculada pela razão entre estimadores de máxima verossimilhança.

¹² Isto se justifica porque, neste caso, $\Pi = (I_K - A_1 - \dots - A_p) = (I_K - A_1 z - \dots - A_p z^p)$ para $z = 1$, e, como $\det(I_K - A_1 - \dots - A_p) \neq 0$, concluímos que o polinômio característico deste VAR não possui raiz unitária, sendo, portanto, estacionário.

O teste tem duas formas. A primeira calcula uma estatística de teste conhecida como estatística de traço e testa as hipóteses:

$$\begin{aligned} H_0 : posto(\Pi) &= r_0 \\ H_1 : r_0 &< posto(\Pi) \leq K \end{aligned} \quad (4.14)$$

A segunda é conhecida como estatística do máximo autovalor e testa as hipóteses:

$$\begin{aligned} H_0 : posto(\Pi) &= r_0 \\ H_1 : posto(\Pi) &= r_0 + 1 \end{aligned} \quad (4.15)$$

Com isso, testam-se as hipóteses nulas de $posto(\Pi) = r_0 = 0, 1, \dots, K - 1$, até que não se consiga rejeitar a hipótese nula, do que se conclui que o sistema tem r_0 relações de co-integração.

5 Apresentação dos resultados

Neste capítulo serão apresentados os resultados do tratamento das séries temporais e, em seguida, os da estimação dos modelos.

No modelo final, foram incluídas como determinantes do spread as variáveis taxa básica de juros (selic), inadimplência (inad), atividade econômica (ibc) e inflação (igp), cobrindo o período de março de 2011 a setembro de 2019.

A concentração bancária foi excluída do modelo por ter dificultado a eliminação da autocorrelação residual no modelo.

Durante todo o capítulo, faz-se uso extensivo do pacote statsmodels do Python, dos autores Seabold e Perktold (2010).

5.1 Testes de raiz unitária

Na Tabela 3 estão compilados os resultados do teste de *Augmented Dickey-Fuller* com o número de defasagens sendo escolhido com base no *Bayesian Information Criterion* (BIC).

Nela podemos ver que há forte evidência de estacionariedade para a série igp e de não-estacionariedade para o ibc, em qualquer dos cenários. Há, ainda, evidência do spread ser estacionário em torno de uma tendência. A selic e a inadimplência não foram consideradas estacionárias em qualquer dos cenários.

A Tabela 4 apresenta os resultados para o teste de Phillips-Perron, que diagnosticou somente a variável igp como estacionária.

Tabela 3 – Teste Augmented Dickey-Fuller de raiz unitária

Variável	Defasagem	Sem drift e sem tendência	Com drift	Com tendência
		P-valor		
spread*	12	0.67	0.12	0.00
selic	4	0.23	0.61	0.79
ibc	0	0.59	0.68	0.75
inad	4	0.37	0.17	0.39
igp*	0	0.00	0.00	0.00

Fonte – Elaboração própria, com base na função `adfuller` do pacote `statsmodels` do Python.

Nota – H_0 : raiz unitária. H_a : estacionária.

* Estacionariedade.

Tabela 4 – Teste Phillips-Perron de raiz unitária

Variável	Defasagem	Sem drift e sem tendência	Com drift	Com tendência
		P-valor		
spread	13	0.76	0.61	0.79
selic	13	0.31	0.76	0.90
ibc	13	0.60	0.61	0.65
inad	13	0.54	0.57	0.72
igp*	13	0.00	0.00	0.00

Fonte – Elaboração própria, com base na função `PhillipsPerron` do pacote `arch` do Python.

Nota – H_0 : raiz unitária. H_a : estacionária.

* Estacionariedade.

Por fim, na Tabela 5 constam os resultados do teste *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin* (KPSS) de estacionariedade, que se distingue por ter como hipótese nula a estacionariedade ao invés da raiz unitária.

Ele reforça a evidência de que a variável do igp seja estacionária. Além disso, contrariando os outros testes, encontra evidência de estacionariedade para a variável do inad e selic. Já o ibc continuou como não-estacionário.

Portanto, a selic e inad foram diagnosticadas como estacionárias somente pelo KPSS, sendo provavelmente não-estacionárias. O ibc foi consistentemente diagnosticado como não-estacionário, o mesmo valendo para a estacionariedade do igp.

Dados estes resultados, é razoável concluir que as variáveis selic, spread, inad e ibc têm raiz unitária.

O próximo passo agora é investigar se há co-integração entre alguma combinação linear das variáveis spread, selic, inad e ibc, ou seja, se há um equilíbrio de longo prazo entre elas.

Tabela 5 – Teste KPSS de estacionariedade

Variável	H ₀ : constante-estacionária		H ₀ : tendência-estacionária	
	Defasagem	P-valor	Defasagem	P-valor
spread	6	0.01	5	0.01
selic*	6	0.09	6	0.01
ibc	5	0.01	5	0.01
inad*	5	0.10	5	0.02
igp*	4	0.10	4	0.10

Fonte – Elaboração própria, com base na função kpss do pacote statsmodels do Python.

Nota – H₀: estacionariedade. H_a: raiz unitária.

* Estacionariedade.

Esta é uma hipótese razoável de se fazer, visto possuir um sentido econômico: há uma relação muito próxima entre o spread e a taxa Selic (pelo efeito custo de oportunidade etc.), a inadimplência (efeito custo de crédito) e a atividade econômica (pelo efeitos inadimplência, poder de mercado, melhora na percepção de risco etc.).

5.2 Teste de co-integração uni-equacional

Para verificar isto, utilizaremos o teste de Engle-Granger sobre a equação $\text{spread} = \beta_0 + \beta_1 \text{selic} + \beta_2 \text{inad} + \beta_3 \text{inad} + \beta_4 \text{igp}$, para o caso com e sem um termo de tendência temporal (βt). Os resultados do teste podem ser vistos na Tabela 6.

Tabela 6 – Teste de co-integração

Tendência	Engle-Granger	P-valor	1%	5%	10%
Sim	-5.16	0.01	-5.2	-4.57	-4.26
Não	-4.84	0.01	-4.83	-4.21	-3.89

Fonte – Elaboração própria, com base na função coint do pacote statsmodels do Python.

Nota – * Co-integração.

Deles se conclui que há evidência de co-integração ao nível de significância de 5%, independente do termo de tendência.

5.3 Modelo uni-equacional de correção de erros

Por essa razão, foi utilizada a equação sem tendência para fazer a estimação da relação de equilíbrio de longo prazo. Os resultados estão na Tabela 7.

Os sinais dos coeficientes são os esperados, apesar de insignificante para a inadimplência.

Tabela 7 – Relação de co-integração

	Variável dependente: spread
Intercept	30.2636*** (1.0014)
selic	0.1619*** (0.0238)
inad	-0.0839 (0.0596)
ibc	-5.4874*** (0.1967)
Observações	102.0000
R^2	0.9056
R^2 Ajustado	0.9027
Estatística F	313.346 (0.000)
Jarque-Bera	1.806 (0.405)
Dickey-Fuller	-4.156 (0.001)
Durbin-Watson	0.706

Nota – * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

Entre parênteses: nos coeficientes, o desvio-padrão, nas estatísticas, o p-valor.

Chama atenção também o especialmente alto valor do coeficiente da variável *ibc*, significando que, no longo prazo, um aumento de 1% na atividade econômica diminui, em média, o nível do spread em 5.48%. Analogamente, um aumento de 1% na *selic* aumenta em 0.16% o spread.

Além disso, como esperado de um termo de equilíbrio, os resíduos dessa regressão apresentam evidência de ser um processo estacionário autorregressivo de ordem 1, como esperado pela teoria¹³, o que é verificado pela estatística de Durbin-Watson entre 0 e 1 e pelo baixo p-valor da estatística de Dickey-Fuller.

Agora, para observar os efeitos de curto prazo sobre o spread, estimamos o modelo de correção de erros: $\Delta spread = \alpha(spread - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 selic - \hat{\beta}_2 inad + \hat{\beta}_3 igp) + \alpha_1 \Delta selic + \alpha_2 \Delta inad + \alpha_3 \Delta igp + u_t$.

A estimação dos coeficientes desta equação são relatados na Tabela 8.

Eles permitem interpretar que, dentro de um mês, 10% do spread é corrigido quando em desequilíbrio. Além disso, os efeitos de curto prazo foram tais que 1% de aumento na *selic* aumenta o spread em 0.21% e 1% de aumento na inadimplência aumenta o spread em 0.52%. O efeito de curto prazo da atividade econômica sobre o spread não foi significativo.

Estes resultados sugerem que a atividade econômica e a inadimplência estejam explicando a mesma coisa, a saber, o efeito da inadimplência sobre o spread, visto que a significância de uma

¹³ Hendry e Juselius (2000, p. 12).

Tabela 8 – Modelo de correção de erros

	Variável dependente: spread
equilibrio	-0.1009* (0.0547)
selic	0.2186** (0.0936)
inad	0.5216*** (0.1317)
ibc	-0.4502 (0.4184)
Observações	101.0000
R^2	0.2862
R^2 Ajustado	0.2567
Estatística F	9.722 (0.000)
Jarque-Bera	3.023 (0.221)
Dickey-Fuller	-8.347 (0.000)
Durbin-Watson	1.781

Nota – * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

Entre parênteses: nos coeficientes, o desvio-padrão, nas estatísticas, o p-valor.

anula o poder explicativo da outra. Como podemos ver na literatura, esse não é sempre o caso, relevando tão somente que o possível efeito-inadimplência da atividade econômica preponderou sobre qualquer outro efeito que ela poderia ter sobre o spread, como o efeito de diminuí-lo por uma melhora nas expectativas.

5.4 Modelo vetorial de correção de erros

Neste capítulo serão analisados os resultados do modelo de correção de erros multivariado. Primeiro, a etapa pré-estimação, como foram escolhidos o número do defasagem e o posto de co-integração. Por fim, é feita a análise das funções de impulso-resposta.

O modelo estimado tem a seguinte forma:

$$\Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \cdots + \Gamma_p \Delta y_{t-1} + C D_t + u_t \quad (5.1)$$

Onde o vetor y_t contém as variáveis do spread, selic, inad e ibc.

A matriz D_t , cujos coeficientes estão contidos em C , contém termos determinísticos, tais como intercepto e onze variáveis dummy para controlar pela sazonalidade nas séries, além da variável da inflação como exógena. Não foram incluídos termos determinísticos dentro da relação de co-integração.

Antes da estimação, porém, é necessário determinar qual o posto da matriz de co-integração e o número de defasagem p do modelo. É o que será feito nas duas próximas seções.

5.4.1 Seleção do número de defasagem

O número de defasagens foi parcimoniosamente escolhido com base no teste de Portmanteau, ou seja, foi escolhido o modelo de menor ordem que evidenciasse ausência de autocorrelação. Com este método, chegou-se ao número de 2 defasagens.

O resultado do teste pode ser visto na Tabela 9, que mostra não haver autocorrelação até o lag 12.

Tabela 9 – Teste de Portmanteau

Estatística de teste	Valor crítico	P-valor	Graus de liberdade
170.4	186.1	0.203	156

Nota – H_0 : autocorrelação serial até defasagem 12 é zero.

Por outro lado, há forte evidência de que os resíduos não sejam normalmente distribuídos¹⁴, como pode ser visto na Tabela 10.

Tabela 10 – Teste de Jarque-Bera

Estatística de teste	Valor crítico	P-valor	Graus de liberdade
117.2	15.51	0.000	8

Nota – H_0 : Dados gerados por um processo estocástico normalmente distribuído.

5.4.2 Ordenação das variáveis

Como se sabe, a ordenação das variáveis do modelo é crucial para a análise das funções de resposta ao impulso ortogonal e da decomposição da variância. Um capítulo se faz necessário para esclarecer os cuidados tomados em relação a isso.

Na literatura empírica, é comum ordenar as variáveis pelo critério de endogeneidade, isto é, da mais exógena para a mais endógena, devido à decomposição de Cholesky resultar em uma matriz triangular inferior. Por exemplo, isto é feito em Oreiro et al. (2006) e Chaim (2013).

Segundo Lütkepohl (2005, p. 61), a ordenação deve ser feita tal que a primeira variável seja a única com o potencial de afetar contemporaneamente todas as outras (sem também ser por elas instantaneamente afetadas), a segunda com o potencial de afetar imediatamente todas as outras exceto a primeira, etc.

Com isso em mente, não foram utilizadas ferramentas estatísticas, somente interpretação econômica, chegando-se a ordem: Selic, Inad, Ibc e Spread. A Selic como primeira porque, teoricamente, afeta todas as outras e só seria afetada por elas com uma defasagem ou mais. Em

¹⁴ O que também acontece em Chaim (2013) e Oreiro et al. (2006)

seguida, Inad e Ibc, assumindo que a atividade econômica não tem um efeito imediato sobre a inadimplência, mas que a inadimplência poderia afetar imediatamente a atividade e o spread. Por fim, o spread, assumindo que possa ser, teoricamente, imediatamente influenciado por todas elas.

5.4.3 Teste de Johansen

Os testes de Johansen aplicados ao modelo VECM de ordem 2¹⁵ suportam a evidência de uma relação de co-integração no sistema, como pode ser visto nas tabelas Tabela 11a e Tabela 11b.

Tabela 11 – Testes de Johansen

(a) Máximo autovalor				(b) Traço			
r_0	r_1	Estatística de teste	Valor Crítico	r_0	r_1	Estatística de teste	Valor Crítico
0	1	33.52	30.82	0	4	60.57	55.25
1	2	16.57	24.25	1	4	27.05	35.01
$H_0: r = r_0. H_a: r_0 = r_0 + 1$				$H_0: r = r_0. H_a: r_0 < r < 4$			

Nas duas, rejeita-se a hipótese nula de que não há qualquer relação de co-integração, para, em seguida, ser feito o teste sob a hipótese nula de que há uma relação de co-integração, e, não sendo possível rejeitá-la, concluímos que há uma relação de co-integração.

Os coeficientes estimados do vetor co-integrante e da *loading matrix* podem ser vistos na Tabela 12.

Tabela 12 – Coeficientes estimados da relação de longo prazo

		Coeficiente	Desvio Padrão	Z	P> z	[0.025	0.975]
spread	$\hat{\alpha}_1$	-0.0764	0.031	-2.463	0.014	-0.137	-0.016
selic	$\hat{\alpha}_2$	-0.0302	0.035	-0.863	0.388	-0.099	0.038
ibc	$\hat{\alpha}_3$	-0.0362	0.014	-2.518	0.012	-0.064	-0.008
inad	$\hat{\alpha}_4$	-0.1603	0.026	-6.182	0.000	-0.211	-0.109
spread	$\hat{\beta}_1$	1.0000	0	0	0.000	1.000	1.000
selic	$\hat{\beta}_2$	-0.4674	0.040	-11.783	0.000	-0.545	-0.390
ibc	$\hat{\beta}_3$	5.2031	0.228	22.773	0.000	4.755	5.651
inad	$\hat{\beta}_4$	0.5153	0.083	6.185	0.000	0.352	0.679

As estimativas são muito similares às que vimos na Tabela 7, exceto pelo agora significativo e inesperado sinal do coeficiente da inadimplência, implicando que um aumento de 1% na inadimplência diminuiria o spread em 0.51%, em média. De modo similar, um aumento de 1% na selic aumentaria o spread em 0.46% e um aumento de 1% no ibc faria diminuir o spread em 5.2%.

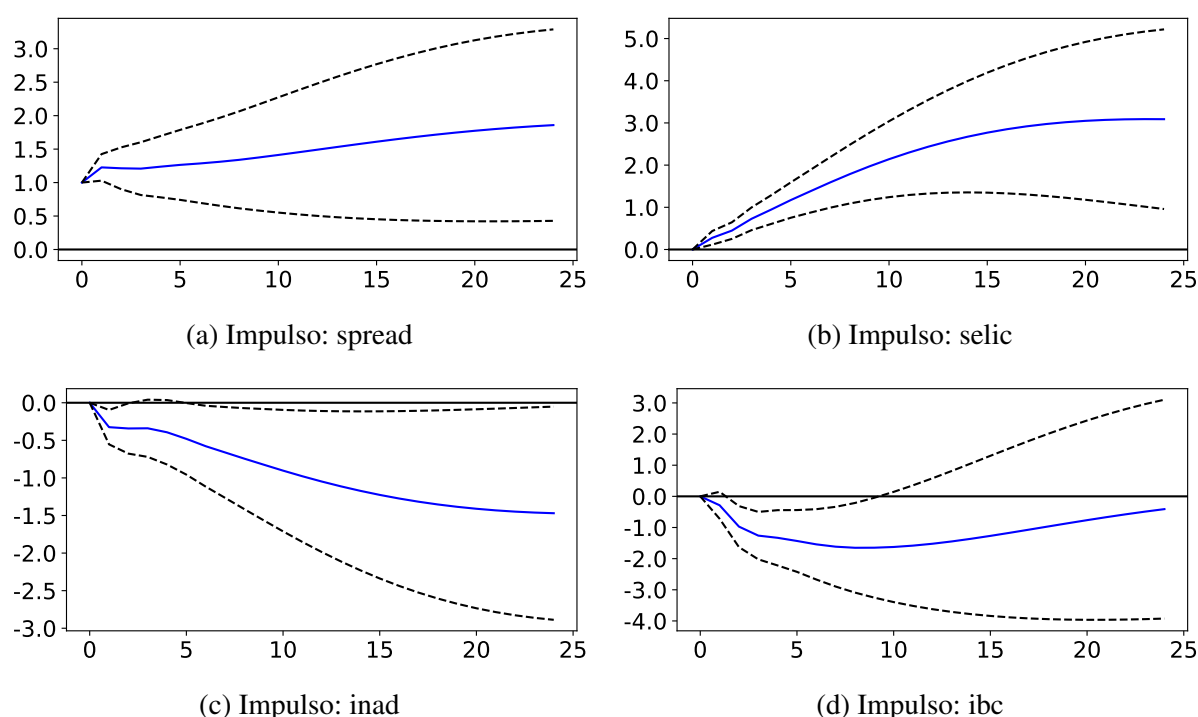
¹⁵ Com a ordenação: spread, selic, ibc e inad, de modo a se obter um vetor co-integrante com significado após normalizado.

Ainda de acordo com esses resultados, as equações que mais se auto-corrigem aos desvios em relação ao equilíbrio são, em ordem, a da inadimplência, spread, ibc e selic, apesar do coeficiente da última não ser significativamente diferente de 0.

5.4.4 Funções de Impulso-Resposta

Neste capítulo serão interpretados os resultados da estimação com base nas funções de resposta do spread a um impulso nas variáveis do sistema. Na Figura 8 estão os gráficos da função de impulso-resposta, que se estendem até 24 meses, quando a reação ao impulso tende a se estabilizar.

Figura 8 – Função de impulso-resposta (spread)



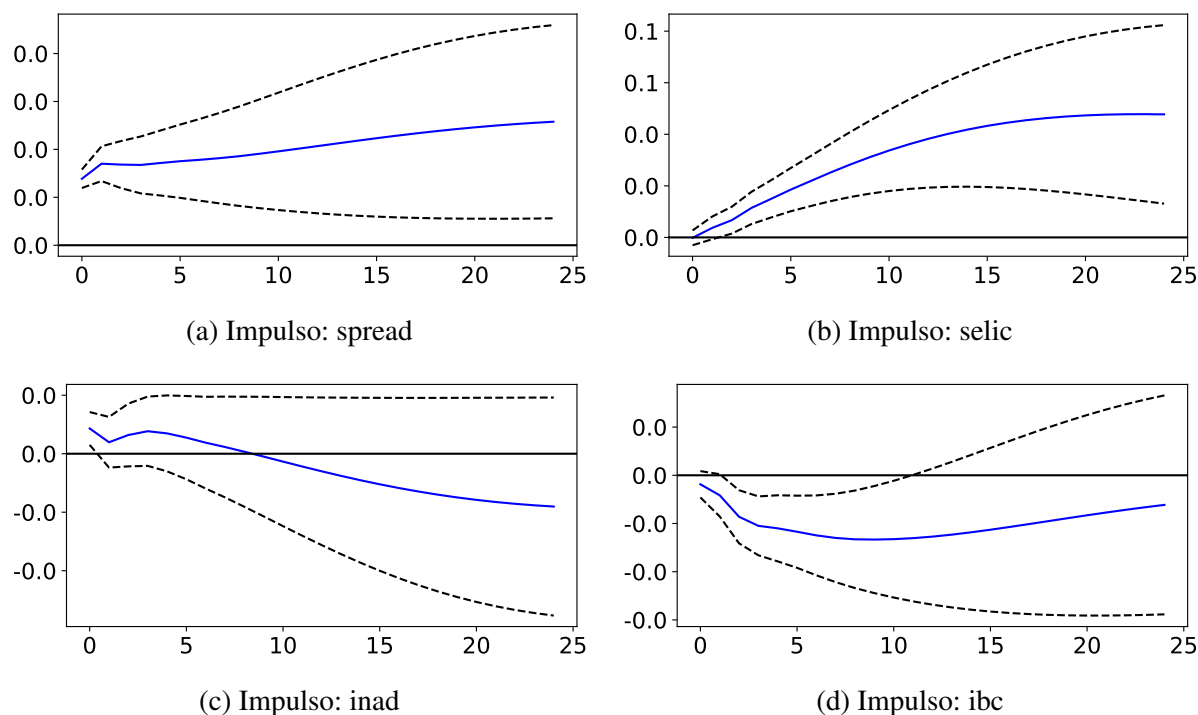
Fonte: Elaboração própria.

Por meio deles podemos constatar que, pela estimação, um impulso na taxa básica de juros causa um aumento persistente no spread que só vem a se estabilizar em mais ou menos 2 anos. E ainda que um impulso na atividade econômica diminuiria o spread com alguns meses de defasagem, sendo o sinal insignificante para período mais longos. Já um impulso na inadimplência teria o inesperado e persistente efeito de diminuir o spread, sendo significativo por pouco.

Na Figura 9, podem ser visualizadas as funções de resposta ao impulso ortogonal, com base na ordenação já mencionada: selic, inad, ibc e spread. Pouca coisa muda, exceto que agora a resposta a um impulso na inadimplência torna-se não-significativo.

A resposta ao impulso na taxa Selic foram de encontro ao que normalmente se chega na literatura empírica, por exemplo, em Oreiro et al. (2006) e Chaim (2013), isto é, um efeito positivo,

Figura 9 – Função de impulso-resposta ortogonal (spread)



Fonte: Elaboração própria.

como esperado. No entanto, aqui a resposta foi muito mais persistente do que a encontrada por esses autores.

A resposta a um impulso na atividade econômica teve um efeito negativo temporário depois de alguns meses, tornando-se insignificante depois de um ano, mais ou menos. Isto provavelmente indica um efeito através da melhora na percepção de risco de crédito por parte dos bancos ou por ter dominado o efeito-inadimplência mais do que a variável inadimplência em si. Isto é diferente do encontrado em Oreiro et al. (2006) e Chaim (2013), que encontram uma resposta positiva, isto é, que uma maior demanda por crédito tende a aumentar o spread.

O ponto mais problemático da estimação foi o spread tender a diminuir persistentemente dado um impulso na inadimplência, o que é bastante incabível teoricamente. No entanto tal reação não é significativamente diferente de zero na função de impulso-resposta ortogonal, no entanto há um efeito positivo imediato (isto é, sem defasagem).

Os coeficientes estimados para a inflação como variável exógena (cujos resultados estão sob a alcinha de exog1 no apêndice A) foram economicamente desprezíveis, isto é, a elasticidade estimada foi muito baixa, o que é um resultado já encontrado na literatura, como em Oreiro et al. (2006), mas em desacordo com o trabalho mais recente de Chaim (2013), onde se encontra um coeficiente positivo para inflação. Dado se tratar de períodos distintos e a estabilidade recente da inflação, este resultado não chega a ser surpreendente.

6 Conclusão

O presente estudo teve o objetivo de procurar entender os determinantes macroeconômicos do spread bancário *ex-ante* no período recente da economia brasileira, que se distingue pela mínima histórica da taxa básica de juros.

Nesse sentido, a pergunta que se coloca é: o que poderia estar freando a queda do spread para níveis ainda menores se um de seus principais determinantes, a Selic, nunca esteve tão baixa antes?

Para responder esta pergunta, o estudo considerou, com base na revisão da literatura empírica, a inadimplência e a atividade econômica como possíveis determinantes do spread. Estas variáveis foram então modeladas de tal forma a capturar a dinâmica de longo e curto prazo entre as variáveis e como elas interagem em um sistema de equações dinâmico.

O resultado mais consistente obtido foi, como esperado, que a Selic é o principal determinante do spread, o que é normalmente o que se encontra na literatura. Nas funções de impulso-resposta podemos ver que dado um impulso na taxa de juros o spread aumenta persistentemente por mais ou menos um ano.

Foi também encontrado que a atividade econômica faz diminuir o spread, provavelmente por seu efeito indireto na inadimplência (o que explica, por exemplo, por que o coeficiente da inadimplência normalmente tornava-se insignificante estatisticamente) ou pelo efeito de diminuir a percepção de risco de crédito dos bancos.

Já o efeito da inadimplência sobre o spread foi em geral não significativo, exceto quando os resíduos não foram ortogonalizados e na relação de longo prazo do VECM, o que é problemático já que é improvável que tal efeito de fato possa ocorrer na prática.

Isto nos leva a acreditar que, apesar da taxa Selic ter chegado ao seu mínimo histórico, o que provavelmente tem feito o spread deixar de cair ainda mais é o efeito da baixa atividade econômica. Como se sabe, neste efeito podem estar contidos múltiplos fatores, dentre os quais o da inadimplência, mas também seja possível que o spread esteja resistindo à queda devido à baixa expectativa quanto à economia.

Referências

- AFANASIEFF, T.; LHACER, P.; NAKANE, M. The Determinants of Bank Interest Spread in Brazil. **Working Paper Series**, Banco Central do Brasil, v. 46, p. 205–218, ago. 2002. ISSN 1518-3548.
- ALMEIDA, F.; DIVINO, J. Determinants of the Banking Spread in the Brazilian Economy: The Role of Micro and Macroeconomic Factors. **International Review of Economics and Finance**, 2015.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. Relatório de Economia Bancária. Brasília, 2017. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/pec/depep/spread/REB_2017.pdf>.
- _____. _____. Brasília, 2018. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/content/publicacoes/relatorioeconomiabancaria/reb_2018.pdf>.
- BIGNOTTO, F. G.; RODRIGUES, E. A. d. S. Fatores de Risco e o Spread bancário no Brasil. **Trabalhos para Discussão**, Banco Central do Brasil, v. 110, p. 1–31, jul. 2006.
- CHAIM, P. L. P. **Determinantes macroeconômicos do spread bancário brasileiro: uma abordagem autorregressiva**. 2013. Monografia: Faculdade de Economia e Administração – Insper, São Paulo.
- FREIXAS, X.; ROCHET, J.-C. **Microeconomics of Banking**. 2. ed. [S.l.]: MIT Press Books, 2008.
- GRÔPPO, G. d. S. **Causalidade das variáveis macroeconômicas sobre o Ibovespa**. 2004. Diss. (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, University of São Paulo, Estado de São Paulo. DOI: 10.11606/D.11.2004.tde-06012005-165535. Disponível em: <<http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/11/11132/tde-06012005-165535/en.php>>.
- GUJARATI, D. **Econometria Básica**. 5. ed. [S.l.]: Mc Graw Hill, 2011.
- HENDRY, D. F.; JUSELIUS, K. Explaining Cointegration Analysis: Part 1. **The Energy Journal**, International Association for Energy Economics, v. 21, n. 1, p. 1–42, 2000. ISSN 01956574, 19449089. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/41322853>>.
- HO, T. S. Y.; SAUNDERS, A. The determinants of bank interest margins: theory and empirical evidence. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 16, p. 581–600, 1981.
- KLEIN, M. A. A theory of banking firm. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 3, p. 205–218, 1971.
- KOYAMA, S. M.; NAKANE, M. I. Os determinantes do Spread Bancário no Brasil. **Notas Técnicas do Banco Central do Brasil**, Banco Central do Brasil, v. 19, p. 1–14, abr. 2002. ISSN 1519-7212.
- KWIATKOWSKI, D. et al. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. **Journal of Econometrics**, Elsevier BV, v. 54, n. 1-3, p. 159–178, out. 1992. DOI: 10.1016/0304-4076(92)90104-y.

LEAL, R. M. Estrutura e Determinantes do Spread Bancário no Brasil após 1994: uma ANálise da Literatura Empírica. In: ELSEVIER (Ed.). **Sistema Financeiro: Uma Análise do setor bancário**. Rio de Janeiro: Adriana Amado et. al, 2007. cap. 10, p. 221–254.

LÜTKEPOHL, H. **New Introduction to Multiple Time Series Analysis**. [S.l.]: Springer Berlin Heidelberg, 2005. DOI: 10.1007/978-3-540-27752-1.

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. **Texto para discussão**, IPEA, v. 1710, fev. 2012. ISSN 1415 - 4765. Disponível em: <http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/1252/1/TD_1710.pdf>.

MAUDOS, J.; FERNÁNDEZ DE GUEVARA, J. Factors Explaining the Interest Margin in the Banking Sectors of the European Union. **Journal of Banking & Finance**, v. 28, p. 2259–2281, fev. 2004. DOI: 10.1016/j.jbankfin.2003.09.004.

MEDEIROS, F. R. **Um Modelo de determinantes macroeconômicos do spread bancário aplicado aos grandes bancos brasileiros**. [S.l.: s.n.], 2009. Monografia (Bacharel em Ciências Econômicas), Universidade de Brasília (UnB), Brasília, Brasil.

OLIVEIRA, G. C.; CARVALHO, C. E. O componente custo de oportunidade do spread bancário no Brasil: uma abordagem pós-keynesiana. **Economia e Sociedade**, v. 16, p. 371–404, dez. 2007.

OREIRO, J. L. d. C. et al. Determinantes macroeconômicos do spread bancário no Brasil: teoria e evidência recente. pt. **Economia Aplicada**, scielo, v. 10, p. 609–634, dez. 2006. ISSN 1413-8050. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1413-80502006000400007&nrm=iso>.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, Oxford University Press (OUP), v. 75, n. 2, p. 335–346, 1988. DOI: 10.1093/biomet/75.2.335.

PINHEIRO, V.; BELLOTTO, A. Concentração dificulta queda mais forte do spread bancário. **Valor Econômico**, abr. 2018. Disponível em: <<https://www.valor.com.br/financas/5440949/concentracao-dificulta-queda-mais-forte-do-spread-bancario>>.

SEABOLD, S.; PERKTOLD, J. statsmodels: Econometric and statistical modeling with python. In: 9TH Python in Science Conference. [S.l.: s.n.], 2010.

SIMÃO, E.; CAMPOS, E. Banco Central quer ver queda mais rápida dos juros bancários. **Valor Econômico**, abr. 2018. Disponível em: <<https://www.valor.com.br/financas/5442475/banco-central-quer-ver-queda-mais-rapida-dos-juros-bancarios>>.

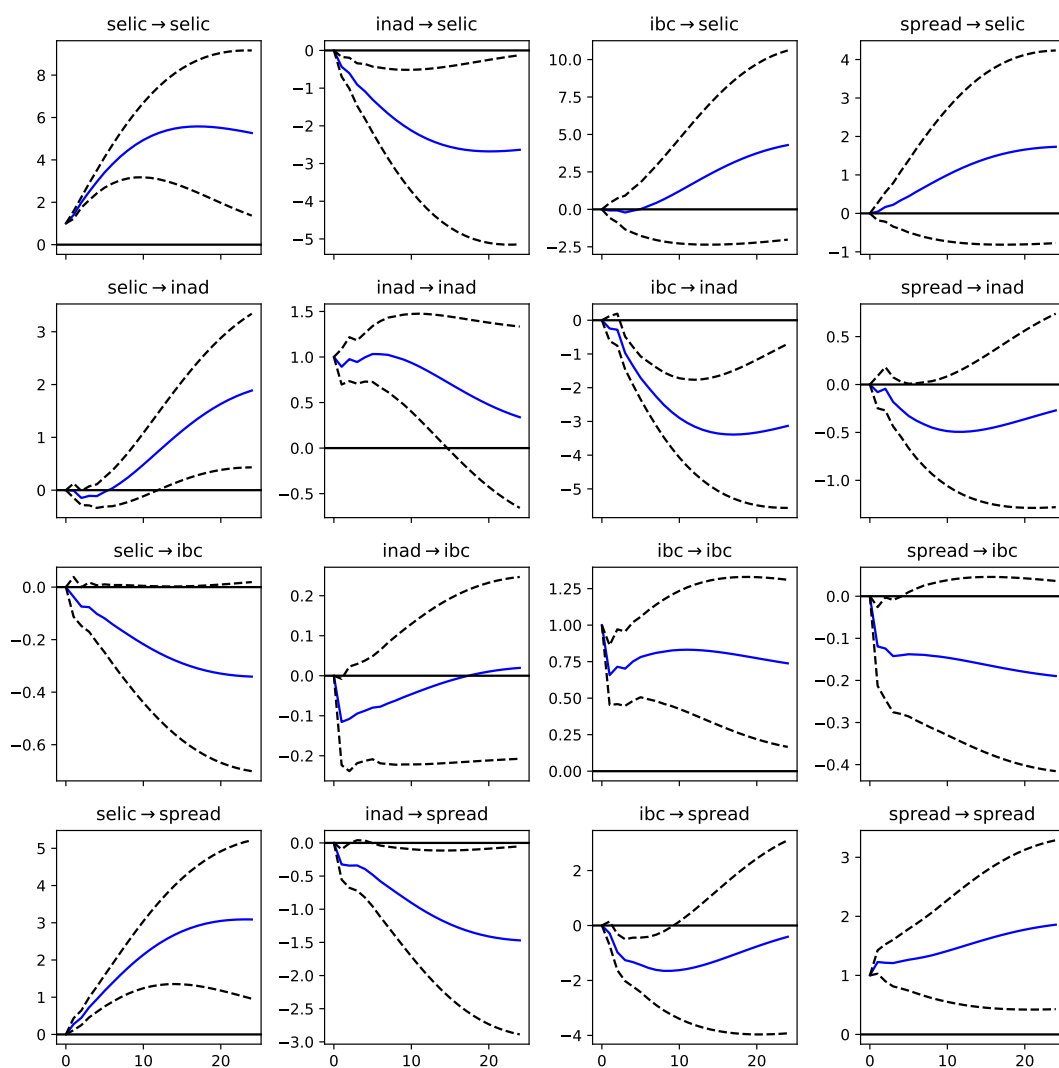
APÊNDICE A – Resultados da estimação do VECM

	coef	std err	z	P> z	[0.025	0.975]
const	0.6411	0.966	0.664	0.507	-1.253	2.535
season1	-0.0032	0.010	-0.331	0.741	-0.022	0.016
season2	-0.0051	0.012	-0.415	0.678	-0.029	0.019
season3	0.0075	0.011	0.675	0.500	-0.014	0.029
season4	-0.0153	0.011	-1.423	0.155	-0.036	0.006
season5	-0.0096	0.010	-0.963	0.336	-0.029	0.010
season6	0.0075	0.009	0.826	0.409	-0.010	0.025
season7	0.0083	0.010	0.840	0.401	-0.011	0.028
season8	-0.0060	0.010	-0.569	0.569	-0.027	0.015
season9	-0.0068	0.009	-0.756	0.450	-0.024	0.011
season10	-0.0156	0.010	-1.600	0.110	-0.035	0.004
season11	-0.0002	0.009	-0.017	0.986	-0.018	0.018
exog1	0.0004	0.000	1.707	0.088	-5.93e-05	0.001
L1.selic	0.3918	0.098	4.014	0.000	0.201	0.583
L1.inad	-0.4201	0.124	-3.378	0.001	-0.664	-0.176
L1.ibc	0.0438	0.254	0.173	0.863	-0.454	0.541
L1.spread	0.0662	0.111	0.596	0.551	-0.151	0.284
L2.selic	0.3988	0.100	3.971	0.000	0.202	0.596
L2.inad	-0.0240	0.136	-0.177	0.860	-0.290	0.242
L2.ibc	0.0284	0.243	0.117	0.907	-0.448	0.505
	coef	std err	z	P> z	[0.025	0.975]
const	4.3914	0.722	6.083	0.000	2.976	5.806
season1	-0.0145	0.007	-2.035	0.042	-0.029	-0.001
season2	0.0277	0.009	3.024	0.002	0.010	0.046
season3	0.0151	0.008	1.812	0.070	-0.001	0.031
season4	-0.0023	0.008	-0.285	0.776	-0.018	0.013
season5	0.0178	0.007	2.382	0.017	0.003	0.032
season6	0.0341	0.007	5.038	0.000	0.021	0.047
season7	-0.0189	0.007	-2.543	0.011	-0.033	-0.004
season8	0.0238	0.008	3.040	0.002	0.008	0.039
season9	0.0157	0.007	2.337	0.019	0.003	0.029
season10	0.0013	0.007	0.185	0.853	-0.013	0.016
season11	0.0137	0.007	1.991	0.046	0.000	0.027
exog1	-0.0002	0.000	-1.424	0.154	-0.001	9.38e-05
L1.selic	-0.0823	0.073	-1.128	0.259	-0.225	0.061

L1.inad	-0.0168	0.093	-0.181	0.857	-0.199	0.165
L1.ibc	0.5454	0.190	2.876	0.004	0.174	0.917
L1.spread	0.0716	0.083	0.863	0.388	-0.091	0.234
L2.selic	-0.1975	0.075	-2.633	0.008	-0.345	-0.050
L2.inad	0.1046	0.101	1.032	0.302	-0.094	0.303
L2.ibc	0.6209	0.182	3.416	0.001	0.265	0.977
L2.spread	0.1670	0.082	2.046	0.041	0.007	0.327
	coef	std err	z	P> z	[0.025	0.975]
const	0.8566	0.400	2.143	0.032	0.073	1.640
season1	-0.0038	0.004	-0.963	0.336	-0.012	0.004
season2	-0.0137	0.005	-2.705	0.007	-0.024	-0.004
season3	0.0045	0.005	0.971	0.332	-0.005	0.014
season4	0.0025	0.004	0.574	0.566	-0.006	0.011
season5	-0.0030	0.004	-0.717	0.474	-0.011	0.005
season6	-0.0048	0.004	-1.272	0.203	-0.012	0.003
season7	0.0019	0.004	0.473	0.636	-0.006	0.010
season8	-0.0027	0.004	-0.623	0.534	-0.011	0.006
season9	0.0008	0.004	0.211	0.833	-0.007	0.008
season10	-0.0004	0.004	-0.111	0.911	-0.008	0.007
season11	-0.0023	0.004	-0.599	0.549	-0.010	0.005
exog1	-0.0001	9.7e-05	-1.391	0.164	-0.000	5.52e-05
L1.selic	-0.0516	0.040	-1.277	0.202	-0.131	0.028
L1.inad	-0.0980	0.051	-1.905	0.057	-0.199	0.003
L1.ibc	-0.1882	0.105	-1.792	0.073	-0.394	0.018
L1.spread	-0.0899	0.046	-1.955	0.051	-0.180	0.000
L2.selic	-0.0171	0.042	-0.411	0.681	-0.098	0.064
L2.inad	-0.0814	0.056	-1.451	0.147	-0.191	0.029
L2.ibc	0.0292	0.101	0.291	0.771	-0.168	0.226
L2.spread	0.0034	0.045	0.074	0.941	-0.085	0.092
	coef	std err	z	P> z	[0.025	0.975]
const	2.2812	0.848	2.689	0.007	0.619	3.944
season1	-0.0477	0.008	-5.690	0.000	-0.064	-0.031
season2	0.0733	0.011	6.802	0.000	0.052	0.094
season3	0.0283	0.010	2.890	0.004	0.009	0.048
season4	-0.0039	0.009	-0.417	0.676	-0.022	0.015
season5	0.0096	0.009	1.093	0.275	-0.008	0.027
season6	-0.0041	0.008	-0.515	0.606	-0.020	0.011
season7	0.0039	0.009	0.444	0.657	-0.013	0.021

season8	0.0088	0.009	0.953	0.341	-0.009	0.027
season9	0.0050	0.008	0.639	0.523	-0.010	0.021
season10	0.0065	0.009	0.761	0.447	-0.010	0.023
season11	0.0293	0.008	3.622	0.000	0.013	0.045
exog1	-0.0002	0.000	-0.958	0.338	-0.001	0.000
L1.selic	0.2381	0.086	2.779	0.005	0.070	0.406
L1.inad	-0.2779	0.109	-2.545	0.011	-0.492	-0.064
L1.ibc	0.1239	0.223	0.556	0.578	-0.313	0.561
L1.spread	0.3054	0.097	3.132	0.002	0.114	0.496
L2.selic	-0.0544	0.088	-0.617	0.537	-0.227	0.118
L2.inad	0.1551	0.119	1.303	0.192	-0.078	0.388
L2.ibc	-0.3679	0.214	-1.723	0.085	-0.786	0.051
L2.spread	-0.0587	0.096	-0.612	0.540	-0.247	0.129
<hr/>						
	coef	std err	z	P> z	[0.025	0.975]
<hr/>						
ec1	0.0109	0.016	0.669	0.503	-0.021	0.043
	coef	std err	z	P> z	[0.025	0.975]
<hr/>						
ec1	0.0738	0.012	6.085	0.000	0.050	0.098
	coef	std err	z	P> z	[0.025	0.975]
<hr/>						
ec1	0.0144	0.007	2.142	0.032	0.001	0.028
	coef	std err	z	P> z	[0.025	0.975]
<hr/>						
ec1	0.0382	0.014	2.685	0.007	0.010	0.066
	coef	std err	z	P> z	[0.025	0.975]
<hr/>						
beta.1	1.0000	0	0	0.000	1.000	1.000
beta.2	-1.2256	0.141	-8.706	0.000	-1.501	-0.950
beta.3	-10.7159	1.385	-7.737	0.000	-13.430	-8.001
beta.4	-2.0505	0.231	-8.861	0.000	-2.504	-1.597

APÊNDICE B – Funções impulso-resposta



APÊNDICE C – Funções impulso-resposta (ortogonal)

