

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO

INSTITUTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE BACHARELADO

**ASSIMETRIA NO REPASSE DA SELIC PARA A TAXA DE JUROS DE
FINANCIAMENTO DE AQUISIÇÃO DE VEÍCULOS: uma análise
empírica para os quatro maiores bancos brasileiros (2012 a 2017)**

MICHELLE MALHER JORGE

Matrícula nº 114139676

ORIENTADOR: Prof. André de Melo Modenesi

CO-ORIENTADOR: Prof. Eduardo Pontual Ribeiro

RIO DE JANEIRO

AGOSTO 2018

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO

INSTITUTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE BACHARELADO

**ASSIMETRIA NO REPASSE DA SELIC PARA A TAXA DE JUROS DE
FINANCIAMENTO DE AQUISIÇÃO DE VEÍCULOS: uma análise
empírica para os quatro maiores bancos brasileiros (2012 a 2017)**

MICHELLE MALHER JORGE

Matrícula nº 114139676

ORIENTADOR: Prof. André de Melo Modenesi

CO-ORIENTADOR: Prof. Eduardo Pontual Ribeiro

RIO DE JANEIRO

AGOSTO 2018

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO

INSTITUTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE BACHARELADO

ASSIMETRIA NO REPASSE DA SELIC PARA A TAXA DE JUROS DE FINANCIAMENTO DE AQUISIÇÃO DE VEÍCULOS: uma análise empírica para os quatro maiores bancos brasileiros (2012 a 2017)

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado como parte dos requisitos para obtenção de grau de bacharel em Ciências Econômicas da Universidade Federal do Rio de Janeiro, sob orientação e apreciação da seguinte banca examinadora:

Aprovado em ____ de agosto de 2018.

André de Melo Modenesi (UFRJ)

Eduardo Pontual Ribeiro (UFRJ)

Débora Mesquita Pimentel (UFRRJ)

RIO DE JANEIRO

AGOSTO 2018

As opiniões expressas neste trabalho são de exclusiva responsabilidade da autora.

AGRADECIMENTOS

Primeiramente, agradeço à minha família – mãe, pai, irmão e avó, pelos ensinamentos diários ao longo da minha vida e todo o encorajamento durante a graduação. Sou imensamente grata pelo amor incondicional e apoio diários que vocês proporcionam.

Aos meus queridos amigos, por fazer dos quatro anos de faculdade uma experiência única. Um agradecimento especial para Kethelyn, Mayara, Morgana e Victória – foi incrivelmente gratificante trilhar esse caminho com vocês ao meu lado.

Aos professores do Instituto de Economia, por toda a atenção e conhecimento transmitido, destacando os professores dos quais fui monitora: Alexis Saludjian, Alexandre Cunha e Fernando Carlos Cerqueira.

Um agradecimento especial ao Prof. João Ferraz, que com seu pensamento crítico e conselhos valiosos, foi capaz de mudar a minha perspectiva de construção do pré-projeto deste trabalho em pontos extremamente relevantes.

Agradeço aos membros do Grupo de Pesquisa da Moeda e Sistema Financeiro, que me acolheram no ambiente acadêmico, tornando um prazer imensurável ter me tornado parte desse grupo. Agradeço especialmente à Debora Pimentel e ao Tarciso Gouveia pelo apoio e suporte com ideias, dados e métodos – ajuda de fato muito importante para que fosse possível me tornar uma estudante melhor. Agradeço também à FAPERJ pelo financiamento de um ano de pesquisa, que foi relevante para as ideias iniciais da minha monografia.

Finalmente, agradeço aos orientadores deste trabalho: Prof. André Modenesi e Prof. Eduardo Ribeiro, que, com comprometimento e dedicação, me motivaram constantemente desde o início. Agradeço não somente os diversos ensinamentos acerca do tema, mas também por ambos serem modelos de professores e pesquisadores. Meu interesse por pesquisa e, particularmente, esta monografia, não seria possível sem as lições de vida que tive com os dois.

RESUMO

É investigada empiricamente a existência de assimetria entre variações na Selic e na taxa de juros de financiamento de aquisição de veículos (pré-fixado, para pessoas físicas) de julho de 2012 até agosto de 2017. São analisados os quatro maiores bancos brasileiros (em termos de ativo para dados de 2016): Banco do Brasil, Caixa Econômica Federal, Banco Bradesco e Banco Itaú. Foram utilizadas as seguintes séries: i) o custo de captação (Selic); ii) o risco de crédito (inadimplência no financiamento a veículos); e iii) o nível de atividade da economia (receita nominal de vendas no comércio varejista ampliado). A incorporação da assimetria foi feita com base em Pimentel et.al (2016) e Pimentel (2017), através da decomposição da série da taxa Selic em variações positivas e negativas. Sintetizando os principais resultados: não se pode rejeitar a hipótese de que há simetria na transmissão dos choques da Selic para as taxas de financiamento analisada. A maioria dos modelos estimados apresentou coeficientes com baixa significância estatística. Identificou-se alguma evidência favorável ao comportamento assimétrico apenas no caso do Banco do Brasil: há evidência de rigidez à baixa de suas taxas de juros.

Palavras-chave: Selic; juros de financiamento de veículos; assimetria; Brasil

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico I – Evolução da Selic, da taxa (média) de juros total da economia e do <i>spread</i> : 2011 – 2017	13
Gráfico 1 – <i>Spread</i> bancário no Brasil e no Mundo: 2016	16
Gráfico 2 – Evolução do <i>spread</i> brasileiro: 2000 a 2016	17
Gráfico 3 – <i>Spread</i> bancário de países emergentes: 2000 a 2016	17
Gráfico 4 – Evolução da Selic e do <i>Spread</i> bancário: 2000 –2017.....	20
Gráfico 5 – Evolução da Selic e da taxa (média) de juros para pessoas físicas e jurídicas: 2011 – 2017	21
Gráfico 6 – Taxa Selic e Taxa de juros (média) para aquisição de veículos (pessoas físicas) dos 4 maiores bancos comerciais: 2012–2017	22
Gráfico 7 – Crédito do sistema financeiro – Participação relativa no saldo por modalidade (recursos livres para pessoas físicas): 2016	31
Gráfico 8 – Índice CR(4): 1995–2014	32
Gráfico 9 – Taxa Selic x Séries da taxa de aquisição de veículos para pessoas físicas do Banco do Brasil, Caixa Econômica Federal, Bradesco e Itaú	39
Gráfico 10 – Taxa de inadimplência para aquisição de veículos	40
Gráfico 11 – Índice de receita nominal de vendas no comércio varejista ampliado	40
Gráficos 12 e 13 – Variações positivas e negativas da Selic (a esquerda) e Selic em primeira diferença (a direita)	41
Gráfico 14 – Série de variações positivas e negativas acumuladas da taxa Selic	42
Gráfico 15 – Gráfico dos resíduos do modelo ECM – Banco do Brasil	46
Gráfico 16 – Gráfico dos resíduos do modelo em diferenças – Banco do Brasil	47
Gráfico 17 – Gráfico dos resíduos do modelo ECM – Caixa Econômica Federal	64
Gráfico 18 – Gráfico dos resíduos do modelo em diferenças – Caixa Econômica Federal.....	64
Gráfico 19 – Gráfico dos resíduos do modelo ECM – Bradesco	65
Gráfico 20 – Gráfico dos resíduos do modelo em diferenças – Bradesco	65
Gráfico 21 – Gráfico dos resíduos do modelo em diferenças – Itaú	66

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Taxas de juros para aquisição de veículos (pessoas físicas): Banco do Brasil, Caixa Econômica Federal, Bradesco e Itaú: 2012 a 2017	38
Figura 2 – Gráficos AC e PAC do Banco do Brasil em nível e em primeira defasagem ...	58
Figura 3 – Gráficos AC e PAC da Caixa Econômica federal em nível e em primeira defasagem	59
Figura 4 – Gráficos AC e PAC do Bradesco em nível e em primeira defasagem	60
Figura 5 – Gráficos AC e PAC do Itaú em nível e em primeira defasagem	61

LISTA DE QUADROS E TABELAS

Quadro 1 – Séries e fontes das variáveis	36
Tabela 1 – Resultado do teste ADF.....	43
Tabela 2 – Níveis críticos do teste de causalidade EG	43
Tabela 3 – Resultado: modelos ECM e em diferenças – Banco do Brasil	45
Tabela 4 – Resultado: modelos ECM e em diferenças – Caixa Econômica Federal	48
Tabela 5 – Resultado: modelos ECM e em diferenças – Bradesco	49
Tabela 6 – Resultado: modelo em diferenças – Itaú	50
Tabela 7 – Sumário dos principais resultados dos modelos de previsão	51
Tabela 8 – Comando <i>bgodfrey</i> – modelo ECM – Banco do Brasil	62
Tabela 9 – Comando <i>bgodfrey</i> – modelo em diferenças – Banco do Brasil	62
Tabela 10 – Comando <i>bgodfrey</i> – Modelo ECM da Caixa Econômica Federal	62
Tabela 11 – Comando <i>bgodfrey</i> – Modelo em diferenças da Caixa Econômica Federal ...	62
Tabela 12 – Comando <i>bgodfrey</i> – Modelo ECM do Bradesco	63
Tabela 13 – Comando <i>bgodfrey</i> – Modelo em diferenças do Bradesco	63
Tabela 14 – Comando <i>bgodfrey</i> – Modelo em diferenças do Itaú	63

ÍNDICE

INTRODUÇÃO	11
CAPÍTULO I - SPREAD BANCÁRIO E COMPORTAMENTO ASSIMÉTRICO ..	15
I.1 – PANORAMA DO SPREAD BANCÁRIO NO BRASIL	15
I.2 – RIGIDEZ E ASSIMETRIA NO CUSTO DO CRÉDITO BRASILEIRO	18
I.3 – REVISÃO DE LITERATURA: RIGIDEZ E ASSIMETRIA NO SETOR BANCÁRIO.....	23
<i>I.3.1 – Estudos empíricos e seus resultados</i>	<i>26</i>
CAPÍTULO II – METODOLOGIA	30
II.1 – ESTRATÉGIA EMPÍRICA	30
II.2 – MODELO ECONOMÉTRICO	33
II.3 – INCORPORAÇÃO DA ASSIMETRIA	34
II.4 – BASE DE DADOS	35
CAPÍTULO III - ANÁLISE EMPÍRICA	37
III.1 – ANÁLISE DOS DADOS	37
<i>III.1.1 – Variáveis dependentes</i>	<i>37</i>
<i>III.1.2 – Variáveis independentes.....</i>	<i>39</i>
III.2 – TESTE DE COINTEGRAÇÃO	41
III.3 – MODELOS E RESULTADOS	44
<i>III.3.1 – Banco do Brasil</i>	<i>44</i>
<i>III.3.2 – Caixa Econômica Federal</i>	<i>47</i>
<i>III.3.3 – Bradesco</i>	<i>49</i>
<i>III.3.4 – Itaú</i>	<i>50</i>
<i>III.3.5 – Resultados</i>	<i>51</i>
CONCLUSÃO	52
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	55
APÊNDICE	58

INTRODUÇÃO

O *spread bancário* é definido como a diferença entre a taxa (média ponderada) de captação (ou que remunera as operações passivas) e a taxa (média ponderada) de aplicação (ou que remunera as operações ativas) dos bancos comerciais – que captam depósito à vista e, portanto, criam moeda escritural. Trata-se, portanto, de uma medida de margem lucro da atividade bancária. Por exemplo, considere uma redução no custo de captação (medido, no caso Brasileiro pela taxa Selic¹) não acompanhada por uma diminuição na taxa de aplicação. Neste caso, a concessão de crédito está obviamente mais rentável. Dito de outra forma, a margem de intermediação financeira, medido pelo *spread* bancário (doravante *spread*), aumentou.

No último quartel de século, o *spread* no Brasil apresentou duas características distintas: (i) é o (um dos) mais elevados do mundo; e (ii) não converge para a amostra de países emergentes que inclui Argentina, China, México, Bolívia, Colômbia, Peru, Hong Kong, Cingapura, Chile e Coreia do Sul. Essas peculiaridades estão na origem de um debate recorrente sobre a resistência à queda da margem de intermediação financeira (medida pelo *spread*) verificada no Brasil pós-Real.²

São comuns os episódios em que, diante de um ciclo de queda da Selic (taxa passiva), as taxas de juros finais ao tomador de crédito (ou as taxas ativas dos bancos comerciais) se mantêm – e/ou não se reduzem na mesma proporção em que a Selic –, ampliando-se, assim, o *spread*. Nestes episódios, pode-se afirmar que a rentabilidade da intermediação financeira aumenta.

De fato, esses episódios são recorrentes e abundam notícias de jornais que relatam momentos em que a redução da Selic não se transmite na mesma proporção para as taxas de juros (finais) de empréstimos. Por exemplo, segundo o Banco Central do Brasil (BCB), a Selic estava em 12,42% a.a. em julho de 2011, e se reduz em quase 5 p.p., chegando a 7,9% a.a., em Maio de 2013. Como a redução da Selic não estava sendo repassada para as taxas de empréstimo bancárias, em 2012 o governo Dilma realiza um movimento conhecido como “cruzada contra o *spread*”. Uma investida contra as elevadas taxas de juros praticadas no mercado de crédito, encabeçado pelos dois maiores bancos comerciais públicos. O governo Dilma determinou que

¹ Define-se Selic como a taxa básica de juros para a economia brasileira.

² Informações obtidas através do site do Banco Mundial. Os dados citados são analisados propriamente na seção I.1 do presente trabalho.

os *spreads* do Banco do Brasil (BB) e da Caixa Econômica Federal (CEF) deveriam ser reduzidos. Como esperado, os bancos privados foram induzidos a acompanhar esse movimento de redução do *spread*.

Segundo Modenesi et. al (2013) e Silva, Ribeiro e Modenesi (2014), ocorreu uma redução significativa do volume de concessão de crédito no Brasil devido à crise financeira do final de 2008 e início de 2009. Assim, foram tomadas medidas de política financeira para tornar o mercado de crédito mais competitivo e funcional, através do reforço da posição dos bancos públicos nesse mercado. Em 2012, o governo Dilma implementou uma nova rodada de incentivo ao crédito público através de financiamento do consumo e investimento – visando restaurar a saúde financeira dos agentes bem como a demanda agregada. Ao mesmo tempo, ocorre a cruzada contra o *spread*.

Cabe notar que os livros-texto tradicionais de macroeconomia sugerem uma relação simétrica e linear entre a taxa básica de juros e as taxas de juros (finais) de longo prazo. Por exemplo, Mishkin (2004), em um dos mais citados manuais de economia monetária, destaca a necessidade de se estudar e melhor compreender a política monetária (PM). Trata-se de importante instrumento à disposição dos gestores de política econômica, com a capacidade de influenciar variáveis determinantes do bem-estar econômico e social.³

Ao apresentar os instrumentos de política monetária a disposição do Federal Reserve (FED), não é comentada a possibilidade de assimetria no mecanismo de transmissão da taxa básica (*FED fund rate*) para as taxas finais (Mishkin, 2004, pp. 393). Esse mecanismo é ensinado como ocorrendo de forma simétrica. No capítulo 7, é apresentada a **estrutura a termo da taxa de juros**, ou o conjunto de taxa de juros para as diferentes maturidades ou prazos. A teoria mais aceita contemporaneamente preve uma relação funcional estável entre a taxa de curto de curto prazo e as taxas de juros de longo prazo. Mais especificamente, a chamada *teoria das expectativas* prevê uma **relação simétrica e linear entre a taxa básica de juros** (curtíssimo prazo) e as **taxas finais** de juros (de longo prazo). Neste caso, o *spread*, por definição, seria **constante**.

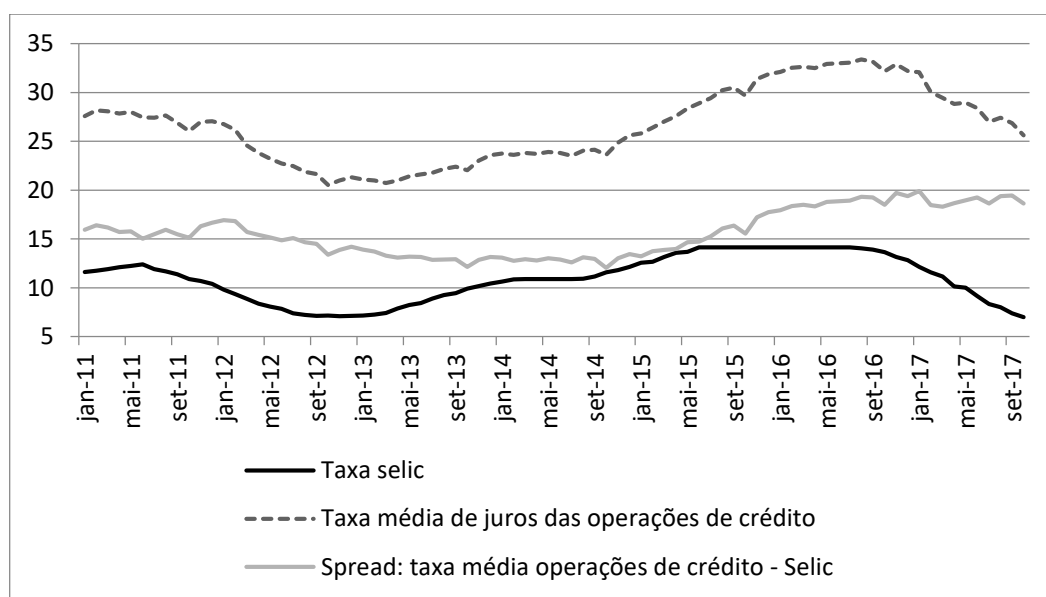
Em suma, um corte da Selic reduz o custo de captação das instituições financeiras. Entretanto, em muitas ocasiões, essa redução não se transmite integralmente (ou na mesma

³As decisões sobre a taxa básica de juros afetam a atividade econômica e a inflação através de um conjunto de canais, conhecidos como mecanismos de transmissão de política monetária (Mishkin, 1995; Bank of England, 1999, pp. 161).

proporção) para a taxa final de empréstimo, ampliando-se assim, o *spread*. Neste caso, a teoria estabelecida não dá conta da realidade do mercado bancário brasileiro.

O gráfico I mostra a trajetória da taxa Selic juntamente com a taxa de juros média da economia⁴ e do *spread*, calculado pela diferença entre essas duas taxas. Nota-se que a redução da Selic que começa em meados de 2011 não gera efeitos imediatos na taxa média de juros final, que resiste à queda por alguns meses e se mantém elevada até acompanhar posteriormente, em abril de 2012, a tendência de queda da taxa básica. Novamente em meados de 2015, verifica-se uma nova ampliação do *spread* bancário, visto que no início desse ano a taxa de juros média de operações de crédito começa um movimento de alta, enquanto a Selic permanece no mesmo patamar por cerca de um ano.

**Gráfico I – Evolução da Selic, da taxa (média) de juros total da economia e do *spread*:
2011 – 2017⁵**



Fonte: elaboração própria; dados do BCB

Foram analisados estudos prévios acerca da rigidez para baixo nas taxas finais de juros, tanto para o caso de países desenvolvidos (Hannan e Berger (1991) para os Estados Unidos),

⁴ Segundo o BCB, é a taxa média de juros das operações de crédito total, para pessoas físicas e jurídicas (unidade padrão % ao ano).

⁵ Vale notar que a série do *spread* presente no gráfico I é diferente das séries de *spread* do gráfico 2 (p.17) e do gráfico 4 (p.20). A primeira é calculada pela diferença entre a taxa média das operações de crédito da economia e a taxa Selic, e possui frequência mensal. As segunda e terceira foram retiradas da base de dados do Banco Mundial e apresentam frequência anual.

como para caso de países em desenvolvimento (Scholnick (1996) para a Malásia e Singapura). Castro e Mello (2010) tratam do caso brasileiro. Os autores estimam o repasse da Selic para as taxas de juros de financiamento para pessoas físicas no Brasil. Trata-se do único artigo que investiga a possibilidade de existência assimetria na economia brasileira. Os autores encontraram evidência favorável a uma rigidez para baixo nas taxas de empréstimo analisadas. A assimetria foi identificada como economicamente relevante, de forma que os bancos parecem repassar menos as quedas do que altas na taxa básica de juros.

A hipótese a ser testada nesta monografia é da existência de assimetria entre variações na Selic e na taxa de juros de financiamento de aquisição de veículos (pré-fixado, para pessoas físicas) para o caso dos quatro maiores bancos brasileiros, de julho de 2012 até agosto de 2017. Com o objetivo de testar a hipótese de assimetria Selic-taxa final, é estimado um modelo econométrico que leva em conta um conjunto de componentes endógenos e exógenos para a formação da taxa de juros cobradas nos empréstimos.

O modelo incorpora a assimetria através da decomposição da série da taxa Selic em variações positivas e negativas (Pimentel et al, 2016). Para alcançar o objetivo desse trabalho foi realizado um esforço de construção de base de dados da taxa de financiamento para aquisição de veículos dos quatro maiores bancos em termos de ativos totais, a saber: Banco do Brasil, Caixa Econômica Federal, Banco Bradesco e Banco Itaú.

Uma hipótese comum na literatura para explicar o comportamento *spreads* no Brasil é o reduzido grau (ou até mesmo ausência) de competição via preço devido ao alto poder de mercado dos grandes bancos. Esta monografia pretende contribuir para o aprofundamento do estudo acerca da rigidez e assimetria no repasse de custo aos preços na indústria bancária no Brasil. Com isso, espera-se colaborar para preencher uma importante lacuna na literatura.

Esta monografia estrutura-se em 7 seções. Após a introdução, são apresentados três capítulos. O primeiro capítulo apresenta um panorama geral do *spread* bancário no Brasil, uma análise empírica sobre assimetria no mercado de crédito brasileiro e uma revisão de literatura com enfoque no setor bancário. O segundo capítulo abrange a metodologia, que inclui o modelo econométrico utilizado, o método de incorporação da assimetria e detalhes sobre a base de dados. O terceiro capítulo compreende o processo de estimação, que envolve a análise dos dados, o teste de cointegração e o resultado dos modelos estimados. A última seção consiste na conclusão do trabalho, seguida das referências bibliográficas e do apêndice.

CAPÍTULO I – *SPREAD* BANCÁRIO E COMPORTAMENTO ASSIMÉTRICO

Introdução

Neste capítulo é apresentado um panorama geral do *spread* bancário no Brasil, entre a adoção do regime de metas de inflação até o ano de 2016. Também é feita uma análise empírica sobre assimetria no mercado de crédito brasileiro e uma revisão de literatura com enfoque no setor bancário. A amostra inicia-se no ano de 2000, tendo em vista a mudança de regime cambial no Brasil ocorrida em 1998–99. A partir de 15 de janeiro de 1999, verificou-se a substituição da âncora cambial pelo regime de metas de inflação (MODENESI, 2005, cap.5). Trata-se de uma importante quebra estrutural, o que justifica o início da amostra no ano de 2000.

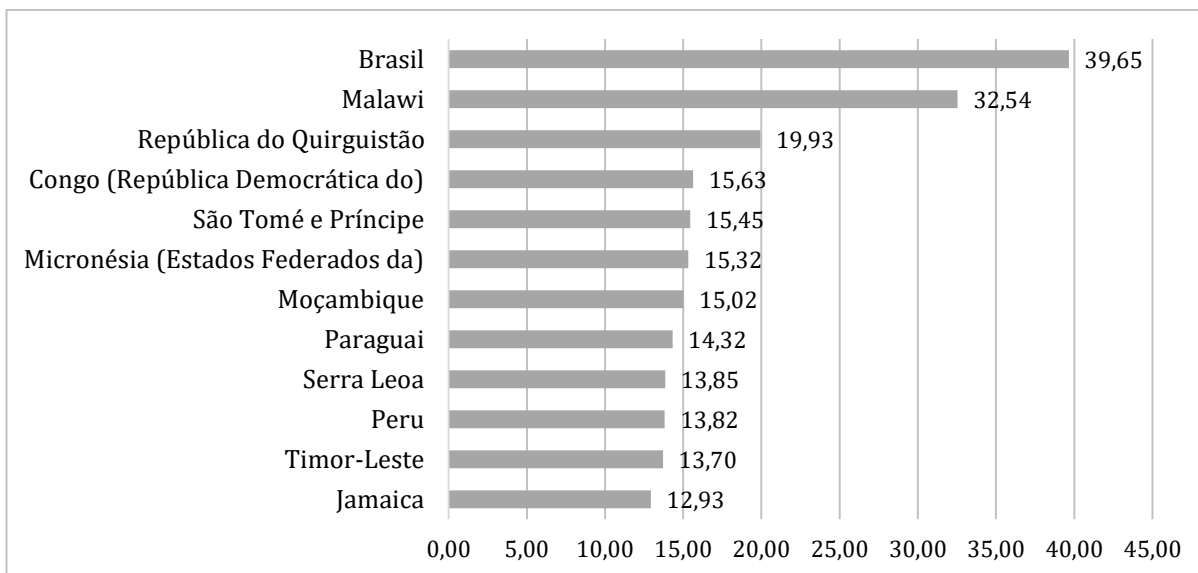
O objetivo central da primeira seção reside em compreender as principais características do *spread* bancário no Brasil. Para este fim, é realizada uma análise do *spread* no Brasil, bem como uma comparação internacional. A segunda tem por objetivo analisar o processo assimétrico de repasse de custos de variação na Selic – a taxa de juros de curto prazo da economia – para as taxas de crédito bancário no Brasil. Através de uma análise empírica, busca-se compreender os movimentos assimétricos nesse processo específico e buscar possíveis explicações para tal fenômeno atual e expressivo no mercado de crédito brasileiro. Por fim, os dados e análises empíricas das seções anteriores são complementados com uma revisão de literatura acerca das causas da transmissão assimétrica de preços, com enfoque na indústria bancária. É realizada uma busca pelos principais artigos que tratam do tema, expressando tanto as teorias como os diferentes métodos empíricos utilizados para testar tal processo.

I.1 – PANORAMA DO *SPREAD* BANCÁRIO NO BRASIL

Silva, Oreiro e Paula (2007) destacam que, mesmo após a estabilização de preços promovida pelo Plano Real, os *spreads* bancários permaneceram em níveis elevados. Isso se torna visível quando nota-se que, segundo dados do Banco Mundial, o *spread* bancário brasileiro está entre os maiores do mundo. No ano de 2016, o Brasil ocupou a primeira posição

no ranking de maior *spread* bancário, seguido de países como Malawi, República Democrática do Congo, Paraguai e Peru (gráfico 1).

Gráfico 1 –*Spread* bancário no Brasil e no Mundo: 2016

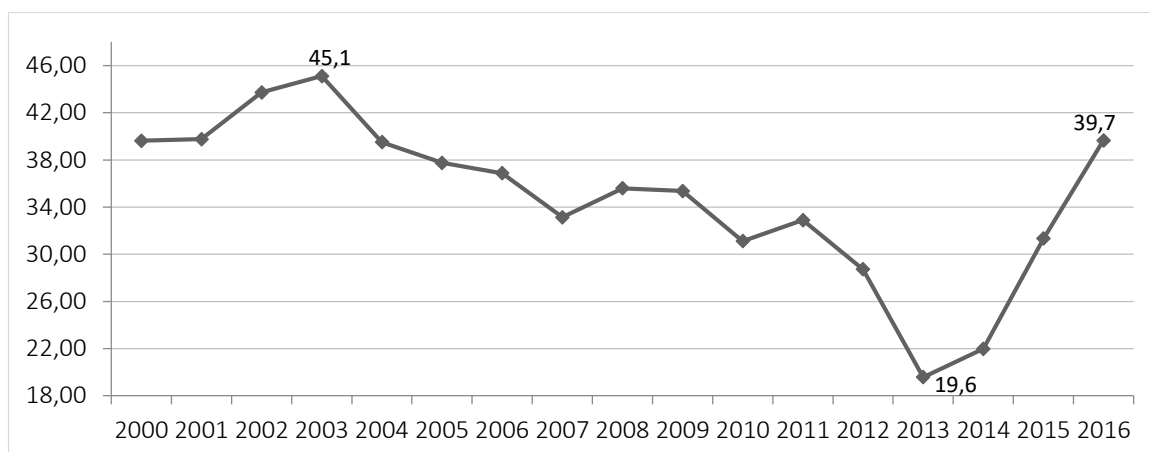


Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do Banco Mundial.

Uma hipótese comum na literatura para explicar os elevados *spreads* no Brasil é o reduzido grau (ou até mesmo ausência) de competição via preço devido ao alto poder de mercado dos bancos. Esse fato ganha ainda mais força devido ao aumento recente da concentração bancária, conformando uma estrutura essencialmente não-competitiva no mercado de empréstimo bancário no Brasil. Nessa abordagem, o *spread* bancário refletiria o grau de monopólio do banco: sua capacidade de cobrar um preço maior o que o custo marginal de produção de serviços por ele oferecidos. (SILVA; OREIRO; PAULA, 2007; MODENESI et al, 2018).

O gráfico 2 mostra a evolução do *spread* bancário no Brasil, entre os anos de 2000 a 2016. Após apresentar um pico de 45% em 2003, o *spread* reduz-se sistematicamente na década seguinte, até alcançar o mínimo de 20%. A partir de 2013, o *spread* sobe sucessivamente até atingir 40% em 2016.

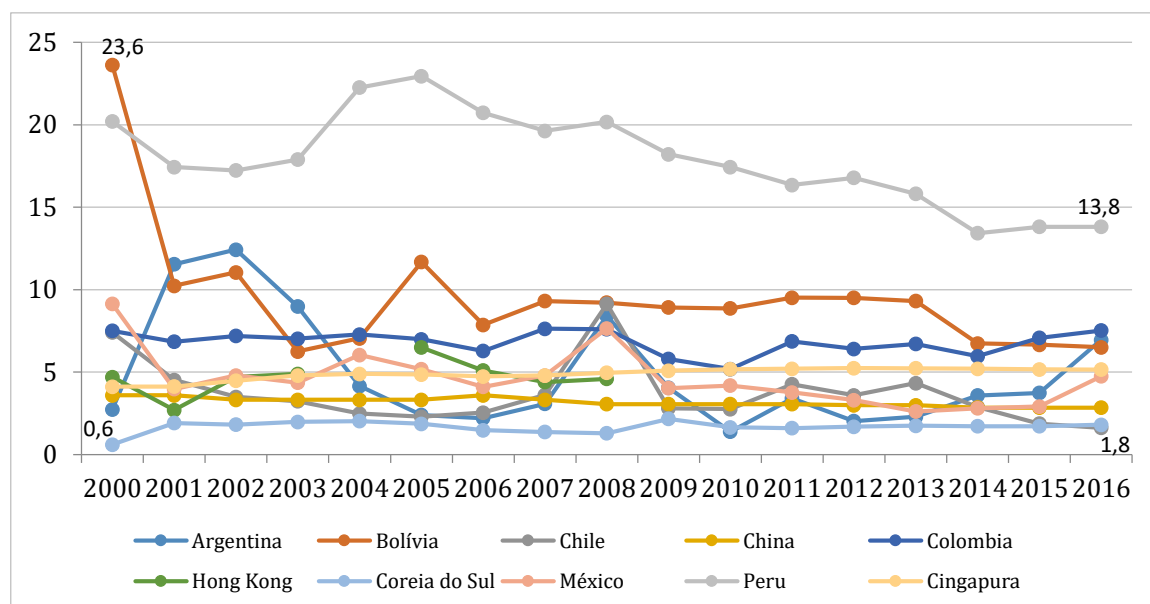
Gráfico 2 – Evolução do *spread* brasileiro: 2000 a 2016 ⁶



Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do Banco Mundial.

No gráfico 3, encontra-se a evolução do *spread* bancário dos países emergentes, entre os anos de 2000 e 2016. O grupo de países é composto por: Argentina, China, México, Bolívia, Colômbia, Peru, Hong Kong, Cingapura, Chile e Coreia do Sul.

Gráfico 3 – *Spread* bancário de países emergentes: 2000 a 2016



Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do Banco Mundial.

⁶ A série do *spread* presente no gráfico 2 foi retirada da base de dados do Banco Mundial e apresenta frequência anual. Esta difere da série do *spread* no gráfico I (p.13) que é calculada pela diferença entre a taxa média das operações de crédito da economia e a taxa Selic, e possui frequência mensal.

Durante todo o período, nota-se que todas as séries flutuam num intervalo cuja amplitude tem se reduzido monotonicamente. Em 2000, o *spread* máximo foi da Bolívia (23,6%) e o mínimo foi da Coreia do Sul (0,6%). Já em 2016, o *spread* máximo observado foi do Peru (13,8%) e o mínimo foi da Coreia do Sul (1,8%). Desta forma, a diferença entre os valores máximos e mínimos observados foi de 38 p.p. em 2000 e de 12 p.p. em 2016, indicando processo de convergência do *spread* entre os países da amostra.

Apesar do *spread* bancário brasileiro ser elevado, se comparado com demais países da amostra, este ainda caminhava para uma convergência do junto aos demais países até 2013. Entretanto, a partir de 2014 entra em uma tendência de alta alavancada, mostrando-se de fato um *outlier* da amostra considerada. Ademais, nota-se que o comportamento do gráfico dos países, com exceção do Brasil, é relativamente comportado.

A análise aqui realizada é corroborada por Paula e Pires (2007), que destacam o Brasil como um *outlier* quando comparado com outros países latino-americanos ou mesmo com os países emergentes selecionados na amostra. Segundo os autores, o *spread* bancário brasileiro é extremamente elevado quando comparado internacionalmente, pondo-se como impedimento ao crescimento econômico maior e sustentado.

I.2 – RIGIDEZ E ASSIMETRIA NO CUSTO DO CRÉDITO BRASILEIRO

Na seção anterior foi visto que no último quartel de século, o *spread* no Brasil apresentou duas características distintivas: (i) é o (um dos) mais elevados do mundo; e (ii) não converge para a amostra de países emergentes analisados. Essas peculiaridades estão na origem de um debate recorrente sobre a resistência à queda da margem de intermediação financeira (medida pelo *spread*) verificada no Brasil pós-Real.

São comuns os episódios em que, diante de um ciclo de queda uma queda da Selic (taxa passiva), as taxas de juros finais ao tomador de crédito (ou as taxas ativas dos bancos comerciais) se mantêm – e/ou não se reduzem na mesma proporção em que a Selic –, ampliando-se, assim, o *spread*. Nestes episódios, pode-se afirmar que a rentabilidade da intermediação financeira aumenta.

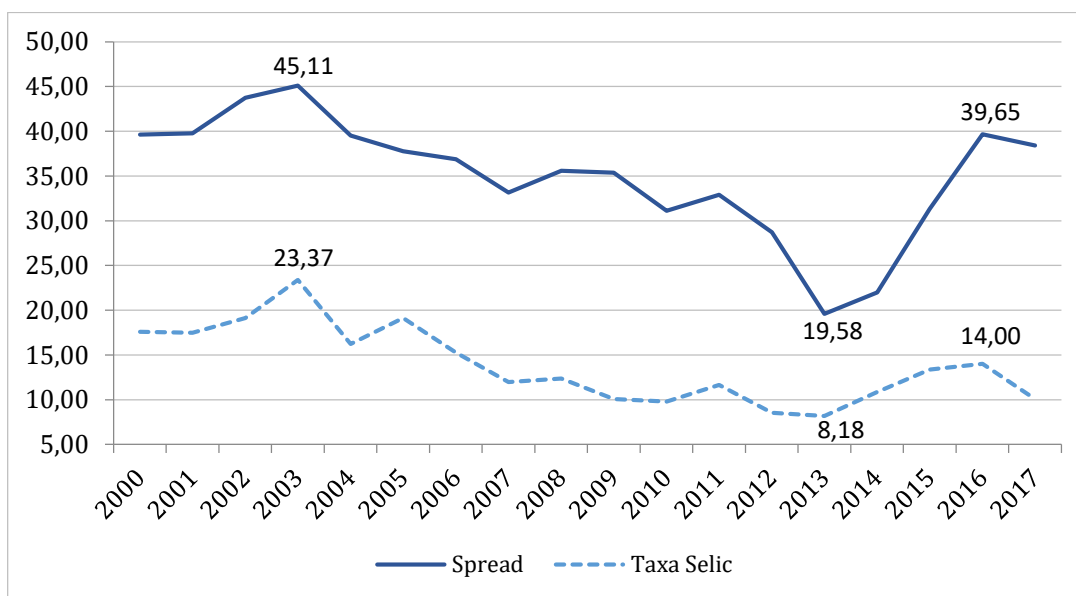
De fato, esses episódios são recorrentes e abundam notícias de jornais que relatam momentos em que a redução da Selic não se transmite na mesma proporção para as taxas de juros (finais) de empréstimos. Por exemplo, segundo o Banco Central do Brasil (BCB), a Selic estava em 12,42% a.a. em julho de 2011, e se reduz em quase 5 p.p., chegando a 7,9% a.a., em Maio de 2013. Como a redução da Selic não estava sendo repassada para as taxas de empréstimo bancárias, em 2012 o governo Dilma realiza um movimento conhecido como “cruzada contra o *spread*”. Uma investida contra as elevadas taxas de juros praticadas no mercado de crédito, encabeçado pelos dois maiores bancos comerciais públicos. O governo Dilma determinou que os *spreads* do Banco do Brasil (BB) e da Caixa Econômica Federal (CEF) deveriam ser reduzidos. Como esperado, os bancos privados foram induzidos a acompanhar esse movimento de redução do *spread*. Nas palavras de Modenesi et. al (2013):

Entre abril e setembro de 2012, o BB reduziu seus *spreads* de operações de crédito a pessoas físicas e para capital de giro em 16,7% e 23,8%, respectivamente, enquanto a Caixa promoveu uma redução de 19,7% e 43,8%, respectivamente. Esses movimentos foram acompanhados, ainda que com menor intensidade, pelos bancos privados, o que contribuiu para uma significativa e generalizada redução dos *spreads* e do custo do crédito. (Modenesi et. al, 2013, pp.8).

A taxa Selic apresenta a trajetória da queda entre janeiro de 2000 e janeiro de 2018. Depois de uma tendência de alta, que teve começo no início de 2013 e perdura até final de 2016, a Selic se mantém em 14,15% até final de 2016. Em outubro do mesmo ano, a taxa básica de juros começa a cair de forma gradual até que, em dezembro de 2017, chega a 7% e se reduz ao seu valor mínimo histórico (7,11%), verificado em janeiro de 2013.

No gráfico 4, encontra-se a evolução da Selic e do *spread* bancário no Brasil, entre os anos 2000 e 2017. Nota-se que o *spread* aumenta mais do que proporcionalmente ao aumento da Selic, entre 2013 e 2016.

Gráfico 4 – Evolução da Selic e do *Spread* bancário: 2000 –2017 ⁷



Fonte: elaboração própria; dados do BCB e do Banco Mundial.

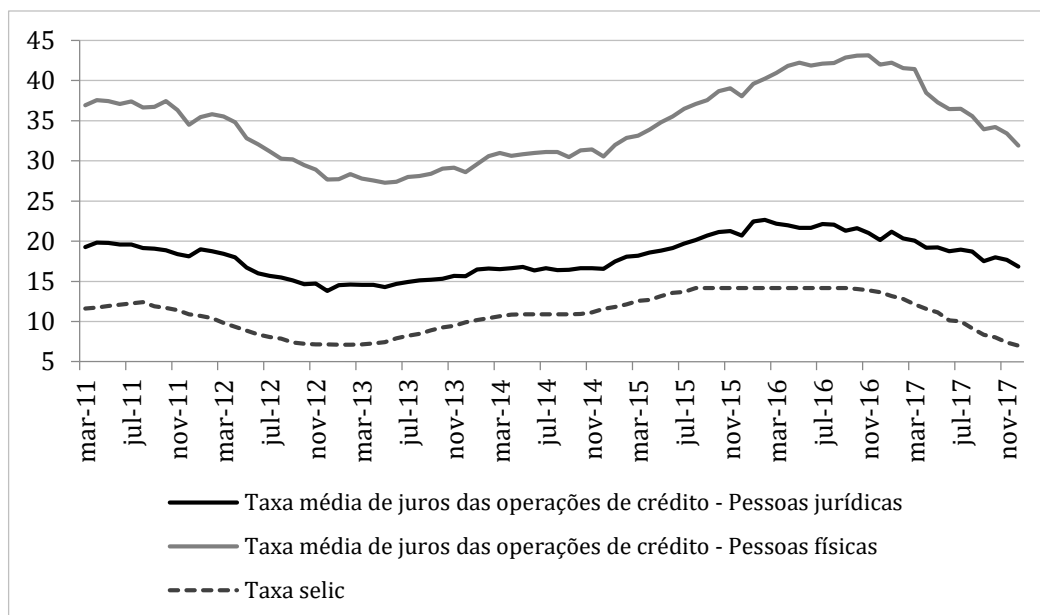
Se analisarmos a trajetória da Selic juntamente com a taxa de juros média da economia para pessoas físicas⁸ e jurídicas⁹, nota-se que a redução da Selic que começa em meados de 2011 não gera efeitos imediatos na taxa média de juros final para pessoas físicas, que se mantém elevada até acompanhar posteriormente, em abril de 2012, a tendência de queda da taxa básica. Novamente no ano de 2016, verifica-se uma nova ampliação do *spread* bancário, mais evidente quando observamos a taxa de juros média para pessoas físicas, que no final de 2015 começa um movimento de alta, enquanto a Selic permanece no mesmo patamar por cerca de um ano,

⁷ No gráfico 4, a série da taxa Selic foi retirada do site do BCB. A série do *spread* foi retirada da base de dados do Banco Mundial e apresenta frequência anual. Esta difere da série do *spread* no gráfico I (p.13) que é calculada pela diferença entre a taxa média das operações de crédito da economia e a taxa Selic, e possui frequência mensal.

⁸ Segundo o BCB, é a taxa média de juros das operações de crédito de pessoas físicas (unidade padrão % ao ano).

⁹ Segundo o BCB, é a taxa média de juros das operações de crédito de pessoas jurídicas (unidade padrão % ao ano).

Gráfico 5 – Evolução da Selic e da taxa (média) de juros para pessoas físicas e jurídicas: 2011 – 2017

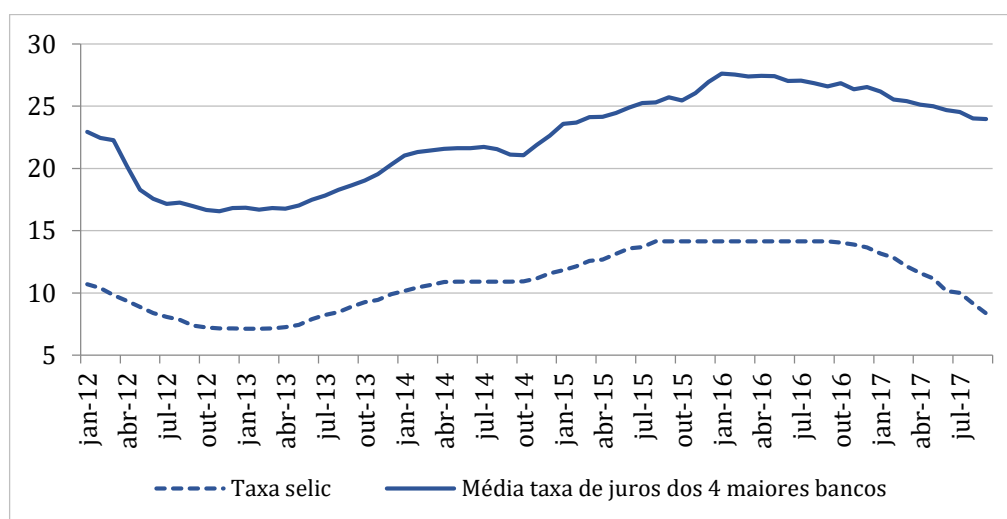


Fonte: elaboração própria; dados do BCB

O gráfico 6 ilustra a trajetória da Selic juntamente com a trajetória da taxa média do juros de aquisição de veículos dos quatro maiores bancos comerciais no Brasil em termos de ativos¹⁰. Em meados de 2016, é possível notar um aumento da taxa de financiamento bancária praticada pelos bancos, não acompanhada por variações da Selic. Ademais, em 2017 a taxa Selic passa a apresentar movimento de queda, enquanto a taxa média de financiamento para a modalidade analisada apresenta queda menos acentuada.

¹⁰Os quatro maiores bancos segundo o total de ativos são: Banco do Brasil, Caixa Econômica Federal, Bradesco e Itaú – segundo o relatório do BCB de 2016: “50 maiores bancos e o consolidado do Sistema Financeiro Nacional”.

Gráfico 6 – Taxa Selic e Taxa de juros (média) para aquisição de veículos (pessoas físicas) dos 4 maiores bancos comerciais: 2012–2017



Fonte: elaboração própria; dados do BCB.

Cabe notar que um corte da Selic reduz o custo de captação das instituições financeiras. Entretanto, em muitas ocasiões, essa redução não se transmite integralmente (ou na mesma proporção) para a taxas finais de empréstimo, ampliando-se assim, o *spread*. Neste caso, a teoria não estabelecida não dá conta da realidade que o mercado bancário brasileiro.

Em BBC Brasil (2017) são expostos alguns motivos do porquê o juros bancário para o consumidor cair menos que a Selic. Seu artigo indica que, para o economista e professor da USP Gabriel Madeira, esse fenômeno é reflexo do nível relativamente alto da inadimplência no país. Ele argumenta que os bancos incluem nas taxas de juros praticadas o risco de crédito – de forma que quanto maior for esse risco, maior tende a ser as taxas bancárias praticadas.

Contemporaneamente, também foram apontados como possíveis influenciadores da rigidez à baixa dos juros bancários, como a incerteza com relação às eleições de 2018, o cenário de crise e as altas taxas de desemprego – fatores que aumentam o risco e, portanto, influenciam as instituições financeiras a aumentar os juros praticados. Por fim, Michael Viriato, professor do Insper, aponta que a concentração alta presente no setor bancário do país também constitui um empecilho para a queda do *spread* – pois “as taxas funcionam como um ativo. Quanto maior a oferta, maior a concorrência – e os preços tendem a cair mais” (BBC BRASIL, 2017). No próximo item é feita uma breve apresentação da literatura sobre rigidez, com foco no mercado bancário.

I.3 – REVISÃO DE LITERATURA: RIGIDEZ E ASSIMETRIA NO SETOR BANCÁRIO

Os livros-texto tradicionais de macroeconomia sugerem uma relação simétrica e linear entre a taxa básica de juros e as taxas de juros (finais) de longo prazo. Por exemplo, Mishkin (2004), em um dos mais citados manuais de economia monetária, destaca a necessidade de se estudar e melhor compreender a política monetária (PM). Trata-se de importante instrumento à disposição dos gestores de política econômica, com a capacidade de influenciar variáveis determinantes do bem-estar econômico e social.¹¹

Ao apresentar os instrumentos de política monetária a disposição do Federal Reserve (FED), não é comentada a possibilidade de assimetria no mecanismo de transmissão da taxa básica (*FED fund rate*) para as taxas finais (Mishkin, 2004, pp. 393). Esse mecanismo é ensinado como ocorrendo de forma simétrica. No capítulo 7, é apresentada a **estrutura a termo da taxa de juros**, ou o conjunto de taxa de juros para as diferentes maturidades ou prazos. A teoria mais aceita contemporaneamente preve uma relação funcional estável entre a taxa de curto de curto prazo e as taxas de juros de longo prazo. Mais especificamente, a chamada *teoria das expectativas* prevê uma **relação simétrica e linear entre a taxa básica de juros** (curtíssimo prazo) e as **taxas finais** de juros (de longo prazo). Neste caso, o *spread*, por definição, seria **constante**.

É intrigante observar que algo pouco comentado nos manuais tradicionais de economia seja, hoje em dia, comumente considerado durante a elaboração de políticas econômicas, por ser uma evidência de falhas de mercado (CRAMON-TAUBADEL e MEYER, 2001). Nesse sentido, o presente trabalho propõe-se a preencher essa lacuna da transmissão assimétrica de preços na política monetária e contribuir para o debate acerca do tema, mais especificamente no Brasil.

Para Neumark e Sharpe (1992), compreender como os preços respondem à flutuações na oferta de moeda é vista por muitos macroeconomistas como central para entender a relação entre flutuações no estoque de moeda e na oferta agregada. Não obstante, ainda há certo desentendimento sobre a interpretação adequada para a correlação entre moeda (ou crédito) e produto. Após a Grande Depressão e ao longo da década de 1950, surgiu a hipótese de que

¹¹As decisões sobre a taxa básica de juros afetam a atividade econômica e a inflação através de um conjunto de canais, conhecidos como mecanismos de transmissão de política monetária (Mishkin, 1995; Bank of England, 1999, pp. 161).

políticas de preço não-competitivas eram responsáveis por causar inflexibilidade e rigidez dos preços à baixa – ficando conhecida posteriormente como hipótese de preços administrados. Na década de 1980 aparece um interesse renovado no tema e, ao longo dos anos, foram sendo elaborados estudos sobre assimetria de preços no setor de gás e óleo (BACON, 1991), indústria bancária (HANNAN e BERGER, 1991) e política monetária (NEUMARK e SHARPE, 1992).

No Brasil, o processo assimétrico de transmissão de preços tem sido testado para o mercado bovino (NETO e PARRÉ, 2012), mercado de óleo e diesel (CANÊDO-PINHEIRO, 2012; RESENDE e ALVES, 2012) e choques cambiais (PIMENTEL, 2017; PIMENTEL et al, 2016).

Existem diversas interpretações sobre as causas da transmissão assimétrica de preços, bem como diferentes métodos empíricos utilizados para testar tal processo. Segundo Meyer e Cramon-Taubadel (2004) é possível classificar a assimetria de preços de acordo com três critérios: a velocidade de transmissão, a magnitude e direção. Pimentel (2017) evidencia tal classificação:

Segundo classificação proposta por Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004), assimetria na transmissão de preços pode assumir diferentes dimensões de análises. Uma dimensão da análise diz respeito a magnitude da transmissão de preço e ocorre quando uma variação de preços em uma direção é repassada em maior magnitude do que uma variação de preços na direção oposta. A segunda dimensão diz respeito à velocidade de transmissão de preço, quando uma variação de preços em um sentido é repassada mais rapidamente do que uma variação de preços no sentido oposto. Por fim, a assimetria pode ser classificada de acordo com a sua direção. Diz-se que quando a resposta de preços a uma variação de custos positiva é maior e/ou mais rápida que uma variação negativa a assimetria é positiva. A assimetria é dita negativa no caso contrário, quando uma variação de preços é de maior magnitude ou mais rápida após uma variação de custos negativa. (PIMENTEL, 2017. pp. 89).

Para Hannan e Berger (1991) o estudo de assimetria com enfoque no repasse de preços da indústria bancária oferece certas vantagens, se comparado com o mesmo estudo para outras indústrias. Em primeiro lugar, os dados utilizados são, de fato, os preços transacionados no

mercado, no lugar de preços listados, além de conter observações numerosas de aumentos e reduções nos preços nominais, o que permite uma análise mais completa do comportamento assimétrico de preços. Em segundo lugar, os bancos operam em geral diferenciando condições de mercados locais, permitindo estimação mais apurada dos efeitos de estrutura de mercado. Por fim, ressaltam o fato das taxas de juros serem observáveis e de variarem substancialmente ao longo do tempo, tornando possível um exame mais detalhado da rigidez de preços na indústria bancária. Castro e Mello (2010) também afirmaram que “a indústria bancária é interessante para o estudo de assimetria porque apresenta o custo facilmente observável, visto que o custo de captação das taxas de longo prazo é a taxa Selic, divulgada pelo Banco Central”.

Vale ressaltar que o repasse da Selic para as taxas de juros de longo prazo representa mais do que um mero caso individual de repasse de custo marginal. Praticamente todas as autoridades monetárias de países industrializados implementam a PM através de instrumentos concebidos para influenciar as taxas de juros de curto prazo da economia (BORIO, 1997).

Existe a suposição de que variações na taxa básica de juros serão transmitidas e passarão a influenciar o conjunto de taxas de juros de longo prazo, como as taxas definidas pelos bancos para financiamento. Para que a PM exerça impacto na demanda agregada no nível de preços, mudanças na Selic devem ser totalmente repassadas para as taxas de juros de longo prazo, dentro de um espaço de tempo relativamente curto – visto que são essas que são percebidas pelos tomadores finais de empréstimos e vão influenciar nas expectativas. Entretanto, na prática sabe-se que esse movimento de repasse integral pode não ocorrer. (Hofmann e Mizen, 2001). Percebe-se que por trás do tema proposto encontra-se uma questão central que trata da capacidade de transferência de variações da taxa de juros de curto prazo para as taxas de longo prazo. Se essa relação não ocorre, põe-se um obstáculo claro para a condução da política monetária.

Para Gambacorta e Iannotti (2007) compreender o mecanismo assimétrico de transmissão de preços é vital para o entendimento da transmissão da política monetária. Uma mudança ou variação na PM somente será efetiva se os impulsos emitidos por variações monetárias forem transmitidos rapidamente para as demais taxas de juros da economia e se a nova estrutura de juros for capaz de afetar variáveis reais. O comportamento assimétrico dos juros bancários, no caso de restrição ou expansão monetária, pode gerar diversos efeitos no nível de preços e produto da economia. Além disso, uma resposta assimétrica dos juros bancários frente a mudanças na PM pode causar impacto para margens de lucro, risco de taxa

de juros e na performance geral da indústria bancária. Sendo assim, faz-se relevante investigar as características das mudanças na PM: velocidade, simetria e magnitude do repasse de variações na taxa básica para os juros de longo prazo.

1.3.1 – Estudos empíricos e seus resultados

Determinados artigos encontraram evidências não só de rigidez, como de assimetria no repasse de variações no custo marginal da indústria bancária. Os estudos de Hannan e Berger (1991) e de Neumark e Sharpe (1992) encontram evidências de que as taxas de juros de depósito no mercado norte americano apresentam maior rigidez frente aos aumentos¹² no custo de captação. Bancos que se encontram em mercados com alta concentração aumentam as taxas de juros de depósitos frente a aumento das taxas de juros de mercado, mas reduzem mais rapidamente quando ocorre diminuição das taxas de juros de mercado. Ambos artigos resultam na conclusão principal de que a rigidez de preços é significativamente maior em mercados com maiores níveis de concentração, ou seja, a assimetria de preços nesse mercado é fruto da concentração bancária.

O artigo de Gambacorta e Iannotti (2007) utiliza um modelo de vetor de correção assimétrico para analisar a velocidade e assimetria na resposta de taxas de juros dos bancos frente à choques de política monetária. A análise é feita para a Itália no período de 1985 a 2002. Os principais resultados são de que o ajuste dos juros em resposta à choques positivos e negativos é assimétrico no curto prazo, mas no longo prazo torna-se simétrico. Além disso encontram evidências de que os bancos ajustam a taxa de empréstimo mais rapidamente durante períodos de restrição monetária – uma assimetria que praticamente desaparece a partir de 1990.

A análise feita no período antes da implementação da *Consolidated Law on Banking* de 1993 indicou que a velocidade de ajustamento das taxas bancárias em relação a choques de política monetária aumentou significativamente depois da introdução dessa lei bancária – que promoveu a competitividade nesse setor. Isso resulta em uma implicação de política monetária: alterações na direção da PM causam uma reação assimétrica apenas quando o grau de competição no sistema bancário é limitado. Desta forma, seria esperado apresentar impactos diferentes no consumo e investimento agregados, dependendo da ação monetária ser

¹²Ou seja, frente ao aumento no custo de captação, a magnitude da variação na taxa de juros de depósito é menor do que se tivesse ocorrido uma diminuição desse custo.

contracionista ou expansionista. Ademais, os resultados do trabalho de Gambacorta e Iannotti (2007) apontam que uma liberalização mais profunda do mercado de crédito eliminaria a assimetria das taxas de juros bancárias, também melhorando sua capacidade de ajustamento a variações na PM.

Scholnick (1996) ressalta que o tema de rigidez das taxas de juros de bancos comerciais recebeu pouca atenção no contexto de economias em desenvolvimento, se comparado com a atenção de estudos voltados para economias de países desenvolvidos. Esse cenário é desfavorável, tendo em vista a relevância da rigidez das taxas de financiamento bancárias para o os resultados de programas de liberalização econômica. Para o autor, a proposição de literatura acerca da liberalização financeira¹³ é de que empréstimos administrados e taxas de depósitos resultam em alocação sub ótima do crédito e, por esse motivo, ocorrem distorções nas decisões de investimento. Entretanto, a literatura deixa de lado o fato de que mesmo após controle maior do Estado de parte das taxas de juros do varejo, pode ainda persistir rigidez por conta do comportamento dos bancos.

O estudo de Scholnick (1996) analisa a rigidez de taxas de juros de bancos comerciais: como as taxas de empréstimo e depósito reagem a mudanças nas taxas de juros interbancárias (tratadas como exógenas), utilizando evidências empíricas de dois países: Malásia e Singapura. Utiliza uma metodologia de correção de erros de assimetria, o que torna possível examinar a diferenças quando as taxas de juros estão acima ou abaixo de seus níveis de equilíbrio. Chegam ao resultado de que as taxas de depósito em ambos os países são mais rígidas quando se encontram abaixo do nível de equilíbrio, implicando no fato de que os bancos tendem a ajustar os preços a baixa mais rapidamente do que para cima. São encontradas evidências contra a hipótese de que os bancos vão reduzir aos poucos as taxas de depósito para garantir que vão continuar atraindo consumidores. Os resultados constatados pelo estudo vão de encontro às conclusões de Neumark e Sharpe (1992) e Hannan e Berger (1991), que fizeram estudos acerca do mesmo tema, mas utilizaram modelos econométricos diferenciados e aplicados ao caso norte americano.

Para Castro e Mello (2010), evidências empíricas indicam que a concentração de mercado pode alterar o repasse (*pass-through*) de variações no custo aos preços, e gerar rigidez nessa relação. Castro e Mello (2010) também chamam atenção para o fato de que, no contexto

¹³Fry (1988); Apud Scholnick (1996).

da indústria bancária, a rigidez de preços e assimetrias no coeficiente de repasse podem estar relacionadas não só a problemas de conduta, mas também a existência de informação assimétrica entre tomadores e emprestadores (GONZÁLEZ e FUMÁS, 2005). Sendo assim, apresentam duas teorias que introduzem a questão da seleção adversa no mercado de crédito.

A teoria mais difundida, de Stiglitz e Weiss (1981), propõe que os bancos podem não possuir incentivos para aumentar suas taxas frente a um aumento do custo de captação, pois ao aumentar os juros dos empréstimos estariam aumentando a probabilidade de selecionarem mais tomadores com natureza de insolvência. Sendo assim, mercados de crédito podem apresentar equilíbrio caracterizado por racionamento, tendo como implicações uma rigidez para cima nas taxas de juros bancárias (BERGER e UDELL, 1992).

A teoria alternativa, proposta por Ausubel (1991), é capaz de relacionar uma condição de equilíbrio em que se encontram simultaneamente altos *mark-ups* sobre o custo marginal, conduta muito competitiva e rigidez para baixo nas taxas de juros. Foi criada para equalizar o contexto empírico nos EUA onde ocorriam simultaneamente altos *spreads* e forte competição no mercado de cartões de crédito (CASTRO e MELLO, 2010).

Posteriormente, Mello e Novaes (2003) apresentaram um modelo similar de seleção adversa, sendo este similar a teoria alternativa citada acima. O modelo de seleção adversa referido aponta que o banco, ao cortar preços, pode recrutar clientes com maior probabilidade de serem clientes ruins, definidos como aqueles que toma crédito para suavizar o consumo. Tendo em vista que esse tipo de cliente pesquisa por melhores taxas, pagando o custo de troca necessário para mudar de banco, apresentam por consequência uma demanda mais sensível às taxas de juros. Ao cortar preços, além de atrair mais clientes “ruins”, o banco também pode incentivar que os clientes “ruins” que já estão inseridos em seu portfólio demandem mais empréstimos.

Por fim, Castro e Mello assinalam que, enquanto na teoria tradicional de Stiglitz e Weiss (1981) a rigidez é para cima (os bancos relutam mais em repassar aumentos do que quedas na Selic), na teoria de Ausubel (1991) a rigidez se dá à baixa. Ou seja, as duas teorias diferem acerca do teor da assimetria das taxas de juros de financiamento frente a variações no custo de captação. Castro e Mello (2010) estimam o repasse da Selic para as taxas de juros de financiamento para pessoas físicas no Brasil. Trata-se do único artigo que investiga a possibilidade de existência assimetria na economia brasileira. Os autores encontraram evidência consistente a uma rigidez para baixo significativa para as modalidades de taxa de empréstimo

analisadas. A assimetria foi identificada como economicamente relevante, de forma que os bancos parecem repassar menos as quedas do que altas na taxa básica de juros.

A presente monografia pretende contribuir para o aprofundamento do estudo acerca da rigidez e assimetria no repasse de custo aos preços na indústria bancária, mais especificamente no caso brasileiro no período pós metas de inflação. Assim, espera-se preencher uma lacuna na literatura, como apontado por Scholnick (1996).

CAPÍTULO II – METODOLOGIA

Introdução

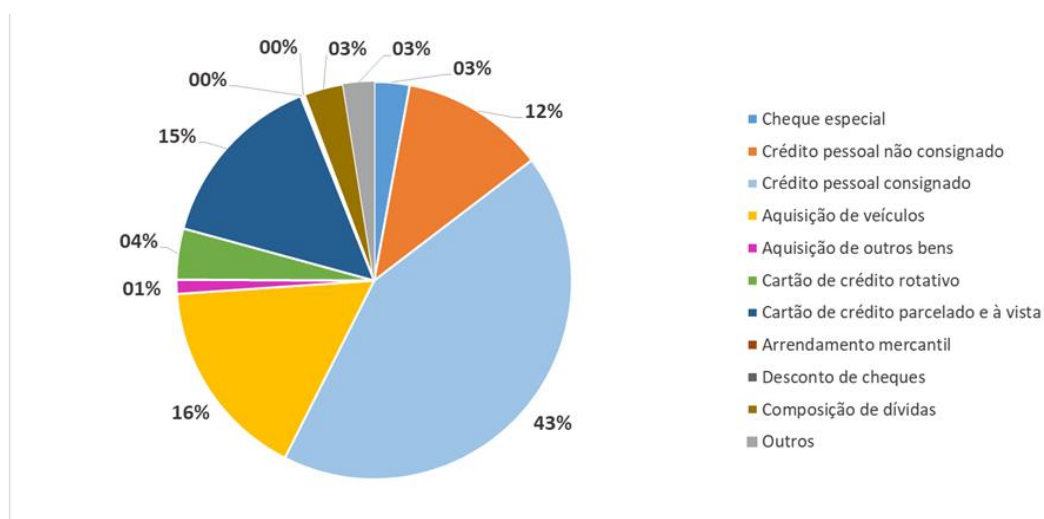
Neste capítulo é testada a hipótese de trabalho desta monografia: a existência de assimetria de variações na Selic para a taxa de juros de financiamento de aquisição de veículos (pré-fixado, para pessoas físicas) para o caso dos quatro maiores bancos brasileiros. Aqui estão explicitados os determinantes para a escolha do tipo de taxa, corte temporal e instituições financeiras que serão analisadas. Além disso, há a exposição do modelo econométrico, bem como a incorporação de assimetria no mesmo e demais detalhes sobre as variáveis.

II.1 – ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Escolheu-se analisar a taxa de juros para financiamento de veículos tendo em vista que tal modalidade possui a segunda maior participação relativa no saldo total de operações de crédito para pessoas físicas, que é de aproximadamente 16% do total referido (segundo dados do Banco Central para janeiro de 2017).

Conforme o gráfico 7, a maior é a modalidade de crédito pessoal consignado, que não é ideal para a análise de assimetria no setor bancário que se propõe no presente trabalho. No crédito consignado, diferente do crédito pessoal tradicional, existe garantia de que o cliente não irá trocar o banco aonde recebe seu salário, ou seja, o consumidor está preso ao banco após o fechamento do contrato de crédito. Isso pode mascarar os resultados de estudos de assimetria, tendo em vista os efeitos para critérios de seleção adversa. (ARRIGONI, 2007; Apud CASTRO e MELLO, 2010). Por isso, optou-se por analisar a modalidade com segunda maior participação relativa: crédito para aquisição de veículos.

Gráfico 7 – Crédito do sistema financeiro – Participação relativa no saldo por modalidade (recursos livres para pessoas físicas): 2016



Fonte: elaboração própria; dados do BCB.

A escolha da taxa de contratos para pessoas físicas é usual na literatura. Castro e Melo (2010) indicam que a literatura que propõe existência de seleção adversa com implicações empíricas contrárias às que seriam esperadas pelo modelo de Stiglitz e Weiss tratou desse efeito apenas para o crédito destinado às famílias. Ademais, o mesmo estudo aponta que vale considerar contratos pré-fixados para análise visto que, geralmente, os contratos pós-fixados são indexados a uma taxa referencial, o que poderia acabar mascarando os resultados.

O corte temporal do presente estudo vai de julho de 2012 até agosto de 2017. Primeiramente a escolha foi pautada para o início do ano de 2012, pois a série da taxa de juros de aquisição de veículos por banco apresenta quebra de metodologia de 2011 para 2012. Entretanto, uma quebra estrutural no início de 2012 (na forma de uma queda relevante na série histórica analisada) acabava por causar correlação nos resíduos dos modelos testados. Por esse motivo escolheu-se por iniciar o período de análise em julho de 2012.

Vale destacar que a taxa Selic possui movimentos de alta e queda mais longos. Por exemplo, de janeiro de 2013 até abril de 2014 – 16 meses seguidos, a taxa apresenta variações positivas. E de meados de 2015 até final de 2016 a taxa permanece a mesma, ou seja, variação nula. De toda forma, o modelo de incorporação de assimetria escolhido para o presente estudo avalia justamente as variações da taxa Selic. Sendo assim, como a Selic por natureza possui movimentos longos de variações positivas, negativas, ou até nulas, é importante obter uma

amostra relativamente grande o suficiente para tornar o estudo aplicável nos moldes que serão utilizados. O período escolhido para o estudo, que abrange cerca de 68 meses, garante uma amostra robusta e compatível com o modelo escolhido para avaliar assimetria.

As instituições bancárias escolhidas para a análise são os quatro maiores bancos da economia brasileira, em termos de ativo¹⁴, sendo dois privados (Bradesco e Itaú) e dois públicos (Banco do Brasil e Caixa Econômica Federal). Este discernimento tem por respaldo a hipótese de que um aumento no poder de mercado dos bancos pode, por consequência, influenciar de forma mais relevante o repasse de variações da Selic aos juros de longo prazo. (CASTRO e MELLO, 2010). No estudo acerca da concentração da estrutura bancária brasileira pós 1990, Modenesi et. al (2018) analisam a evolução dos índices de concentração da indústria bancária entre 1995 e 2014. Em especial, o relevante para este trabalho é a construção do índice CR(4)¹⁵, que leva em conta as quatro maiores instituições bancárias, representadas no gráfico 8.

Gráfico 8 – Índice CR(4): 1995–2014



Fonte: Elaboração própria.

O gráfico acima aponta uma tendência de elevação do índice no período analisado, demonstrando que, com o passar dos anos, o setor bancário tem ficado mais concentrado. É visível níveis maiores de concentração no mercado de depósitos à vista, que ultrapassa 75% em

¹⁴ Conforme o relatório do BCB de “50 maiores bancos e o consolidado do Sistema Financeiro Nacional”.

¹⁵ A construção do índice foi baseada no relatório do Banco Central de “50 maiores bancos no país”, considerando apenas bancos comerciais e levando em conta total de ativos, total de depósitos, empréstimos e operações de *leasing*, e receita líquida.

2007¹⁶. Uma alta concentração na indústria bancária significa um aumento no poder de mercado dos bancos e pode, por consequência, influenciar de forma mais relevante no repasse de variações da Selic aos juros de longo prazo. (CASTRO e MELLO, 2010).

Ou seja, considerando que o presente estudo visa analisar presença de assimetria da relação Selic - Juros para financiamento de aquisição de veículos, faz-se relevante analisar os quatro maiores bancos brasileiros, tendo em vista que a alta concentração do setor bancário (e consequente maior poder de mercado desses bancos) pode alterar o repasse de variações na Selic para a taxa de financiamento de aquisição de veículos, causando rigidez nessa relação.

II.2 – MODELO ECONOMÉTRICO

De acordo com Fortuna (2011), as instituições financeiras consideram um conjunto de componentes endógenos e exógenos para a formação da taxa de juros cobradas nos empréstimos. Para a modelagem de análise da taxa de juros de aquisição de veículos, considerou-se três elementos principais: i) o custo de captação, ii) o risco de crédito e iii) o nível de atividade da economia. O custo de captação e o nível de atividade são componentes exógenos, enquanto o risco de crédito é endógeno da atividade bancária.

Para representar o custo de captação da taxa de financiamento bancária escolhida, será utilizada a série da taxa de juros Selic acumulada no mês anualizada. Espera-se uma relação positiva entre a Selic e a taxa de juros de financiamento bancária. ou seja, quanto menor for a Selic, menor será a taxa de juros para financiamento praticada pelas instituições financeiras.

Já como o risco de crédito, utilizar-se-á o nível de inadimplência da carteira de crédito para aquisição de veículos (para pessoas físicas). Quanto menor for a inadimplência para a modalidade de financiamento analisada, maior será a participação de bons pagadores e, por consequência, as taxas de empréstimo cobradas pelos bancos serão menores. Quanto mais inadimplência houver, maiores serão tais taxas praticadas – espera-se, portanto, uma relação positiva entre a taxa de juros de aquisição de veículos e a taxa de inadimplência.

¹⁶Modenesi et al (2018) compara o mesmo índice para o setor bancário dos Estados Unidos, que era de aproximadamente 35% em 2014, de acordo com o *Federal Deposit Insurance Corporation*, mostrando de forma clara e comparativa que o setor bancário brasileiro possui alta concentração na indústria bancária.

Por fim, o nível de atividade será representado por dados da Pesquisa Mensal de Comércio (PMC), tendo em vista uma possível relação de influência dos fretes oferecidos para o consumo de veículos com a taxa de juros que pretende-se analisar. O indicador escolhido foi o índice de receita nominal de vendas no comércio varejista ampliado com ajuste sazonal. É possível esperar que conforme melhor for o desempenho dessa variável, mais alavancados ficarão os bancos (tudo mais constante) por conta de expectativas otimistas, por isso cobrarão taxas menores para juros de empréstimos. Espera-se, portanto, uma relação negativa entre a variável de nível de atividade e a taxa de juros de aquisição de veículos,

A equação (1) representa a forma funcional estimada:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Selic^+t + \beta_2 Selic^-t + \beta_3 Inadimp t + \beta_4 PMC t + \epsilon_t \quad (1)$$

Sendo: Y_{it} a taxa de juros para aquisição de veículos para o banco i no mês t ; $Selic^+t$ e $Selic^-t$ a taxa Selic acumulada no mês anualizada, decomposta em variações positivas e negativas; $Inadimp t$ a taxa anual de inadimplência para operações de crédito de aquisição de veículos total para pessoas físicas; $PMC t$ uma variável de nível de atividade, com dados da Pesquisa Mensal do Comércio; β_0 é a constante do modelo – esta garante que a reta de regressão passe pela média da variável dependente; β_1 , β_2 , β_3 e β_4 os coeficientes parciais da regressão; e ϵ_t o erro ou perturbação previsto.

II.3 – INCORPORAÇÃO DA ASSIMETRIA

Como a intenção é medir a assimetria de variações na Selic para taxa de juros de aquisição de veículos para quatro principais bancos da economia brasileira, será preciso estimar quatro regressões do tipo explicitado acima, uma para cada banco escolhido para análise. Essa metodologia possibilita não somente medir assimetria de um banco específico, mas como também realizar comparação da assimetria entre os mesmos.

De acordo com Schorderet (2004) e Granger e Yoon (2002) (apud Pimentel et al, 2016, p.10), é possível decompor a série temporal da forma expressa na equação (2) – expressando

que o valor da série *Selic* em qualquer instante *t* se iguale ao seu valor inicial, mais a soma de suas variações positivas e negativas até o instante *t*.

$$Selic\ t = Selic\ t_0 + Selic^{+}t + Selic^{-}t \quad (2)$$

Sendo: *Selic t* a taxa Selic acumulada no mês anualizada; *Selict₀* o valor inicial de Selic *t*; *Selic⁺t* as variações positivas de *Selic t*; e *Selic⁻t* as variações negativas de *Selic t*.

Desta forma, o modelo incorpora a assimetria¹⁷ através da decomposição da série da taxa Selic em variações positivas e negativas. De acordo com Pimentel et al (2016, p.10) é possível decompor a variável explicativa (*Selic t*) em duas novas séries: uma com variações positivas (*Selic t +*) e outra com variações negativas (*Selic t -*), para verificar existência de assimetria nos efeitos dessa variável sobre a variável independente (*Yt*). Se os efeitos das duas novas séries sobre *Yt* não forem iguais, identifica-se assimetria no repasse.

II.4 – BASE DE DADOS

A principal fonte utilizada para a extração de dados do presente trabalho é o site oficial do Banco Central do Brasil (BCB). As séries históricas da Selic e da taxa de inadimplência foram extraídas através do Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) do BCB. Quanto à variável de nível de atividade, foram utilizados dados da Pesquisa Mensal de Comércio, extraídos do site do IBGE.

Vale ressaltar que para a série taxa de juros de aquisição de veículos por banco houve um esforço de construção da base, através de dados do site do BCB, na subseção “*Taxas de juros de operações de crédito*”. A taxa de juros para aquisição de veículos por banco não estava disponível em série temporal – o que o BCB oferece atualmente é a classificação por ordem crescente da taxa (por banco) em um período específico. Sendo assim, foi preciso estabelecer um período base – toda primeira semana do mês, e assim transpor para uma planilha os dados

¹⁷A incorporação de assimetria no modelo foi feita com base no trabalho de Pimentel et.al 2016.

de todos os bancos para esse período, para depois separar as informações dos juros dos quatro bancos específicos escolhidos para a análise.

As séries históricas que serão utilizadas estão listadas no quadro 1, juntamente com a denominação abreviada de cada variável na ferramenta utilizada para estimação no presente trabalho:¹⁸

Quadro 1 – Séries e fontes das variáveis

Variável	Variável no Stata	Série	Código	Fonte
<i>Selic</i>	<i>Dselic+</i> <i>Dselic-</i>	Taxa de juros – Selic acumulada no mês anualizada base 252 – % a.a.	4189	BCB (SGS)
<i>Inadimplência</i>	<i>Inadimp</i>	Inadimplência da carteira de crédito com recursos livres – Pessoas físicas – Aquisição de veículos – %	21121	BCB (SGS)
<i>Nível de atividade</i>	<i>lnPMC</i> ¹⁹	Índice de receita nominal de vendas no comércio varejista ampliado (Número-índice) base fixa com ajuste sazonal (2014=100)	PMC: 3417	IBGE
<i>Juros aquisição de veículos</i>	<i>JuroBB</i> <i>JuroCEF</i> <i>JuroBrad</i> <i>JuroItau</i>	Taxa de juros para operações de crédito de aquisição de veículos (pré-fixado, para pessoas físicas) por banco	N.D. ²⁰	BCB

Fonte: Elaboração própria.

¹⁸ Utilizou-se o Stata para realizar a estimação realizada no capítulo III.

¹⁹ A variável de nível de atividade será estimada com seu logarítmo, por isso foi denominada “lnPMC”. Não utilizou-se o logaritmo nas demais variáveis pois estas já se encontram como taxas no mês anualizadas.

²⁰ N.D. ou Não Disponível.

CAPÍTULO III – ANÁLISE EMPÍRICA

Introdução

Neste capítulo é realizado o processo de análise dos dados e estimação do modelo escolhido, para que seja possível avaliar a existência de assimetria de variações na Selic para taxa de juros de financiamento de aquisição de veículos dos quatro maiores bancos brasileiros. Na primeira seção é feita a análise das variáveis dependentes e independentes. A segunda consiste em realizar o teste de cointegração entre as séries e no terceiro mostram-se os testes de modelos estimados e seus respectivos resultados. Por fim, a terceira seção apresenta a estimação dos modelos propostos e a última seção expõe os resultados encontrados.

III.1 – ANÁLISE DOS DADOS

A análise do comportamento das séries e a aplicação do teste Dickey-Fuller Aumentado²¹ (teste ADF) para identificar presença de raiz unitária indicou que as séries de taxa de juros para aquisição de veículos dos quatro bancos são não estacionárias em nível, mas tornam-se estacionárias em diferenças. As séries da taxa de inadimplência e de variações positivas e negativas da Selic também apresentaram raiz unitária em nível, mas tornam-se estacionárias em diferenças. A série do índice de receita nominal de vendas no comércio varejista ampliado foi a única que o teste apontou não possuir raiz unitária já em nível.

III.1.1 – Variáveis dependentes

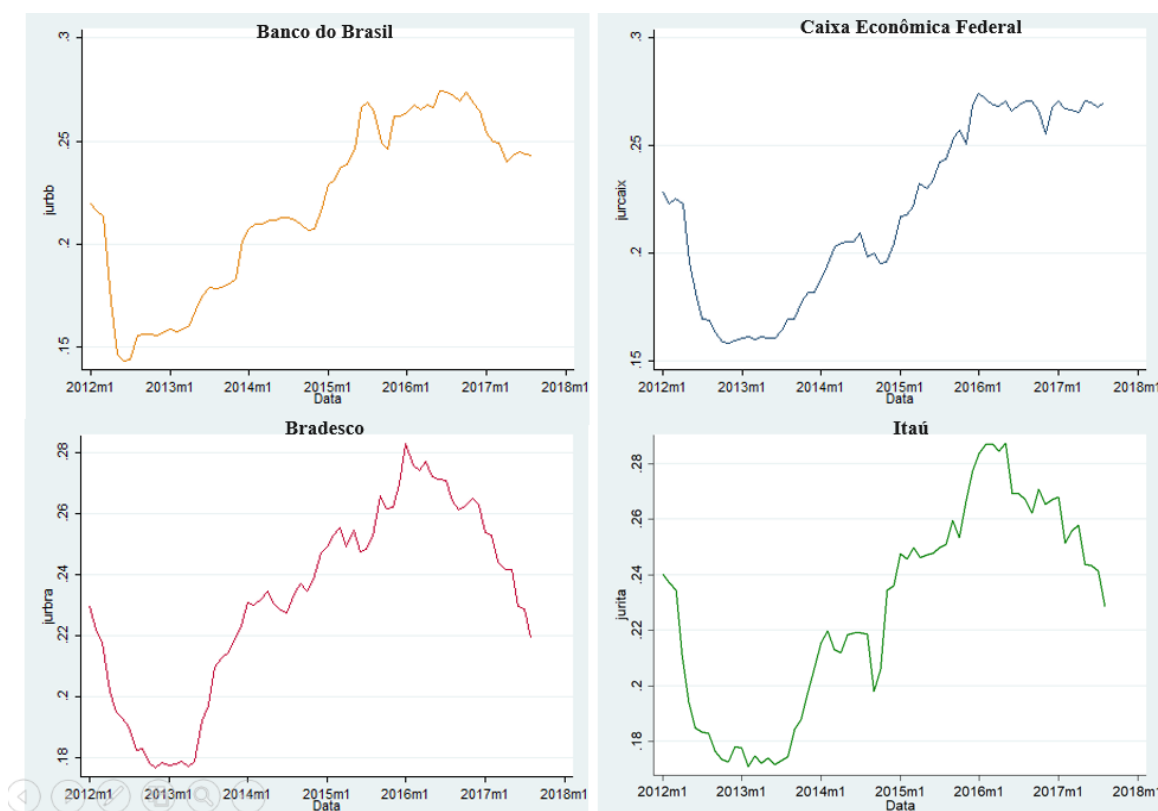
Na figura 1 encontram-se os gráficos das séries de taxa de juros de aquisição de veículos do Banco do Brasil, Caixa Econômica Federal, Bradesco e Itaú. Como pode ser observado, no período de análise as quatro séries não apresentam tendência clara de crescimento ou decréscimo.

Até meados de 2012, as séries sofrem uma queda brusca, particularmente mais acentuada na série do Banco do Brasil, e depois ocorre recuperação, até a segunda metade de 2016. A partir dessa data a série da Caixa Econômica Federal permanece estagnada, enquanto as demais passam a cair novamente.

²¹ Ver: Said e Dickey (1984).

Também não se observa um padrão sazonal nas séries analisadas. De toda forma, estimou-se uma regressão com variáveis *dummies* mensais na série para analisar o seu impacto, e o resultado foi de que tais *dummies* não eram estatisticamente significativas (p-valor > 5%). Sendo assim, é o possível identificar os altos e baixos da série como ciclos irregulares.

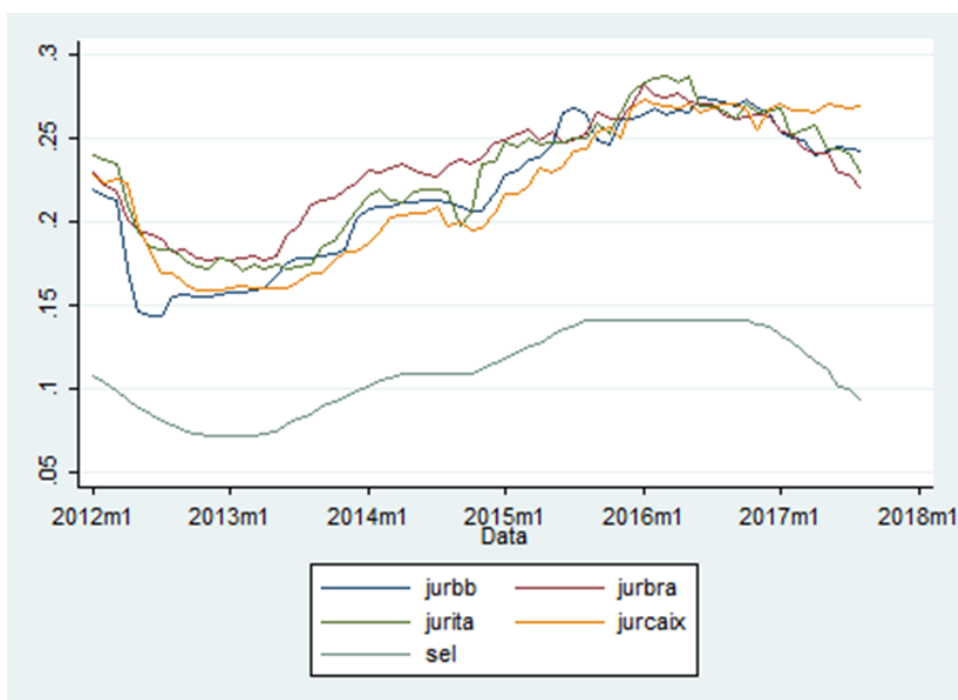
Figura 1 – Taxas de juros para aquisição de veículos (pessoas físicas): Banco do Brasil, Caixa Econômica Federal, Bradesco e Itaú: 2012 a 2017



Fonte: elaboração própria; dados do BCB.

Pelo gráfico 9 nota-se que as quatro taxas finais apresentam um comportamento similar. Destacam-se dois momentos relevantes de rompimento desse padrão: o primeiro é a queda brusca na série do Banco do Brasil, ocorrida no início de 2012 e a segunda é o descolamento da Caixa Econômica Federal a partir de 2017, quando a Selic e as taxas dos demais bancos começam a cair, mas a série da Caixa não acompanha essa queda e mantém-se em tendência estagnada ou de leve crescimento.

Gráfico 9 – Taxa Selic x Séries da taxa de aquisição de veículos para pessoas físicas do Banco do Brasil, Caixa Econômica Federal, Bradesco e Itaú



Fonte: elaboração própria; dados do BCB.

Analisando-se os correlogramas e os gráficos de autocorrelação e autocorrelação parcial (figuras 2 – 5 do apêndice) é possível dizer que as séries (em nível) dos quatro bancos apresentam características de não estacionariedade. Aplicando o teste Dickey-Fuller, nas quatro séries foi identificada presença de raiz unitária. Quando realizado o teste Dickey-Fuller Aumentado para as séries em primeira diferença, rejeitou-se a hipótese nula de que presença de raiz unitária. Ou seja, o teste sugere que as séries em diferenças são estacionárias.

III.1.2 – Variáveis independentes

O gráfico para a série da taxa de inadimplência de aquisição de veículos não apresenta sazonalidade nem pontos extremos de quebras estruturais, mas indica clara tendência de queda. O teste ADF sugere que série em nível é $I(1)$, ou seja, não estacionária, visto que possui raiz unitária a 1% e 5%. A série torna-se estacionária em diferenças.

Gráfico 10 – Taxa de inadimplência para aquisição de veículos



Fonte: elaboração própria; dados do BCB.

O índice de receita nominal de vendas no comércio varejista ampliado também não apresenta sazonalidade nem quebras estruturais, mas parece haver tendência de crescimento. O teste Dickey-Fuller Aumentado rejeitou a hipótese nula de presença de raiz unitária (a todos os níveis críticos) para a série em nível. De toda, forma, a série em diferenças também é estacionária e retira-se dela sua tendência.

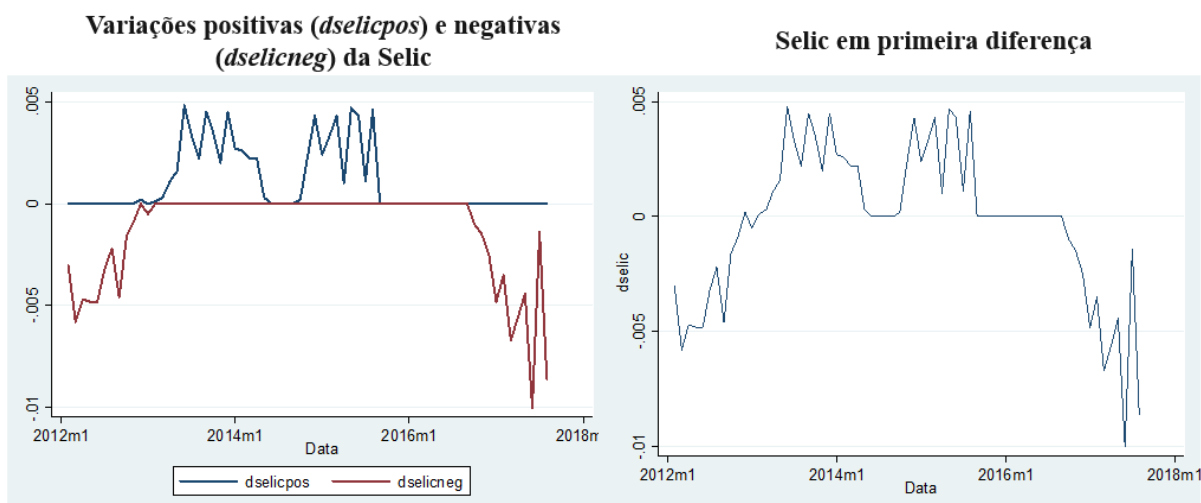
Gráfico 11 – Índice de receita nominal de vendas no comércio varejista ampliado



Fonte: elaboração própria; dados do PMC/IBGE.

Com o intuito de incorporar assimetria no método escolhido para o presente trabalho, a série da taxa Selic foi segmentada em variações positivas e negativas. Foram criadas, portanto, duas séries: i) *dselicpos*, que é a multiplicação da série da Selic (em primeira diferença) com suas variações positivas ou iguais a zero; e ii) *dselicneg*, resultado da multiplicação da série da Selic (em diferenças) com suas variações negativas²². O gráfico abaixo ilustra as duas séries temporais que, quando são somadas, formam, por construção, a série da Selic em diferenças. O teste ADF para a série de variações positivas e negativas da Selic identificou que as séries são estacionárias.

Gráficos 12 e 13 – Variações positivas e negativas da Selic (a esquerda) e Selic em primeira diferença (a direita)



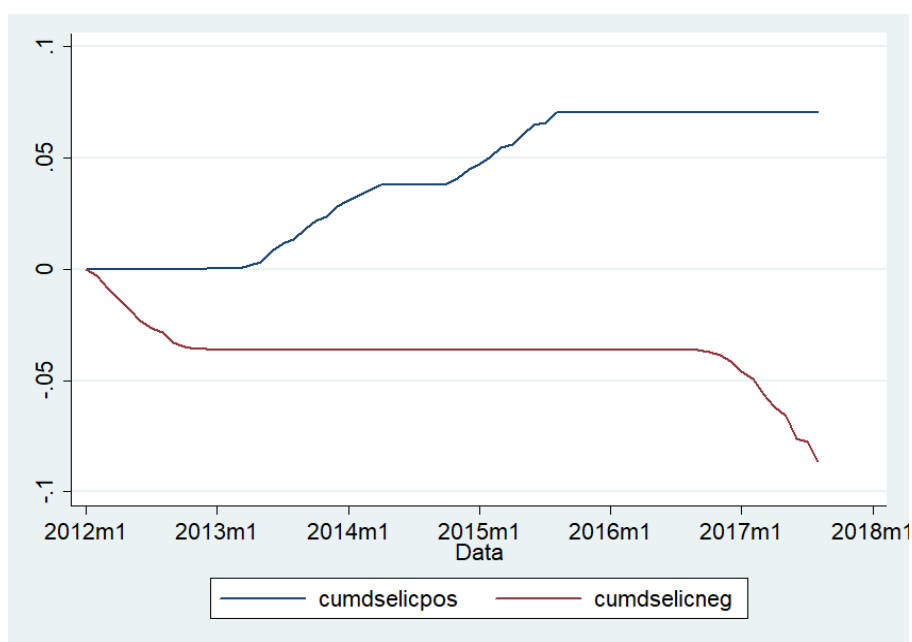
Fonte: elaboração própria; dados do BCB.

III.2 – TESTE DE COINTEGRAÇÃO

Faz-se relevante ressaltar que no caso do presente trabalho é preciso utilizar as séries de variações positivas e negativas acumuladas da Selic (representadas no gráfico 14) para realizar o teste de cointegração.

²² Conforme a metodologia explicitada no capítulo II.

Gráfico 14 – Série de variações positivas e negativas acumuladas da taxa Selic



Fonte: elaboração própria; dados do BCB.

Para avaliar se há cointegração entre as séries, aplicou-se um teste ADF nos resíduos da regressão com as séries em nível. Depois de salvar o resíduo da regressão e anotar a estatística do teste ADF, aplica-se o teste de causalidade de Engle-Granger (EG)²³ para obter a tabela de níveis críticos que servirá para comparação. As hipóteses do teste EG são as seguintes:

H_0 : As séries temporais não são cointegradas;

H_1 : As séries temporais são cointegradas.

O desejável é que as séries cointegrem para apresentar relação de longo prazo (os resíduos são estacionários, ou seja, não apresentem raiz unitária). Antes é preciso estimar o comando *varsoc* para escolher qual lags utilizar. No caso de resíduos, escolhe-se o lag indicado no *varsoc* menos uma unidade.

Ademais, para o teste de cointegração foi utilizado como critério o nível de significância a 5% e a análise foi feita para dados de Julho de 2012 até Agosto de 2017, retirando da amostra quebra estrutural ocorrida no início de 2012 nas séries da variável dependente dos quatro bancos.

²³ Ver: Engle e Granger (1987).

Na tabela 1 é possível visualizar os resultados do teste ADF nos resíduos da regressão com as séries em nível, para cada banco.

Tabela 1 – Resultado do teste ADF ²⁴

Banco	Defasagem	Estatística teste
BB	1	-5.048
CEF	0	-4.290
Bradesco	0	-3.761
Itaú	0	-4.406

Fonte: elaboração própria.

A tabela 2 apresenta os níveis críticos obtivos através do teste de EG, que servirá para comparação.

Tabela 2 – Níveis críticos do teste de causalidade EG

Valor crítico a 1%:	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 10%
-5.294	-4.628	-4.293

Fonte: elaboração própria.

Para o caso do Banco do Brasil, através do teste ADF obtém-se uma estatística teste de -6.689. Comparando com a estatística teste obtida na tabela 2, conclui-se que as séries cointegram, visto que a estatística teste de -6.689 obtida no teste ADF é maior do que todos os níveis críticos. Rejeita-se a hipótese de não cointegração entre as séries. Logo, o teste de cointegração para o Banco do Brasil revelou que as séries cointegram e, portanto, deve-se utilizar o modelo de correção de erros (ECM).

No caso da CEF, a estatística calculada do teste ADF é igual a -5.209. Se comparada com a tabela 2, é possível rejeitar a hipótese nula (de não cointegração) das séries a 5% e 10%, mas não a 1%. Sendo assim, o teste de cointegração com a série de juros de aquisição de veículos da Caixa Econômica Federal indicou que as séries cointegram a nível de significância 5% e 10%, e por isso é recomendável o modelo ECM.

²⁴ O comando *varsoc* aplicado nos resíduos da regressão com dados do Banco Itaú apontou defasagens diferentes. O critério AIC sugeriu a inclusão de quatro defasagens no modelo estimado, enquanto os critérios HQIC e SBIC indicaram apenas uma defasagem. Por ter sido o *lag* mais indicado dentre esses três e pelo fato do SBIC ser mais parcimonioso, optou-se por realizar o teste de cointegração com o primeiro lag como será exposto aqui, mas no Stata estimou-se com ambos os lags para verificar.

Para regressão com a variável dependente do Bradesco, a estatística do teste ADF vale -4.685. Se comparada com os níveis críticos do teste EG, percebe-se que é maior em módulo que os valores críticos para 5% e 10%, mas menor em módulo para valor de 1%. O teste de cointegração do Bradesco indica que as séries cointegram ao nível de significância de 5%, tornando recomendável o modelo ECM.

Para o Banco Itaú, a estatística do teste ADF encontrada foi de -4.116, que, se comparada com os valores da tabela 2, é menor em módulo a todos os níveis críticos. Portanto, as séries com dados do Itaú não cointegram a todos os níveis críticos, sendo recomendável utilizar o modelo em diferenças.

III.3 – MODELOS E RESULTADOS

Para o Banco do Brasil identificou-se cointegração das séries a todos os níveis críticos. Nos casos da Caixa Econômica Federal e do Bradesco, as séries cointegram a 5% e 10%. Logo, indica-se o modelo ECM para os três primeiros bancos. Como no caso do banco Itaú as séries não cointegram a todos os níveis críticos, sugere-se o modelo em diferenças. De toda forma, para esses três primeiros bancos também estimou-se o modelo em diferenças, tendo em vista que este apresenta resultados mais robustos a problemas de erro do tipo I, que consiste em rejeitar a hipótese nula quando esta é verdadeira.²⁵

III.3.1 – Banco do Brasil

Para o modelo ECM, percebe-se através da tabela 3 que apenas o coeficiente da variável *dselicpos* (série de variações positivas da Selic) é significativo, com p-valor igual a 0.014. Todos os outros coeficientes se mostraram estatisticamente não significativos considerando nível de significância a 5%. Ademais, o R-quadrado (ajustado) para o modelo ECM é de 29%.

²⁵ Vale ressaltar que para os quatro bancos, nenhum modelo identificou os coeficientes da taxa de inadimplência ou do índice de atividade como significativos.

Tabela 3 – Resultado: modelos ECM e em diferenças – Banco do Brasil

VARIÁVEIS	(Diferenças)	(ECM)
	D.jurbb	D.jurbb
D.lnPMC	-0.000511 (0.0400)	-0.0123 (0.0459)
D.Inadimp	-0.0907 (0.694)	0.358 (0.882)
Dselic-	0.236 (0.342)	0.0167 (0.435)
Dselic+	1.599*** (0.463)	1.570** (0.619)
L. JuroBB		-0.0788* (0.0431)
L.lnPMC		-0.0379 (0.0450)
L.Inadimp		-0.327 (0.231)
L.Dselic-		0.171 (0.466)
L.Dselic+		-0.450 (0.582)
Constante	-1.81e-05 (0.00101)	0.208 (0.216)
Observações	62	62
R-quadrado	0.227	0.290

Erro padrão entre parenteses.

As variáveis com “L.” no início estão defasadas.

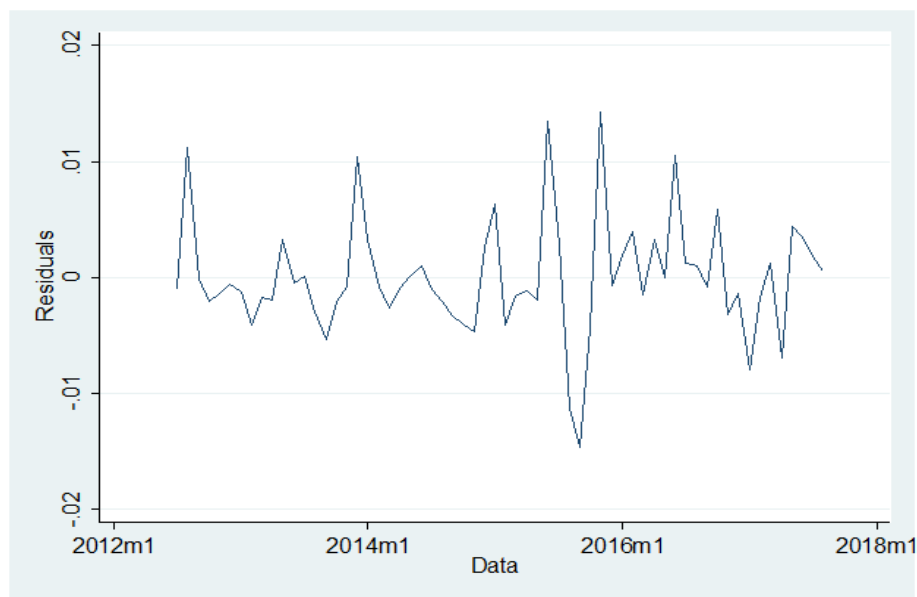
Variáveis com “ln” estão em logaritmo.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fonte: elaboração própria.

O comando *bgodfrey*, que testa autocorrelação nos resíduos do modelo, têm como hipótese nula a não existência de correlação serial. Ao utilizar este comando para as cinco primeiras defasagens no modelo ECM, observou-se que de fato não há presença de autocorrelação nos resíduos, tendo em vista os altos p-valores (tabela 8 do apêndice). O gráfico 15 mostra que os resíduos do modelo estimado se mantêm relativamente bem comportados em torno da média zero.

Gráfico 15 – Gráfico dos resíduos do modelo ECM – Banco do Brasil



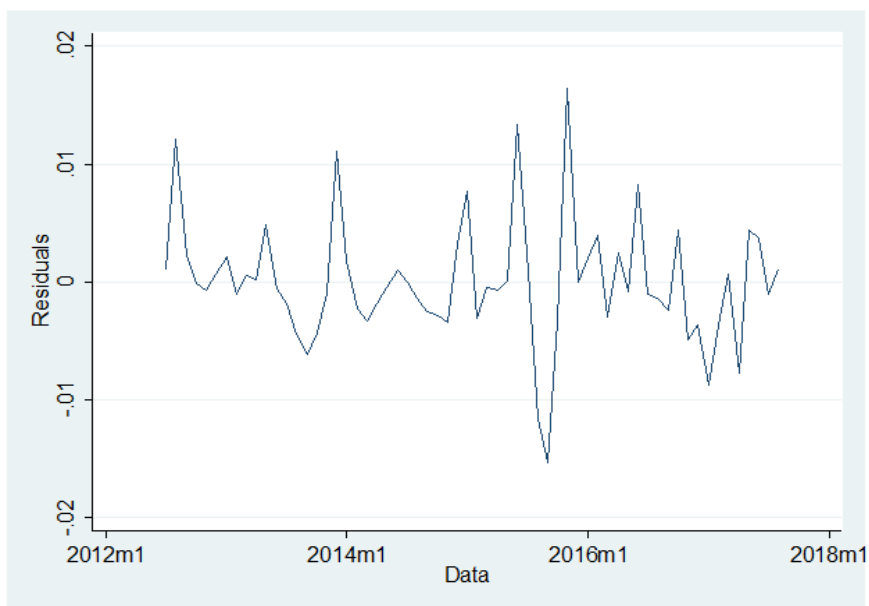
Fonte: elaboração própria; dados do BCB.

O modelo indica que o aumento de 1% na Selic ocasiona em média um aumento de 1.57% na taxa de juros para aquisição de veículos do Banco do Brasil. O teste de assimetria entre os coeficientes das séries de variações positivas e negativas da Selic indicou um p-valor de 0.0549. Desta forma, se considerarmos 10% de nível de significância, é possível dizer que há assimetria entre os coeficientes de variações positivas e negativas da Selic. Segue também que, pela magnitude dos coeficientes, o repasse de variações positivas na Selic é maior do que o repasse de variações negativas.

Para o modelo em diferenças no caso do Banco do Brasil, o único coeficiente que se mostrou estatisticamente significativo foi o da variável *dselicpos*. Esse modelo apresentou R-quadrado de 22,7%.

O comando *bgodfrey* nesse caso (tabela 9 do apêndice) aponta que não há autocorrelação nos resíduos na primeira defasagem, mas indica autocorrelação na segunda defasagem. De toda forma, como na primeira e da terceira até a quinta defasagem não há autocorrelação, podemos ler os resultados do modelo em diferenças. O gráfico dos resíduos para o modelo em questão mantém-se relativamente bem comportado em torno da média. Ocorre uma queda mais acentuada no final de 2015, mas esta não está causando autocorrelação nos resíduos.

Gráfico 16 – Gráfico dos resíduos do modelo em diferenças – Banco do Brasil



Fonte: elaboração própria; dados do BCB.

O modelo indica que o aumento de 1% na Selic ocasiona em média um aumento de 1.6% na taxa de juros para aquisição de veículos do Banco do Brasil. Pelo p-valor (0.0450) obtido no teste de assimetria entre os coeficientes de *dselicpos* e *dselicneg*, rejeita-se a hipótese nula de que os coeficientes são estatisticamente iguais. Sendo assim, para o modelo em diferenças existe assimetria entre os coeficientes, indicando pela magnitude dos coeficientes que o repasse de variações positivas é maior do que o repasse de variações negativas da Selic.

III.3.2 – Caixa Econômica Federal

Aplicando o modelo ECM para o caso da Caixa Econômica Federal, com R-quadrado de 35,7%, apenas o coeficiente da defasagem de variações positivas da Selic mostrou-se significativo. Através do comando *bdogfrey* (tabela 10 do apêndice) verificou-se a não existência de autocorrelação nos resíduos da primeira até a quinta defasagens.

Sendo assim, podemos ler que um aumento de 1% na defasagem de variações positivas da Selic ocasiona em média um crescimento de 1,75% na taxa de juros para aquisição de veículos da Caixa Econômica Federal. O teste de assimetria entre os coeficientes de variações positivas e negativas da Selic não rejeitou a hipótese nula de que estes são estatisticamente iguais (p-valor de 0.3962). Sendo assim, nesse caso não há evidência assimetria entre os mesmos.

Tabela 4 – Resultado: modelos ECM e em diferenças – Caixa Econômica Federal

VARIÁVEIS	(Diferenças)	(ECM)
	D.jurcaix	D.jurcaix
D.lnPMC	-0.00557 (0.0408)	-0.0104 (0.0408)
D.Inadimp	0.415 (0.709)	-0.169 (0.800)
Dselic-	0.253 (0.349)	-0.192 (0.403)
Dselic+	0.751 (0.473)	-0.788 (0.556)
L.juroCEF		-0.0372 (0.0390)
L.lnPMC		-0.0134 (0.0398)
L.Inadimp		-0.292 (0.196)
L.Dselic-		0.248 (0.427)
L.Dselic+		1.754*** (0.551)
Constante	0.00104 (0.00103)	0.0843 (0.191)
Observações	62	62
R-quadrado	0.077	0.357

Erro padrão entre parenteses.

As variáveis com “L.” no início estão defasadas.

Variáveis com “ln” estão em logaritmo.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fonte: elaboração própria.

O modelo em diferenças nesse caso apresenta R-quadrado baixíssimo, de 7,7%, e não apresentou coeficientes estatisticamente significativos. Sendo assim, mesmo não tendo identificado autocorrelação nos resíduos (tabela 11 do apêndice), não é possível comentar acerca dos impactos de variações nas variáveis explicativas para a taxa de juros para aquisição de veículos da Caixa Econômica. Também foi realizado o teste de assimetria para o caso do modelo em diferenças, e pelo alto p-valor (0.4670) não rejeita-se a hipótese nula de que os coeficientes são estatisticamente iguais. Sendo assim, não há assimetria entre variações positivas e negativas da Selic nesse caso.

Os gráficos 17 e 18 do apêndice representam a trajetória dos resíduos dos modelos ECM e em diferenças. Ambos se mantêm no intervalo entre -0,2 e 0,2; seguindo um comportamento relativamente bem comportado ao longo da média.

III.3.3 – Bradesco

O modelo ECM para o caso do Bradesco não apresenta autocorrelação serial nos resíduos (vide tabela 12 do apêndice) e revela como coeficientes significativos a série de variações negativas da Selic (*dselicneg*) e a própria série da taxa de juros para aquisição de veículos do Bradesco em primeira defasagem. O R-quadrado do modelo é de 42,8%.

Pelos resultados do modelo ECM pode-se dizer que uma queda de 1% nas variações negativas da Selic determina em média uma queda de 1.23% na taxa de juros para aquisição de veículos do Bradesco.

O teste de assimetria revelou que não há diferença significativa entre os coeficientes de variações positivas e negativas da Selic, tendo em vista o alto p-valor encontrado (0.2923). Sendo assim, não há evidência de assimetria entre estes.

Tabela 5 – Resultado: modelos ECM e em diferenças – Bradesco

VARIÁVEIS	(Diferenças)	(ECM)
	D.jurbra	D.jurbra
D.lnPMC	-0.0362 (0.0334)	-0.0154 (0.0379)
D.inadim	0.0738 (0.580)	0.969 (0.731)
dselicneg	1.081*** (0.286)	1.232*** (0.357)
dselicpos	0.936** (0.387)	0.527 (0.510)
L.juroBrad		-0.0908** (0.0449)
L.lnPMC		0.0413 (0.0364)
L.Inadimp		-0.0965 (0.176)
L.Dselic-		-0.0801 (0.386)
L.Dselic+		-0.133 (0.482)
Constante	0.000565 (0.000844)	-0.161 (0.173)
Observações	62	62
R-quadrado	0.363	0.428

Erro padrão entre parênteses.

As variáveis com “L.” no início estão defasadas.

Variáveis com “ln” estão em logaritmo.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fonte: elaboração própria.

O modelo em diferenças apresentou como estatisticamente diferentes de zero os coeficientes de variações positivas e negativas da taxa Selic, com R-quadrado de 36,3%. Como não foi identificada existência de autocorrelação nos resíduos (tabela 13 do apêndice), é possível dizer que um aumento de 1% na Selic ocasiona em média um crescimento de 0.936% na taxa de juros para aquisição de veículos do Bradesco. Já uma queda de 1% nas variações negativas da Selic ocasiona em média uma queda de 1,08% na taxa de juros para aquisição de veículos do Bradesco.

Além disso, o teste de hipótese entre os coeficientes *dselicneg* e *dselicpos* teve como resultado um alto p-valor (0.7941), portanto não rejeita-se a hipótese nula de que os coeficientes estatisticamente são iguais - não há assimetria entre os coeficientes mencionados.

III.3.4 – Itaú

No caso específico do banco Itaú, estimou-se o modelo em diferenças com R-quadrado de 14,3% e não foi encontrada evidência de autocorrelação serial nos resíduos (vide tabela 14 do apêndice). Adicionalmente, nenhum coeficiente estimado mostrou-se significativo (5% de nível de significância). O teste de hipótese entre os coeficientes de variações positivas e negativas da Selic aponta para a não existência de assimetria, tendo em vista o alto p-valor encontrado (0.5380), não rejeitando a hipótese nula de igualdade entre os coeficientes.

Tabela 6 – Resultado: modelo em diferenças – Itaú

VARIÁVEIS	(Diferenças)
	D.jurita
D.lnPMC	0.0801 (0.0544)
D.Inadimp	0.880 (0.944)
Dselic-	0.615 (0.465)
Dselic+	1.175* (0.630)
Constante	0.000292 (0.00137)
Observações	62
R-quadrado	0.143

Erro padrão entre parenteses.

Variáveis com “L.” no início estão defasadas.

Variáveis com “ln” estão em logaritmo.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fonte: elaboração própria.

III.3.5 – Resultados

De modo geral, os modelos testados para os quatro bancos revelaram poucos coeficientes como sendo estatisticamente significativos, o que já era esperado para o modelo em diferenças. Dos quatro bancos analisados, o único caso em que o teste de hipótese de coeficientes de variações positivas e negativas da Selic indicou assimetria foi nos modelos ECM e em diferenças para o Banco do Brasil, indicando que o repasse de variações positivas é maior do que o repasse de variações negativas da Selic (tabela 7). Ou seja, para esse banco em específico, encontrou-se evidência de rigidez à baixa da taxa de juros para aquisição de veículos. Nos demais não rejeitou-se a hipótese nula de que os coeficientes são estatisticamente iguais.

Tabela 7 – Sumário dos principais resultados dos modelos de previsão

Modelo de Previsão	Banco	Coefficientes significativos (a 5% de nível de significância)	Há assimetria entre DSelic+t e DSelic-t?	R-quadrado
ECM	Banco do Brasil	DSelic+	Sim*	29,0%
	Caixa Econômica Federal	L.DSelic+	Não	35,7%
	Bradesco	DSelic- e L.juroBrad	Não	42,8%
Diferenças	Banco do Brasil	DSelic+	Sim**	22,7%
	Caixa Econômica Federal	-	Não	7,7%
	Bradesco	DSelic+ e DSelic-	Não	36,3%
	Itaú	-	Não	14,3%

*Considerando nível de significância a 10%. **Considerando nível de significância a 5%.

Fonte: elaboração própria.

O resultado dos modelos sugere, portanto, que há poucos indícios de assimetria no setor de crédito analisado. Abre-se uma lacuna para realização de uma análise mais minuciosa, buscando melhorar a especificação do modelo para obter resultados que confirmem ou contraponham os resultados vistos no presente trabalho.

CONCLUSÃO

Foi testada a hipótese de assimetria relação Selic-taxa de juros de financiamento de aquisição de veículos. A amostra compreende o período de julho de 2012 até agosto de 2017, e os quatro maiores bancos brasileiros (em termos de ativo para 2016): Banco do Brasil, Caixa Econômica Federal, Itaú e Bradesco.

No capítulo I, viu-se um panorama geral do *spread* bancário no Brasil, entre a adoção do regime de metas de inflação até o ano de 2016. A análise mostrou que o *spread* possui duas características marcantes: (i) é um dos mais elevados do mundo; e (ii) não converge para a amostra de países emergentes analisados. Ademais, ressaltou-se um debate recorrente que tangencia o tema: a resistência à queda do custo de crédito no Brasil, demonstrando que apesar de um corte da Selic reduzir o custo de captação das instituições financeiras, em muitas ocasiões essa redução não se transmite integralmente (ou na mesma proporção) para o *spread*.

No final do capítulo foi apresentada uma revisão de literatura com enfoque em rigidez e assimetria no setor bancário, onde foram analisados estudos relevantes para o tema. Para Gambacorta e Iannotti (2007) compreender o mecanismo assimétrico de transmissão de preços é vital para o entendimento da transmissão da política monetária, visto que o comportamento assimétrico dos juros bancários, no caso de restrição ou expansão monetária, pode gerar diversos efeitos no nível de preços e produto da economia. Em análise de estudos internacionais, Hannan e Berger (1991) e Neumark e Sharpe (1992) encontram evidências de que as taxas de juros de depósito no mercado norte americano apresentam maior rigidez frente aos aumentos²⁶ no custo de captação. Ambos artigos resultam na conclusão principal de que a rigidez de preços é significativamente maior em mercados com maiores níveis de concentração, ou seja, a assimetria de preços nesse mercado é fruto da concentração bancária. Castro e Mello (2010) estimam o repasse da Selic para as taxas de juros de financiamento para pessoas físicas no Brasil. Trata-se do único artigo que investiga a possibilidade de existência de assimetria na economia brasileira e encontram evidências empíricas que indicam que a concentração de mercado pode alterar o repasse de variações no custo aos preços e gerar rigidez nessa relação. Os autores encontraram evidência consistente a uma rigidez para baixo significativa para as modalidades de taxa de empréstimo analisadas. A assimetria foi identificada como

²⁶Ou seja, frente ao aumento no custo de captação, a magnitude da variação na taxa de juros de depósito é menor do que se tivesse ocorrido uma diminuição desse custo.

economicamente relevante, de forma que os bancos parecem repassar menos as quedas do que altas na taxa básica de juros.

No capítulo II que foram levados em conta três elementos principais para realizar a modelagem de análise da taxa de juros de aquisição de veículos: i) o custo de captação, representado pela taxa Selic; ii) o risco de crédito, representado pela taxa de inadimplência para a modalidade de aquisição de veículos; e iii) o nível de atividade da economia, através da utilização do índice de receita nominal de vendas no comércio varejista ampliado com ajuste sazonal. A incorporação de assimetria no modelo foi feita com base no trabalho de Pimentel et.al (2016) e Pimentel (2017), através da decomposição da série da taxa Selic em variações positivas e negativas.

No capítulo III, o primeiro passo para estimação foi a análise das variáveis dependentes e independentes do modelo, onde constatou-se que para o período analisado todas as séries possuem raiz unitária em nível, mas tornam-se estacionárias em diferenças – com exceção do índice de receita nominal de vendas no comércio varejista ampliado, que já é estacionário em nível.

O teste de cointegração de Engel-Granger para o Banco do Brasil revelou que as séries cointegram a todos os níveis críticos. Nos casos da Caixa Econômica Federal e do Bradesco, as séries cointegram a 5% e 10%. Logo, indica-se o modelo ECM para os três primeiros bancos. De toda forma, para estes bancos citados também estimou-se o modelo em diferenças, tendo em vista que este apresenta resultados mais robustos a problemas de erro do tipo I. Para o caso específico do banco Itaú as séries não cointegram a todos os níveis críticos, recomendando uso do modelo em diferenças

De modo geral, encontrou-se poucos indícios de assimetria no setor de crédito de financiamento de veículos para pessoas físicas. Dos quatro bancos analisados, o único caso em que o teste de hipótese de coeficientes de variações positivas e negativas da Selic indicou assimetria foi no modelo em diferenças para o Banco do Brasil, indicando que o repasse de variações positivas é maior do que o repasse de variações negativas da Selic. Nos demais os resultados apontam para a não existência de assimetria. Assim, a hipótese de assimetria no repasse dos choques na Selic para os juros finais merece ser mais explorada.

Destacam-se dois parágrafos de desdobramentos futuros: A assimetria pode ser testada nos modelos ECM por meio de duas restrições: (i)-uma *contemporânea* (usada no capítulo três);

e outra (ii)- *defasada*, com a primeira defasagem da Selic. É particularmente esperado que os resultados da CEF variem de forma significativa.²⁷

Ainda que não seja objeto específico deste trabalho, cabe notar dois resultados interessantes e não previstos pela literatura. Os juros não parecem responder de forma significativa a: (i)-a inadimplência; e (ii)-o nível de atividade. Esse achado também merece aprofundamento.

Por fim, uma observação importante. É razoável supor que o mercado de financiamento de veículos se comporte de forma distinta das demais modalidades de crédito. Isto pois, nesse mercado há um colateral relativamente líquido e, notadamente, de (relativamente) fácil execução (alienação fiduciária). Como os demais mercados não possuem instrumento jurídico similar que confira ao banco espécie de garantia de execução mais fácil e/ou menos onerosa é possível que o *spread* no financiamento de veículos se comporte de forma distinta.

²⁷ Essa hipótese foi testada, mas não de forma sistemática. Os resultados mudam, mas a significância dessa mudança não foi devidamente avaliada.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AUSUBEL, L.M. (1991). “The Failure of Competition in the Credit Card Market”. *The American Economic Review*, volume 81, nº 1, 50–81. Março de 1991.

BACON, R. W. (1991). “Rockets and Feathers: The Asymmetric Speed of Adjustment of U.K. Retail Gasoline Prices to Cost Changes”. *Energy Economics*. 13 de julho de 1991. pp. 211–18.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. “50 maiores bancos e o consolidado do Sistema Financeiro Nacional”. Disponível em: <<http://www4.bcb.gov.br/top50/port/top50.asp>>. Acesso em: 2 de Novembro de 2017.

_____. “Economia Bancária e Crédito: Avaliação de 4 anos do projeto Juros e Spread Bancário”. Pp. 90–113. Brasília, 2003.

BANK OF ENGLAND. “Quarterly Bulletin”. Maio de 1999. Disponível em: <<https://www.bankofengland.co.uk/-/media/boe/files/quarterly-bulletin/1999/the-transmission-mechanism-of-monetary-policy>>. Acesso em 10 de Novembro de 2017.

BBC BRASIL: “Por que os juros bancários para o consumidor caem menos que a Selic?”. São Paulo, 7 de setembro de 2017. Disponível em: <<https://www.bbc.com/portuguese/brasil-42259850>>. Acesso em: 10 de novembro de 2017.

BERGER, A.; UDELL, G.(1992). “Some Evidence on the Empirical Significance of Credit Rationing”. *Journal of Political Economy*, volume 100, nº5, pp. 1047-77.

BORIO, C.E.V. (1997). “THE IMPLEMENTATION OF MONETARY POLICY IN INDUSTRIAL COUNTRIES: A SURVEY”. *Bis Economic Papers*, nº47. Julho de 1997.

CANÊDO-PINHEIRO, M. (2012). “Assimetrias na Transmissão dos Preços dos Combustíveis: O Caso do Óleo Diesel no Brasil”. *RBE*, volume 66, nº4, pp.557-578. Rio de Janeiro, outubro-dezembro de 2012.

CASTRO, P. H. R.; MELLO, J. M. P. (2010). “Há assimetria no repasse dos juros bancários de variações na taxa Selic?”. PUC-Rio. Texto para discussão número 580, ano 2010.

CRAMON-TAUBADEL, S.; MEYER, J. (2001). “Asymmetric Price Transmission: Fact or Artefact?”. *EAAE Seminar*. Abril de 2001.

ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. (1987). “Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing”. *Econometrica*, volume 55, pp. 251-257.

FORTUNA, E. (2011). “Mercado Financeiro: produtos e serviços”. Rio de Janeiro: Qualitymark Editora Ltda.

GAMBACORTA, I.; IANNOTTI, S. (2007). “Are there asymmetries in the response of bank interest rates to monetary shocks?”. *Applied Economics*, volume 39, pp. 2503-2517, Routledge. Dezembro de 2012.

GONZÁLEZ, R.; FUMÁS, V.S. (2005). “Market Power and Interest Rate Adjustments. Banco de España”. Documento de trabalho nº 0539.

HANNAN, T.H.; BERGER, A.N. (1991). “The Rigidity of Prices: Evidence from the Banking Industry”. *The American Economic Review*, volume 81, nº. 4, pp. 938-945. Setembro de 1991.

HOFMANN, B.; MIZEN, P. (2001). “Interest Rate Pass-Through and Monetary Transmission: Evidence from Individual Financial Institutions’ Retail Rates”. *Economica*, volume 71, pp. 99-123. Maio de 2001.

MELLO, J.M.P.; NOVAES, W. (2003). “Information Asymmetry and Competition in Credit Markets: The Case of Overdraft Loans in Brazil”. Mimeo.

MEYER, J. e CRAMON-TAUBADEL, S. (2004). “Asymmetric price transmission: a survey”. *Journal of agricultural economics*, volume 55, n. 3, p. 581-611.

MISHKIN, F. S. “The economics of money, banking, and financial markets”. 7. ed. Columbia University: Pearson - Addison Wesley, 2004.

_____. (1995). “Symposium on the Monetary Transmission Mechanism”. *The Journal of Economic Perspectives*, volume 9, nº 4, pp. 3-10.

MODENESI, A.M. et al. (2018). “The Brazilian Banking Industry: Evolution, Concentration, and Competition After the 1990s”. Routledge, Oxfordshire (UK). No quoting. (2017, Forthcoming).

MODENESI, A.M. et. al (2013). “Reestruturando o Arcabouço de Política Econômica em um Contexto de Crise: em direção a uma nova convenção?”. Rio de Janeiro. UFRJ. (Texto para discussão nº012 – 2013).

MODENESI, A.M. (2013). “Selic e Inflação: uma relação precária”. *Jornal dos Economistas*, n. 287, pp. 6–7.

_____. “Regimes monetários: teoria e a experiencia do Real”. Barueri: Manole, 2005.

NETO, W.A.S.; PARRÉ, J.L. (2012). “Assimetria na Transmissão de Preços: Evidências Empíricas”. *Revista Econômica do Nordeste*, volume 43, nº01. Janeiro-Março de 2012.

NEUMARK, D; e SHARPE, S.A. (1992). “Market Structure and the Nature of Price Rigidity: Evidence from the Market for Consumer Deposits”. *The Quarterly Journal of Economics*, volume 107, nº107, pp. 657-680. Oxford Journals - Oxford University Press. Maio de 1992.

PAULA, L. F.; PIRES, M. C. C. (2007). “Determinantes macroeconômicos do spread bancário: uma Análise Preliminar para Economias Emergentes”. In: PAULA, L. F.; OREIRO, J.L.C. *Sistema Financeiro: Uma análise do setor bancário brasileiro*. Rio de Janeiro: Elsevier Editora Ltda, 2007. Cap. 8. p. 171–189.

PIMENTEL, D.M. (2017). “Dinâmica Inflacionária no Brasil Pós Real: Transmissão Assimétrica de Preços em uma Abordagem Desagregada”. Tese de Doutorado, IE-UFRJ. Março de 2017.

PIMENTEL, D.M., MODENESI, A.M., PIRES-ALVES, C. C., RIBEIRO, E. P. (2016). “Assimetria no repasse de custos a preços: Uma análise para 21 atividades industriais no Brasil de 1996 a 2014”. ANPEC – Área 3: Economia Brasileira.

PINHEIRO, V., ROSA, S. “Bancos anunciam redução de juros após Copom cortar Selic”. Valor Econômico, 2017. Disponível em: <<http://www.valor.com.br/financas/4936750/bancos-anunciam-reducao-de-juros-apos-copom-cortar-selic>>. Acesso em: 2 de Novembro de 2017.

RESENDE, M.; ALVES, M. B. (2012). “Asymmetric Price Transmission in Local Fuel Markets in Brasil: na Empirical Study”. Disponível em: <http://www.ie.ufrj.br/images/pesquisa/publicacoes/discussao/2012/IE_Resende_Alves_2012_TD005.pdf>. Acesso em: 2 de Novembro de 2017.

SAID, S.E.; DICKEY, D.A. (1984). “Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order”. *Biometrika*, volume 71, pp. 599-607.

SCHOLNICK, B. (1996). “Asymmetric adjustment of commercial bank interest rates: evidence from Malaysia and Singapore”. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 15, No. 3, pp. 485–496. Elsevier Science Ltd.

SILVA, T.G.; RIBEIRO, E.P.; MODENESI, A.M. (2014). “Determinantes Macroeconômicos e o Papel das Expectativas: uma análise do spread bancário no Brasil (2003-2011)”. Rio de Janeiro. UFRJ. (Texto para discussão nº025 – 2014).

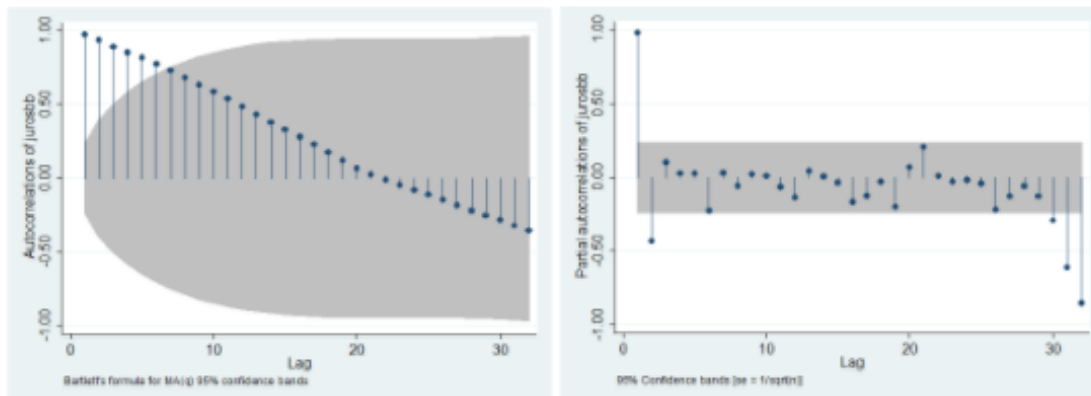
SILVA, G. J. C.; OREIRO, J. L.C.; PAULA, L. F. (2007). “Spread Bancário no Brasil: uma Avaliação Empírica Recente”. In: PAULA, L. F.; OREIRO, J. L.C. *Sistema Financeiro: Uma análise do setor bancário brasileiro*. Rio de Janeiro: Elsevier Editora Ltda, 2007. Cap. 9. p. 191–220.

STIGLITZ, J.E.; WEISS, A. (1981). “Credit Rationing in Markets with Imperfect Information”. *The American Economic Review*, volume. 71, nº 3, pp. 393-410. Junho 1981.

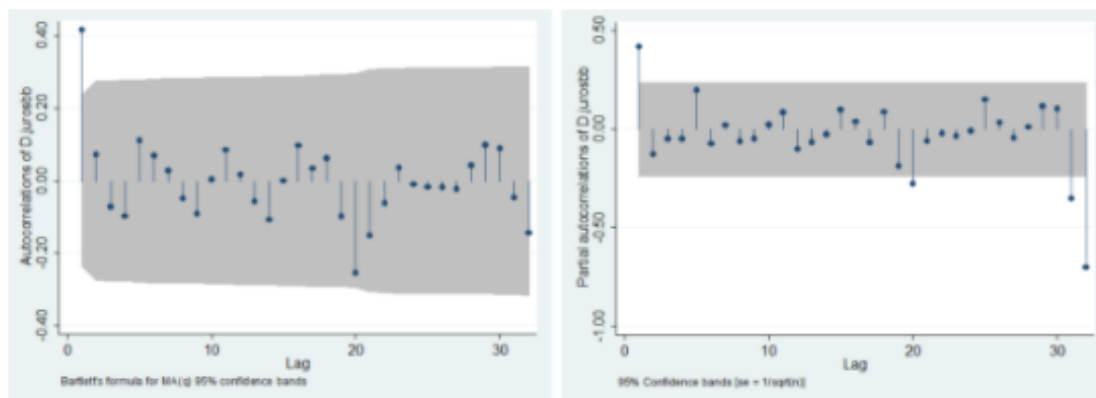
APÊNDICE

Figura 2 – Gráficos AC e PAC do Banco do Brasil em nível e em primeira defasagem

AC e PAC em nível



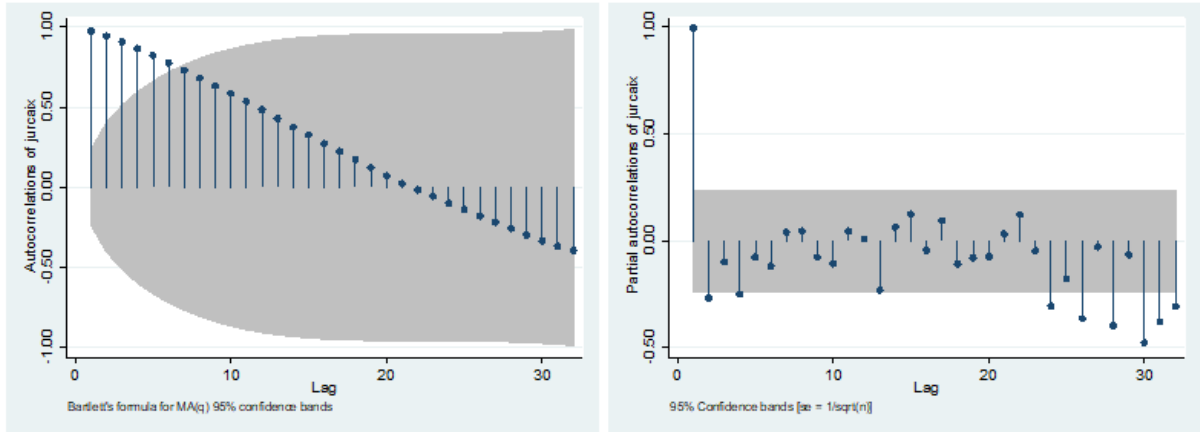
AC e PAC em primeira defasagem



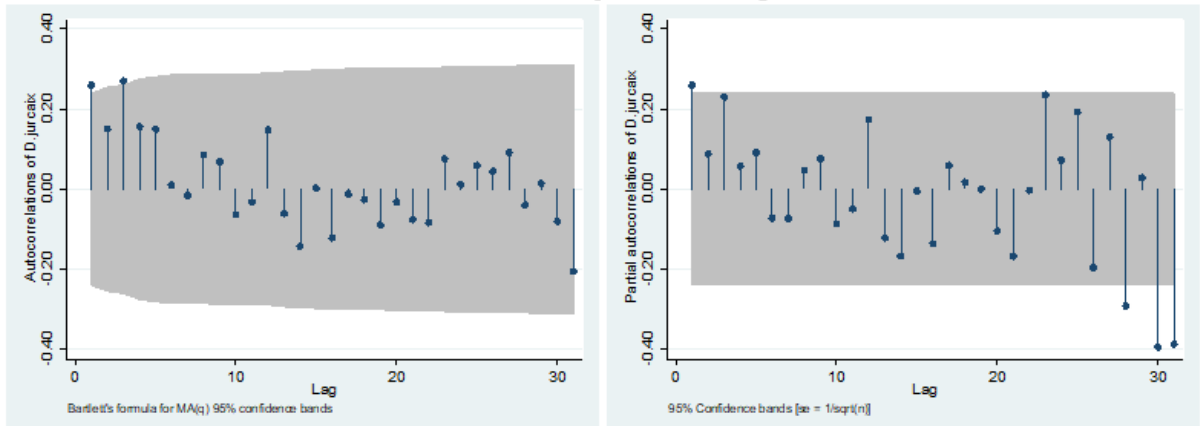
Fonte: elaboração própria; dados do BCB.

Figura 3 – Gráficos AC e PAC da Caixa Econômica federal em nível e em primeira defasagem

AC e PAC em nível



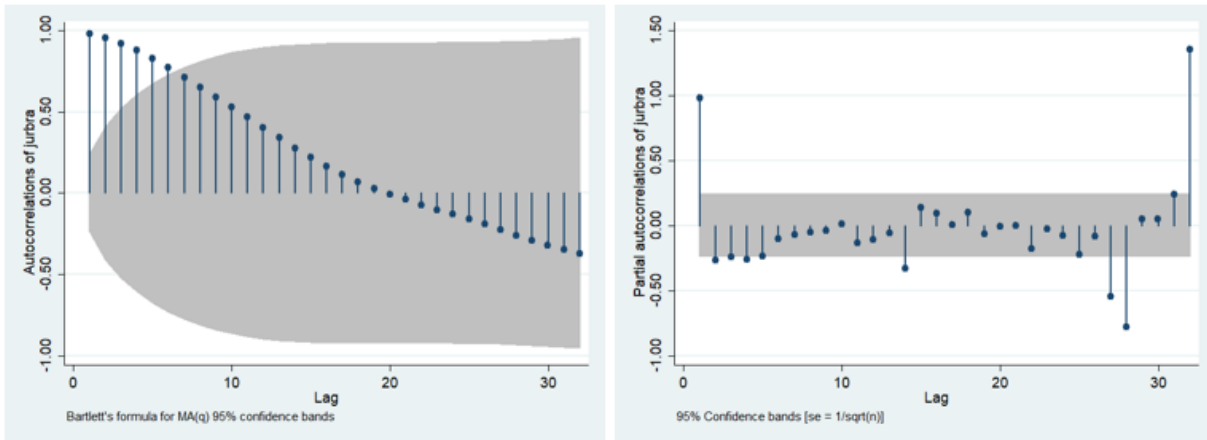
AC e PAC em primeira defasagem



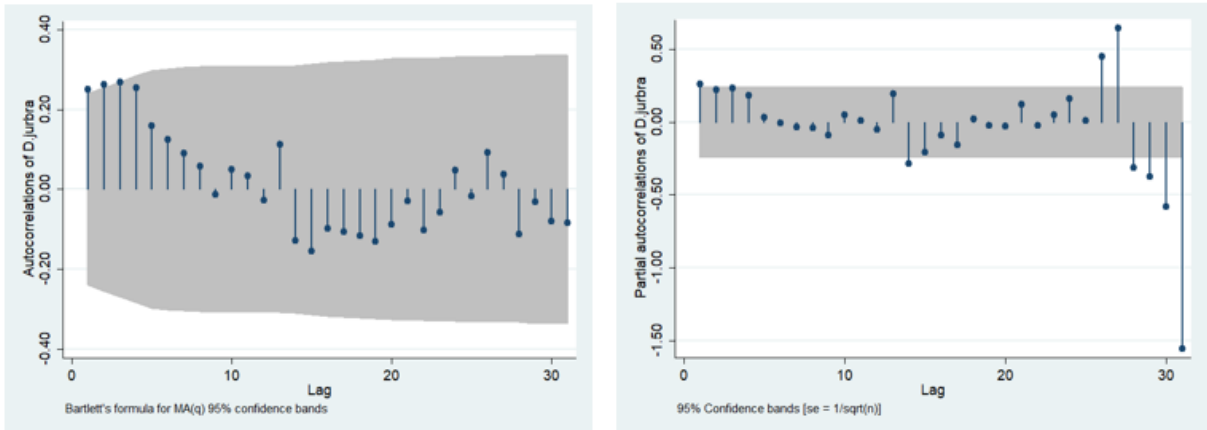
Fonte: elaboração própria; dados do BCB.

Figura 4 – Gráficos AC e PAC do Bradesco em nível e em primeira defasagem

AC e PAC em nível



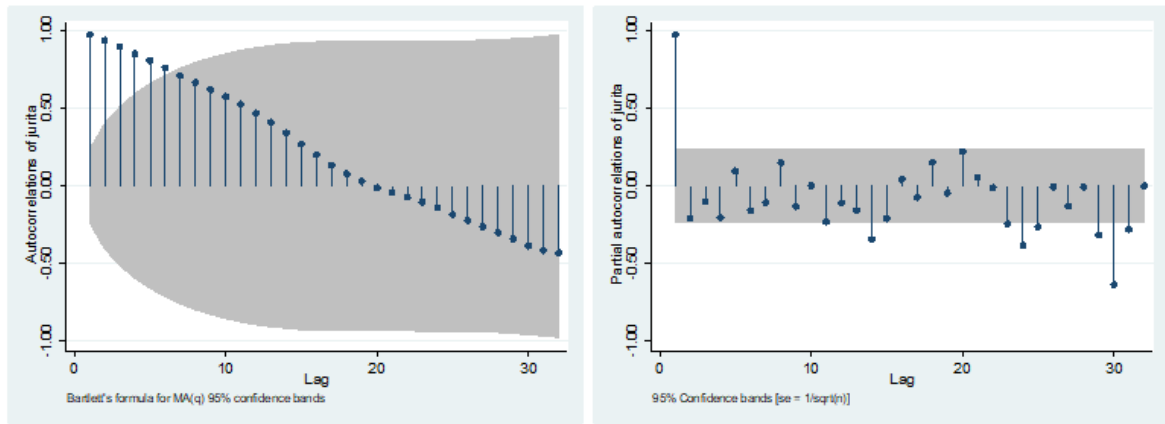
AC e PAC em primeira defasagem



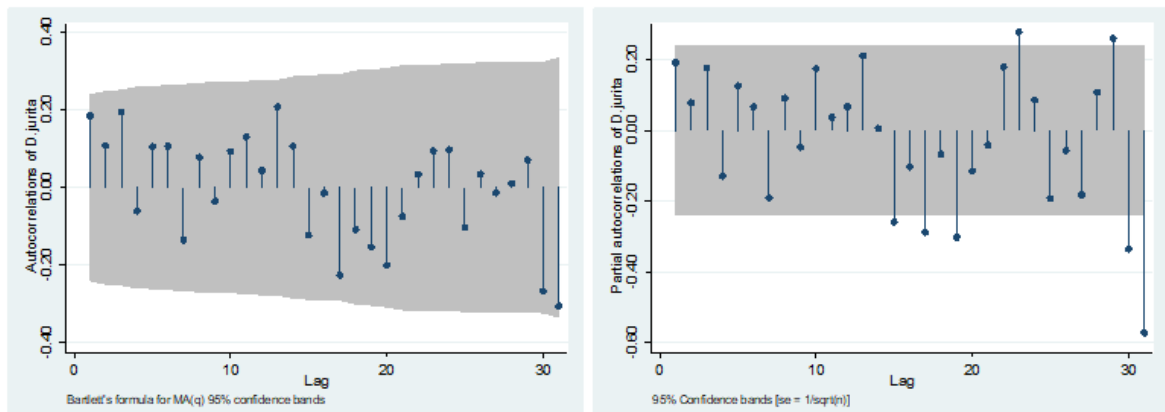
Fonte: elaboração própria; dados do BCB.

Figura 5 – Gráficos AC e PAC do Itaú em nível e em primeira defasagem

AC e PAC em nível



AC e PAC em primeira defasagem



Fonte: elaboração própria; dados do BCB.

Tabela 8 – Comando *bgodfrey* – modelo ECM – Banco do Brasil

lags (p)	chi2	df	Prob > chi2
1	1.336	1	0.2477
2	5.388	2	0.0676
3	9.341	3	0.0251
4	10.426	4	0.0338
5	10.557	5	0.0609

Tabela 9 – Comando *bgodfrey* – modelo em diferenças – Banco do Brasil

lags (p)	chi2	df	Prob > chi2
1	2.096	1	0.1477
2	6.485	2	0.0391
3	8.980	3	0.0296
4	9.770	4	0.0445
5	10.479	5	0.0627

Tabela 10 – Comando *bgodfrey* – Modelo ECM da Caixa Econômica Federal

lags (p)	chi2	df	Prob > chi2
1	1.502	1	0.2203
2	3.253	2	0.1966
3	3.991	3	0.2624
4	4.024	4	0.4028
5	4.234	5	0.5162

Tabela 11 – Comando *bgodfrey* – Modelo em diferenças da Caixa Econômica Federal

lags (p)	chi2	df	Prob > chi2
1	1.593	1	0.2069
2	3.339	2	0.1883
3	5.763	3	0.1237
4	6.082	4	0.1931
5	6.162	5	0.2907

Tabela 12 – Comando *bgodfrey* – Modelo ECM do Bradesco

lags (p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.018	1	0.8937
2	0.018	2	0.9908
3	0.076	3	0.9946
4	0.079	4	0.9992
5	0.782	5	0.9782

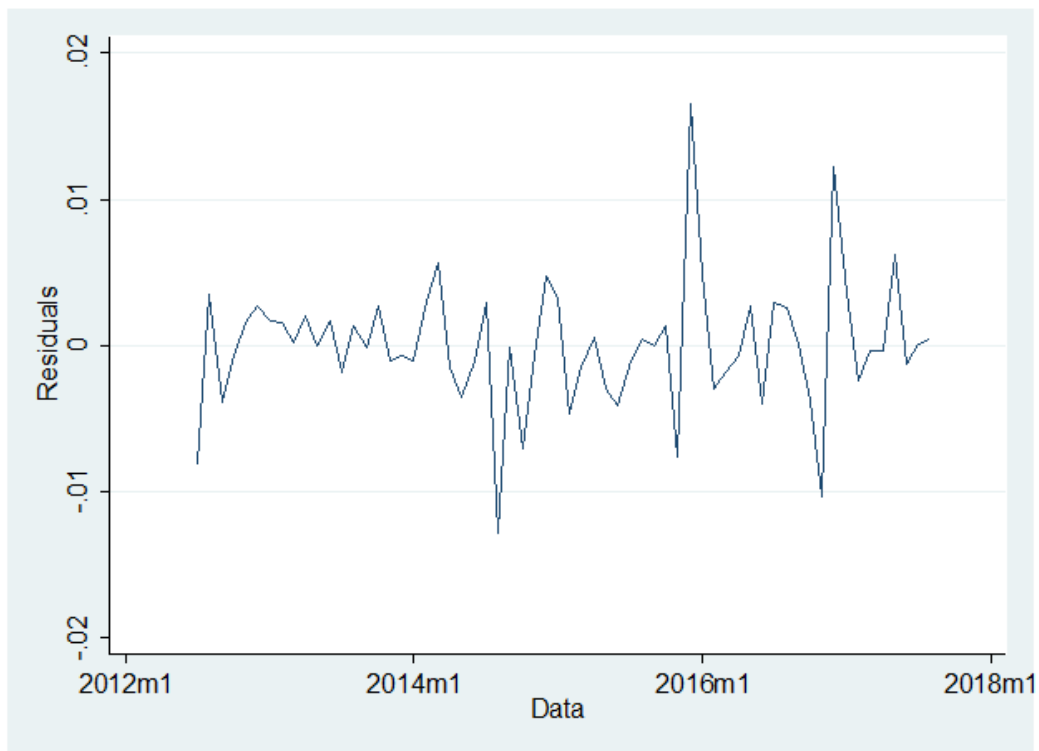
Tabela 13 – Comando *bgodfrey* – Modelo em diferenças do Bradesco

lags (p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.026	1	0.8724
2	0.026	2	0.9871
3	0.027	3	0.9988
4	0.439	4	0.9792
5	1.163	5	0.9484

Tabela 14 – Comando *bgodfrey* – Modelo em diferenças do Itaú

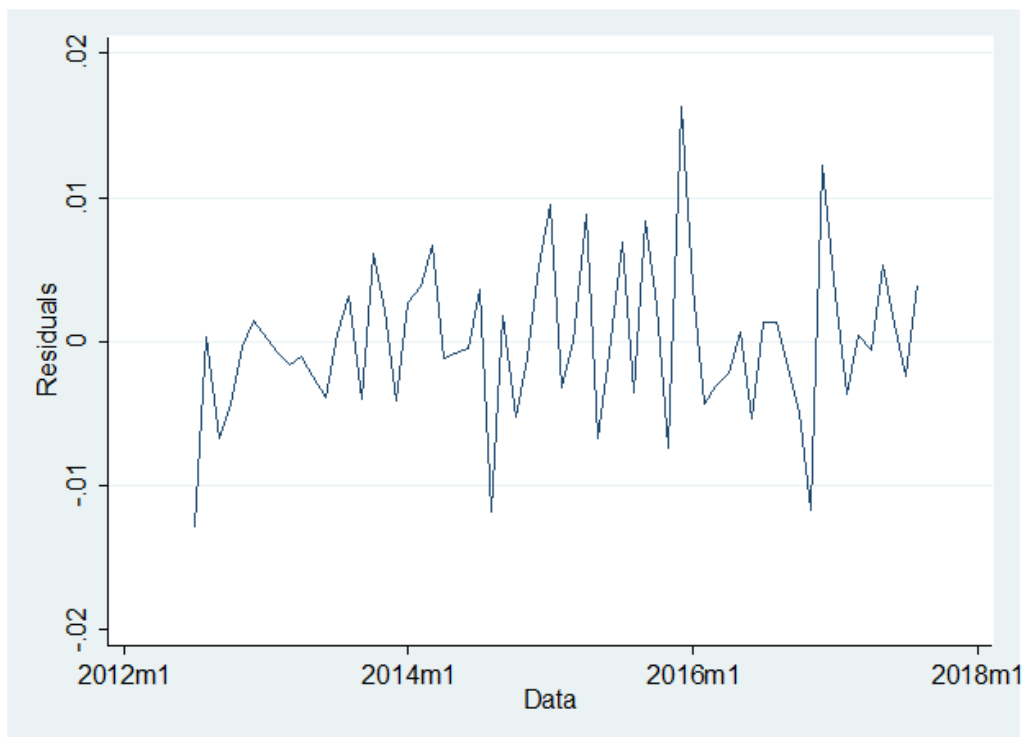
lags (p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.135	1	0.7138
2	0.504	2	0.7772
3	0.696	3	0.8742
4	4.848	4	0.3032
5	4.869	5	0.4320

Gráfico 17 – Gráfico dos resíduos do modelo ECM – Caixa Econômica Federal



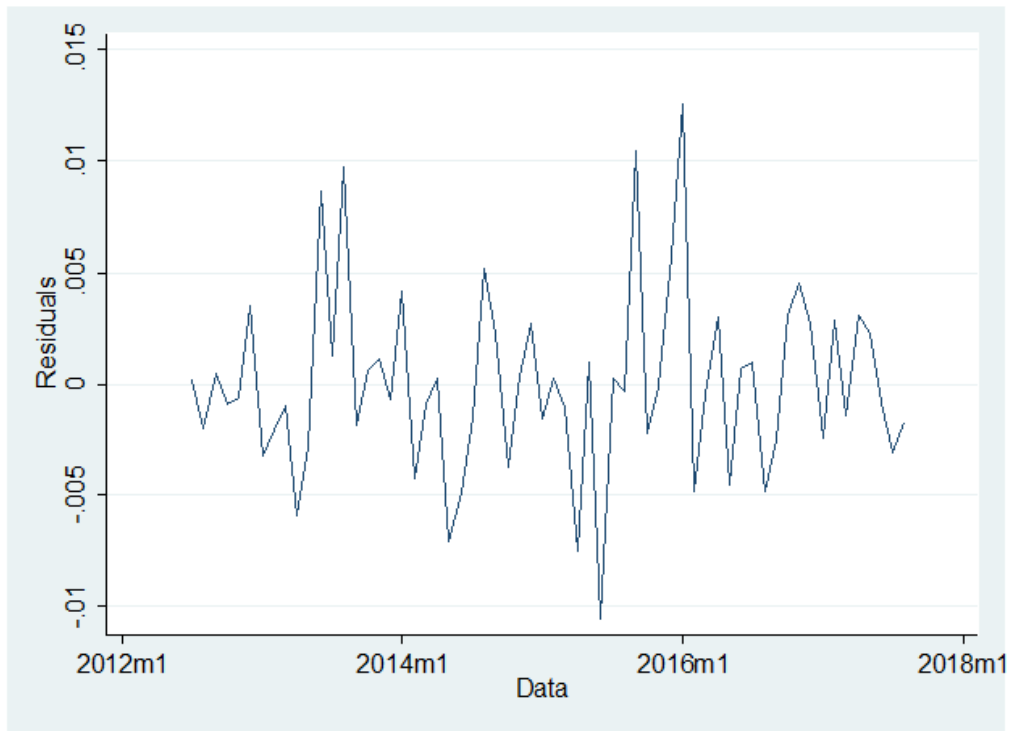
Fonte: elaboração própria; dados do BCB.

Gráfico 18 – Gráfico dos resíduos do modelo em diferenças – Caixa Econômica Federal



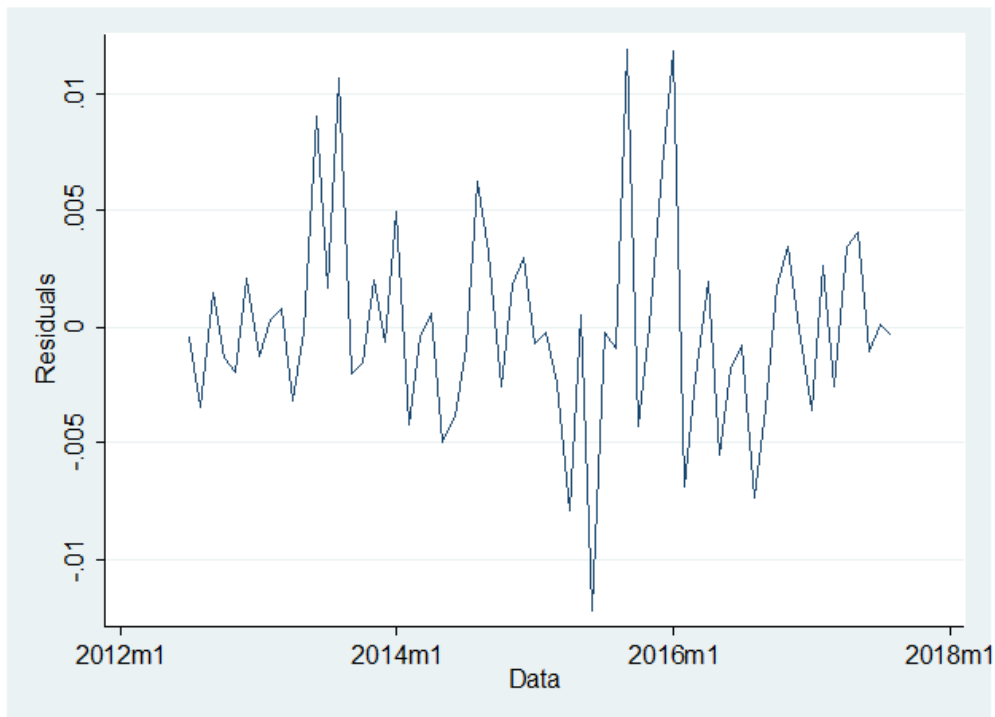
Fonte: elaboração própria; dados do BCB.

Gráfico 19 – Gráfico dos resíduos do modelo ECM – Bradesco



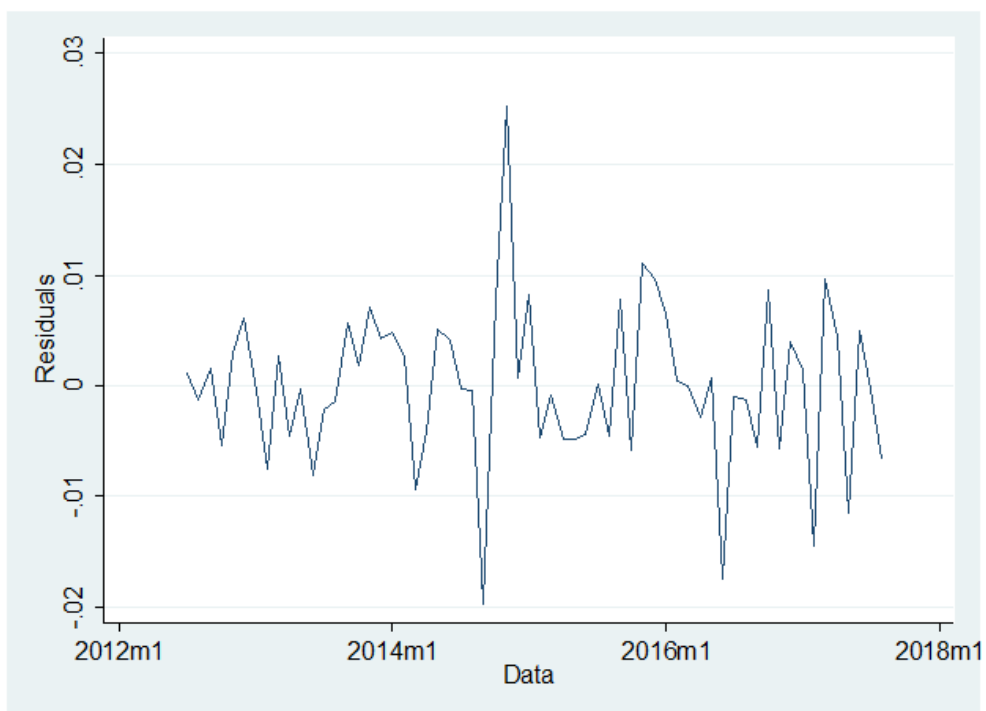
Fonte: elaboração própria; dados do BCB.

Gráfico 20 – Gráfico dos resíduos do modelo em diferenças – Bradesco



Fonte: elaboração própria; dados do BCB.

Gráfico 21 – Gráfico dos resíduos do modelo em diferenças – Itaú



Fonte: elaboração própria; dados do BCB.