

# A transmissão da taxa de juros no Brasil sob uma abordagem não linear

*The interest rate pass-through in Brazil under a nonlinear approach*

Jean Vinícius Marçal <sup>(1)</sup>

Claudio Roberto Fóffano Vasconcelos <sup>(2)</sup>

Silvinha Pinto Vasconcelos <sup>(3)</sup>

<sup>(1)</sup> Universidade Federal de Juiz de Fora

<sup>(2)</sup> Universidade Federal de Juiz de Fora

<sup>(3)</sup> Universidade Federal de Juiz de Fora

## Abstract

This paper aims to analyze interest rate pass-through mechanism from SELIC to retail interest rate in the Brazilian economy in a nonlinear framework. The review period was from March 2011 to March 2016. The empirical strategy consists in the use of monetary policy approach to interest rate pass-through and use of nonlinear cointegration model NARDL. The main results are that exist evidence of short as well as long-term asymmetry in the interest rate pass-through. We can also conclude that the interest rate pass-through is characterized by the predominance of the more complete pass-through.

## Keywords

interest rate pass-through, nonlinear autorregressive distributed lag model, monetary policy.

**JEL Codes** C22, E43, E52.

## Resumo

*O trabalho objetivou analisar o mecanismo de transmissão da política monetária para a taxa de juros de varejo na economia brasileira em uma abordagem não linear. O período de análise foi de março de 2011 a março de 2016. A estratégia empírica consistiu no emprego da abordagem de política monetária para o repasse e do uso do modelo de cointegração não linear, NARDL. Os principais resultados são que para as taxas de empréstimos analisadas encontrou-se evidência da assimetria de curto e longo prazos no repasse da taxa SELIC, bem como o predomínio do sobre-repasse.*

## Palavras-chave

*transmissão da taxa de juros, modelo autorregressivo de defasagem distribuída não linear, política monetária.*

**Códigos JEL** C22, E43, E52.

## 1 Introdução

No sistema bancário brasileiro é possível salientar algumas particularidades: uma taxa de juros básica persistentemente alta; grande participação dos bancos públicos em ativos e crédito e, por fim, a alta e crescente concentração de parcelas de mercado no setor bancário (Pereira; Maia-Filho, 2013).<sup>1</sup>

Considerando que o mecanismo de transmissão da política monetária como o processo pelo qual as decisões dos formuladores de política monetária afetam o lado real das economias (produto real) e os preços (inflação) (Taylor, 1995), no contexto da economia brasileira, como descrito acima, a análise desses mecanismos se tornam muito importantes.

Assim, com relação ao mecanismo de transmissão da taxa de juros básica para as taxas de mercado ou varejo, duas abordagens podem ser encontradas na literatura. A primeira é a abordagem da política monetária, a qual relaciona as taxas de juros bancárias com as taxas controladas – ou a taxa de curto prazo de mercado como *proxy*, por exemplo, a taxa *over* ou SELIC (Sistema Especial de Liquidação e de Custódia). A segunda é a abordagem de custos dos fundos, que relaciona as taxas de juros bancárias com as taxas de custo de captação para os bancos de mesmo prazo, sendo uma medida mais realista dos custos dos fundos bancários no mercado (Bernhofer; van Treeck, 2013).

Com o desenvolvimento dos estudos sobre o mecanismo de transmissão, novas metodologias foram implementadas e um aprofundamento sobre o mecanismo de transmissão da taxa de juros foi possível. As análises comumente realizadas sobre a transmissão da taxa de juros se dão sobre a sua completude, velocidade e heterogeneidade entre países (por exemplo, Bernhofer e van Treeck, 2013). Entretanto, a literatura recente também efetua a análise sobre a assimetria da transmissão da taxa de juros (por exemplo, Greenwood-Nimmo *et al.*, 2013 e Verheyen, 2013). A assimetria em questão ocorre devido à diferença apresentada na resposta da taxa de juros de varejo a mudanças de mesmo tamanho, porém, com sinais inversos na taxa de juros básica. De forma simples, um aumento e uma redução da taxa básica de juros, de mesma proporção, podem ter respostas de diferentes magnitudes nas taxas de varejo, caracterizando, dessa forma, uma assimetria.

1 A taxa de juros do Brasil está frequentemente entre as 20 maiores do mundo (The World Bank, 2016).

A assimetria pode ser definida como positiva ou negativa, sendo esta considerada positiva (negativa) quando um aumento (redução) da taxa de juros básica ou dos custos dos bancos tem um efeito maior do que uma redução (aumento). A análise da assimetria pode ser considerada ainda em termo de diferentes períodos no tempo, ou seja, curto e longo prazos. No contexto da análise de assimetria somente de curto prazo, supõe-se um mecanismo transmissão dos juros de longo-prazo completo e simétrico. Já na investigação da assimetria em ambos os períodos simultaneamente, tal restrição é deixada de lado, sendo possível que o mecanismo de transmissão de longo prazo seja incompleto e assimétrico, assim como o de curto prazo. Essa forma de análise em ambos os períodos foi possível graças à recente colaboração na metodologia feita por Shin, Yu e Greenwood-Nimmo (2014).

Na presença de possíveis respostas assimétricas à política monetária, espera-se uma caracterização distinta da transmissão da taxa de juros controlada para a taxa de juros de varejo conforme a direção da política adotada. Portanto, a assimetria de resposta da taxa de juros de varejo decorrente de movimentos da taxa de juros básica torna-se o foco deste estudo. Sua causa pode decorrer de ineficiências de mercado, tais como cartel, concentração bancária ou a forte atuação de bancos públicos, sendo que estas duas últimas ineficiências citadas estão presentes no mercado bancário brasileiro, como mencionado anteriormente. Dessa forma, é de se esperar a presença de assimetria na transmissão da taxa de juros no Brasil, e além disso, como consequência da alta contração bancária, é esperado que essa assimetria seja positiva.

Portanto, considerando que as variações nas taxas de juros, assim como outras variáveis macroeconômicas, são assimétricas, o objetivo deste trabalho é conhecer como a política monetária, através do controle da taxa de juros, afeta as taxas de juros de varejo na economia brasileira, em um contexto não linear ou assimétrico.

A análise do mecanismo de transmissão da taxa de juros é ampla (Illes *et al.*, 2015; Greenwood-Nimmo *et al.*, 2013; Verheyen, 2013; Pereira e Maia-Filho, 2013, Sander e Kleimeier, 2004; Bernhofer e van Treeck, 2013, entre outros) e para atender ao objetivo proposto neste estudo de forma completa, a estratégia empírica consistirá no emprego da abordagem de política monetária através do uso do modelo de cointegração não linear NARDL (*non-linear* ARDL), apresentado por Shin, Yu e Greenwood-Nimmo (2014),

que se trata de uma generalização do modelo ARDL (*Autoregressive-Distributed Lag*), desenvolvido por Pesaran, Shin and Smith (2001).

Com isso, espera-se contribuir para a literatura ao utilizar um modelo não linear na pesquisa sobre a transmissão da taxa de juros no Brasil. Assim, acredita-se que o estudo possui relevância ao preencher o *gap* observado na literatura, aplicando ao Brasil uma análise aprofundada do repasse não linear da taxa básica de juros para a taxa de juros de varejo dentro do contexto da transmissão da política monetária. Vale frisar ainda que o uso do NARDL para a questão da transmissão da taxa de juros para a economia brasileira não foi encontrado na literatura consultada, gerando uma maior relevância ao estudo.

O presente artigo se divide na seguinte forma. Na seção 2 é apresentada a revisão de literatura. Na seção 3 a metodologia é apresentada juntamente com a base de dados utilizada. A seção 4 é dedicada aos resultados obtidos e às análises efetuadas sobre estes. Por fim, a seção 5 apresenta as conclusões do estudo.

## 2 Revisão de literatura

Segundo Mishkin (1995, p. 4) para que os formuladores de política monetária tenham sucesso na condução da política monetária é necessário o entendimento do processo de transmissão da política monetária. Esses mecanismos incluem efeitos na taxa de juros, na taxa de câmbio e nos preços de outros ativos financeiros e o chamado canal de crédito.

Nesse contexto, segundo Bernanke e Gertler (1995), as abordagens comumente utilizadas para explicar a forma pela qual choques na política monetária afetam a economia são a abordagem monetária tradicional, dado em forma do efeito sobre a taxa de juros e a abordagem do canal de crédito. O canal de crédito é avaliado não como um caminho alternativo, mas como um mecanismo complementar ao canal tradicional (juros), que aumenta e propaga o efeito convencional da taxa de juros. O canal de crédito pode ser entendido como um amplificador dos efeitos da política monetária sobre a taxa de juros, ocorrendo devido às mudanças no prêmio de financiamento externo.

Bernhofer e van Treeck (2013) afirmam que a abordagem tradicional (canal de juros) pode ser entendida como abordagem de custos dos fun-

dos que relaciona as taxas de juros bancárias com as taxas de custo de captação para os bancos, as quais possuem o mesmo prazo de maturação que os empréstimos concedidos pelos bancos, sendo uma medida mais realista do custo marginal de financiamento bancário no mercado. Essa abordagem refere-se de uma forma melhor à “decisão de fixação de preços” dos bancos, pois reflete, principalmente, os custos de oportunidade dos bancos sobre o custo de financiamento dos depósitos recebidos e dos empréstimos concedidos. A forma mais importante de se relacionar o custo dos depósitos com a receita dos empréstimos é o casamento da maturidade das taxas utilizadas, ou seja, como argumentado por De Bondt (2005), as taxas de juros de mercado e de varejo ter que ser de maturidade comparável de maneira a evitar o descolamento no vencimento (Kwapil; Scharler, 2006).

Com relação aos estudos empíricos, como o presente trabalho tem como foco o repasse não linear da taxa básica de juros para a taxa de juros de varejo dentro do contexto da transmissão da política monetária, tanto para a literatura internacional<sup>2</sup> quando nacional,<sup>3</sup> a ênfase desta revisão de literatura será então nos trabalhos que tratam do repasse da taxa de juros básica para a de varejo num contexto não linear.

Considerando a abordagem empírica de não linearidade na transmissão da taxa de juros, Verheyen (2013) investigou se a restrição de simetria no longo prazo utilizada em outros modelos gerava muito viés nos resultados. O autor empregou a abordagem de cointegração não linear via modelo NARDL de Shin, Yu e Greenwood-Nimmo (2014). A conclusão obtida por Verheyen (2013) é que seus resultados apontam que ao desconsiderar a assimetria de longo prazo na transmissão da taxa de juros os resultados obtidos podem apresentar viés. Verifica-se que a evidência de cointegração é fraca sem a inclusão da assimetria de longo prazo na resposta das taxas de depósito a movimentos da Euro Overnight Index Average (EONIA). Além disso, a transmissão dos juros no longo prazo é geralmente mais forte para aumentos do que para quedas da EONIA, ou seja, há a presença

.....  
2 Sander e Kleimeier (2004), Sorensen e Werner (2006), Gropp *et al.* (2007), Bernhofer e van Treeck (2013), Illes *et al.* (2015) estudam o mecanismo de transmissão dos juros para a Zona do Euro.

3 Com relação à literatura nacional, os autores Evangelista e Araújo (2018), Barboza (2015); Abrita *et al.* (2014) e Mendonça (2001), entre outros, analisam os principais mecanismos de transmissão de política monetária no Brasil. Cieplinski *et al.* (2018) também analisam a política monetária, porém num contexto de paridade coberta de juros.

de assimetria positiva no longo prazo. Da presença de assimetria, o autor conclui que a competição no mercado de depósitos leva os bancos a aumentarem mais rapidamente suas taxas de depósito a fim de manter ou até ganhar mercado. Adicionalmente, a magnitude do mecanismo de transmissão declina com a maturidade da poupança, sendo que para depósitos abaixo de um ano o mecanismo de transmissão pode ser maior que a unidade. Por fim, o autor verifica que não há grande heterogeneidade entre os países pesquisados e a European Monetary Union (EMU) como um todo, sendo que a heterogeneidade aumenta com o aumento da quantidade de países pesquisados.

Já Greenwood-Nimmo *et al.* (2013) usam de sua própria metodologia para comparar o mecanismo de transmissão nos EUA antes e depois da grande moderação, também encontrando comprovação de presença da assimetria de longo prazo, entre vários outros resultados obtidos. Os resultados obtidos levaram Greenwood-Nimmo *et al.* (2013) às seguintes conclusões; o efeito de longo prazo de um corte de juros domina o de um aumento na taxa de juros (assimetria negativa de longo prazo); o efeito de curto prazo de um aumento domina o de um corte na taxa de juros (assimetria positiva de curto prazo); o tamanho do mecanismo de transmissão de longo prazo caiu com a grande moderação; a velocidade de ajustamento aumentou com a grande moderação; e o tamanho e a duração do excesso de repasse de uma alta na taxa de juros foram aumentados com a grande moderação. Por fim, eles rejeitaram a hipótese de o *conundrum* ser um novo fenômeno, finalizando com a ideia de que mudanças no mercado bancário e financeiro têm enfraquecido o *link* entre as taxas de curto prazo e as taxas de longo prazo e os retornos dos títulos corporativos.

Com relação à economia brasileira, Pereira e Maia-Filho (2013) objetivam comparar o comportamento da transmissão dos juros entre bancos controlados pelo governo e bancos privados no Brasil antes e depois da crise de 2008. Fazendo uso da abordagem econométrica de cointegração ARDL, os resultados encontrados indicam que o mecanismo de transmissão dos juros de ambos mudou após a crise, não demonstrando grande diferença entre o comportamento de bancos públicos e privados. Ainda com relação à economia brasileira, De Alencar (2003) analisa o repasse da taxa básica para empréstimos e a taxa de captação bancária do certificado de depósito bancário (CDB), concluindo que o repasse da taxa de juros para empréstimos é completo no longo prazo e para o CDB é completo no

curto, porém incompleto no longo prazo. De Alencar (2003), assim como Pereira e Maia-Filho (2013), também emprega a abordagem de cointegração via modelos ARDL. Os principais resultados obtidos são que o comportamento dos bancos é muito heterogêneo, porém há evidências de que a transmissão da taxa de juros aumentou no período pós-crise em comparação ao período pré-crise, mas não há uma resposta assimétrica entre os bancos privados e públicos, não demonstrando grande diferença entre o comportamento de ambos os tipos de bancos.

Dois outros estudos sobre o repasse da taxa de juros no Brasil têm como principal metodologia o estudo de eventos, dado a alta frequência de seus dados. Um é Coelho *et al.* (2010), que obteve como resultado o fato de que os grandes bancos no Brasil reagem mais a choques de política monetária do que bancos pequenos, além de grande heterogeneidade do repasse da taxa de juros entre produtos bancários.

Na mesma linha Castro e Mello (2010) confirmam a presença de assimetria positiva no repasse de juros no Brasil. Os autores realizaram uma pesquisa sobre o repasse da taxa de juros no Brasil buscando verificar como respondem as taxas de juros de empréstimos a variações na taxa de juros básica SELIC. Consequentemente, a abordagem utilizada é a da política monetária, e o objetivo do artigo foi contribuir para a literatura ao realizar uma análise descritiva, estimando a transmissão da taxa de juros e analisando seus resultados. As conclusões obtidas por Castro e Mello (2010) comprovaram a existência de assimetria positiva no repasse da taxa de juros, confirmando assim a existência de rigidez no reajuste das taxas de juros para baixo. A partir da análise de evento a assimetria também se mantém. Os autores salientam que, na análise mensal, o repasse para a taxa de juros de mercado de uma redução na taxa básica de juros é inferior ao de uma alta. Entretanto, para a análise diária, curtos períodos, ao redor das reuniões do COPOM o repasse para a taxa a varejo da redução da taxa de juros básica (com dois dias de defasagem) é zero, enquanto para uma alta é completo para os produtos bancários analisados.

### 3 Metodologia

O modelo convencional adotado pela literatura para descrever a forma como os bancos estipulam seus preços segue o modelo de apreçamento de

custo marginal de Rousseas (1985), Segundo o autor, um modelo linear de precificação com *mark-up* pode ser escrito da seguinte forma:

$$r_t^l = \alpha + \beta r_t^m \quad (1)$$

em que  $r_t^l$  é a taxa de juros de empréstimo;  $r_t^m$  é o custo marginal dos bancos aproximado por uma taxa de juros do mercado;  $\alpha$  é o *mark-up* constante; e  $\beta$  é o parâmetro de transmissão dos juros dependente da elasticidade juros da demanda por empréstimos. Se  $\beta = 1$  indica um mecanismo de transmissão dos juros completo e uma perfeita elasticidade da demanda por empréstimo; se  $\beta < 1$  indica um mecanismo de transmissão incompleto e uma elasticidade da demanda por empréstimo incompleta.

De forma direta, a metodologia adotada no presente estudo é uma maneira de se obter essa relação de longo prazo e busca alcançar e analisar o coeficiente de transmissão da taxa de juros de mercado para a taxa de juros de varejo. Portanto, a relação linear de longo prazo que se busca alcançar é:

$$i_t^v = \alpha + \beta i_t^m + \mu \quad (2)$$

sendo  $i_t^v$  taxa de juros de varejo, e  $i_t^m$  a taxa de juros do mercado monetário.

O modelo NARDL é a metodologia escolhida para se obter de forma assimétrica a relação linear de longo prazo apresentada. O modelo NARDL é um avanço desenvolvido por Shin, Yu e Greenwood-Nimmo (2014) para modelar simultaneamente assimetrias de longo e curto prazos em uma estrutura de cointegração de forma coesa. Esse avanço se dá sobre o modelo linear ARDL para estimar níveis de relação de longo prazo, ou seja, níveis de cointegração, para variáveis I(0), I(1) ou mutualmente cointegradas,<sup>4</sup> concebido por Pesaran, Shin e Smith (2001).

Em essência, o avanço ocorre na generalização do modelo linear, visto na equação (2), agregando uma extensão não linear, assimétrica, na forma de processo de soma parcial das variações positivas e negativas da taxa de juros, da seguinte forma:

.....  
 4 Modelos anteriores necessitavam que as variáveis fossem integradas de mesma ordem, gerando viés ou perda de informações de longo prazo sobre as séries. Pesaran, Shin e Smith (2001) solucionam esse problema com a abordagem ARDL ao assumirem que as variáveis podem ser I(0) e I(1), sendo estas propriedades da maioria das variáveis macroeconômicas (Bahmani-Oskooee; Fariditavana, 2015).



$$i_t^m = i_o + i_t^{m+} + i_t^{m-} \tag{3}$$

onde  $i_t^m$  é um vetor  $k \times 1$  de regressores decomposto da seguinte maneira:

$$i_t^{m+} = \sum_{j=1}^t \Delta i_j^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta i_j, 0), \quad i_t^{m-} = \sum_{j=1}^t \Delta i_j^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta i_j, 0) \tag{4}$$

A equação (4) mostra que  $i_t^{m+}$  e  $i_t^{m-}$  são parte do processo de soma parcial de movimentos positivos (elevação) e negativos (redução) das alterações na taxa de juros de mercado.

Assim, a equação (2) pode ser reescrita como:

$$i_t^v = \alpha + \beta^+ i_t^{m+} + \beta^- i_t^{m-} + \mu \tag{5}$$

em que o  $\beta^+$  e o  $\beta^-$  da equação (5) são os parâmetros de assimetria de longo prazo associados às variações positivas e negativas da taxa de juros de mercado. Seguindo Pesaran, Shin e Smith (2001), é possível reescrever a equação (5) para o caso ARDL ( $p, q$ ) de forma direta, resultando num modelo de correção de erros assimétrico, seguindo tal passagem, reescrever o modelo para a forma NARDL de correção de erros também se torna simples:

$$\Delta i_t^v = \alpha + \rho i_{t-1}^v + \theta^+ i_{t-1}^{m+} + \theta^- i_{t-1}^{m-} + \sum_{j=1}^{p-1} \varphi_j \Delta i_{t-j}^v + \sum_{j=0}^{q-1} (\pi_j^+ \Delta i_{t-j}^{m+} + \pi_j^- \Delta i_{t-j}^{m-}) + \varepsilon_t \tag{6}$$

dessa forma, os parâmetros  $\pi_j^+$  e  $\pi_j^-$  que estão associados às variáveis em primeira diferença são referentes aos efeitos de curto prazo do *pass-through*. Para computar o efeito de longo prazo, utiliza-se o parâmetro asso-

ciado às variáveis em nível, sendo que  $\hat{\beta}^+ = \frac{-\hat{\theta}^+}{\hat{\rho}}$  e  $\hat{\beta}^- = \frac{-\hat{\theta}^-}{\hat{\rho}}$ , ressaltando

que  $\hat{\beta}^+$  e  $\hat{\beta}^-$  são os parâmetros estimados de assimetria de longo prazo associado às variações positivas e negativas da taxa de juros de mercado.

A equação (6) é denominada por Shin, Yu e Greenwood-Nimmo (2014) como o modelo não linear ARDL (NARDL). Além de se tratar de uma das mais recentes abordagens utilizadas no estudo do *pass-through* da taxa de juros, a modelagem do NARDL possui diversas vantagens sobre outros modelos existentes.

Listando essas vantagens, primeiro é possível citar que, através da decomposição de  $i_t^m$ , a equação (6) pode ser estimada facilmente por OLS padrão. Ou seja, os efeitos de curto e longo prazo são estimados em um único passo, de forma que não é necessário dividir a amostra entre alterações positivas e negativas e efetuar duas estimações distintas (o que gera uma diminuição da quantidade de dados e além de vieses nos resultados obtidos). O uso da abordagem não linear é mais acertado na pesquisa do mecanismo de transmissão da taxa juros, uma vez que trata a assimetria de curto e longo prazo simultaneamente. O uso do modelo linear que considera somente assimetria de curto prazo torna-se provavelmente muito restritivo, pois ao negligenciar a assimetria de longo prazo o coeficiente estimado pode ser enviesado, sendo esta uma das explicações para a transmissão da taxa de juros (IRPT) usualmente ser descrita como incompleta na literatura (Kwapil; Scharler, 2006).

A segunda vantagem é que a hipótese nula de não cointegração (ou não relacionamento de longo prazo) entre os níveis de  $i_t^v$ ,  $i_t^{m+}$  e  $i_t^{m-}$  (i.e.  $\rho = \theta^+ = \theta^- = 0$ ) pode ser facilmente testada contra a hipótese alternativa de pelo menos um desses parâmetros ser diferente de zero. Utiliza-se para tal o procedimento de teste de limites desenvolvido por Pesaran, Shin e Smith (2001) e Shin, Yu e Greenwood-Nimmo (2014), sendo esse teste válido mesmo com variáveis I(0), I(1) ou mutualmente cointegradas. A terceira vantagem está, então, justamente na flexibilidade no grau de integração das variáveis.

A quarta vantagem é que a modelagem do tipo ARDL possui performance melhor do que a de outras abordagens de cointegração em pequenas amostras (Panapoulou; Pittis, 2004 *apud* Bahmani-Oskooee; Fariditavana, 2015). A quinta vantagem desse modelo é que, por se tratar de uma generalização do modelo ARDL, que é simétrico, a simetria também pode ocorrer, sendo este um caso especial ocasionado devido à igualdade dos parâmetros. A simetria de longo prazo é captada no modelo NARDL quando  $\theta^+ = \theta^- = 0$ , já a simetria de curto prazo pode ocorrer na forma forte, ou na forma fraca. Na forma forte  $\pi_i^+ = \pi_i^-$  para todo  $i = 0, \dots, q - 1$ , havendo uma simetria entre pares, enquanto a forma fraca ocorre quando  $\sum \pi_i^+ = \sum \pi_i^-$ , ou seja, uma simetria aditiva. Ambas as possibilidades de simetria e assimetria podem ser verificadas através do teste padrão de Wald (Greenwood-Nimmo *et al.*, 2013).

Shin, Yu e Greenwood-Nimmo (2013) mostram que é importante que os testes comecem do modelo mais completo, que admite assimetrias de

longo e curto prazos [seguindo a equação (6)], de forma que não haja no início os estudos pressuposições de simetria de curto e/ou longo prazos. A importância se dá devido ao fato de que modelos mal especificados podem não estar captando corretamente a forma funcional de longo prazo ou mesmo a dinâmica do modelo, gerando graves vieses aos resultados de forma arbitrária.

Sobre o procedimento de teste de limites, a análise ocorre ao comparar os  $\theta$ s com valores críticos tabelados pelos autores. São dois os valores críticos: o primeiro é o limite inferior, no qual é assumido que todas as variáveis sejam  $I(0)$ , e o segundo limite é o superior, supondo-se que todas as variáveis sejam  $I(1)$ . Então, através do teste F o modelo é avaliado. Caso o valor do teste esteja abaixo do valor crítico do limite inferior, a hipótese nula de não cointegração não pode ser rejeitada, e, caso o valor do teste seja maior que o valor crítico do limite superior a hipótese nula pode ser rejeitada, independentemente do número de variáveis com raiz unitária, comprovando, dessa maneira, uma relação de longo prazo entre a taxa de juros de mercado e a taxa de juros de varejo. É possível também que o valor reportado pelo teste caia entre os dois valores críticos, levando assim a uma área de inconclusão sobre a rejeição ou não da hipótese nula. No caso de o valor ficar inserido na área de inconclusão, a cointegração será verificada através da abordagem de modelo de correções de erro (ECM) desenvolvida por Banerjee *et al.* (1998). Banerjee *et al.* (1998) propuseram um teste ECM baseado no coeficiente da variável dependente defasada, obtido via OLS em modelos ARDL e o comparam com os limites do teste T para ECM.

Dado que a cointegração das taxas de juros seja comprovada, a sequência no processo de análise do comportamento do *pass-through* se dá na escolha da ordem ótima do NARDL para estimar os melhores coeficientes para os efeitos de curto e longo prazo. Tal escolha pode ser realizada através dos conhecidos critérios de Akaike (AIC) ou de Schwarz.<sup>5</sup>

As hipóteses a serem consideradas neste artigo podem ser listadas. As três hipóteses são sobre a assimetria de longo prazo, a assimetria de curto prazo e a completude. Seguindo Greenwood-Nimmo *et al.*, (2013) tem-se:

.....  
5 AIC – Akaike Information Criterion e Schwarz Bayesian Criterion.

### Hipótese 1

$$H_{1,0} : \beta^+ = \beta^- \text{ vs. } H_{1,1} : \beta^+ \geq \beta^-$$

Sob a hipótese nula, acréscimos na taxa de juros e cortes são transmitidos para as taxas de juros de varejo na mesma proporção no longo prazo. Na hipótese alternativa, a transmissão da taxa de juros no longo prazo é assimétrica e pode ser diferenciada entre assimetria positiva ( $\beta^+ - \beta^- > 0$ ) e assimetria negativa ( $\beta^+ - \beta^- < 0$ ).

### Hipótese 2

$$H_{2,0} : \sum_i \pi^+ = \sum_i \pi^- \text{ vs. } H_{2,1} : \sum_i \pi^+ \geq \sum_i \pi^-$$

Sob a hipótese nula, acréscimos na taxa de juros e cortes são transmitidos para as taxas de juros de varejo na mesma proporção no curto prazo. Na hipótese alternativa, a transmissão da taxa de juros no curto prazo é assimétrica e pode ser diferenciada entre assimetria positiva ( $\sum_i \pi^+ - \sum_i \pi^- > 0$ ) e assimetria negativa ( $\sum_i \pi^+ - \sum_i \pi^- < 0$ ).

### Hipótese 3

$$H_{3,0} : \beta^{(+/-)} = 1 \text{ vs. } H_{3,1} : \beta^{(+/-)} \geq 1$$

Sob a hipótese nula, a transmissão da taxa de juros é completa após um acréscimo ou corte na taxa básica de juros. Na hipótese alternativa, a transmissão da taxa de juros é incompleta após um acréscimo ou corte na taxa básica de juros.

As hipóteses serão avaliadas através do teste de Wald para restrições de simetria de curto e longo prazos. A hipótese 3 por sua vez, em vez de comparar coeficientes, terá na hipótese nula o coeficiente de transmissão igual a 1, e na hipótese alternativa o coeficiente será menor que 1.

## 3.1 Base de dados

Para o estudo do mecanismo de transmissão de política monetária tradicional pela abordagem da política monetária, faz-se necessário o uso de

distintas taxas de juros de varejo (que serão apresentadas a seguir). Porém, utilizou-se uma única taxa básica que, no caso, representa o principal instrumento de política monetária do Banco Central (BACEN), a taxa de juros SELIC.

Toda a base de dados foi obtida diretamente do site do BACEN ou do Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS), que também tem seu acesso disponibilizado ao público através site do BACEN. Os dados possuem uma periodicidade mensal e são computados com taxas anualizadas e estão compreendidos no período de março de 2011 a março de 2016 gerando um total de 61 observações para cada taxa. O breve intervalo escolhido foi devido à mudança metodológica aplicada pelo BACEN, o que implicou a descontinuidade da série anterior e a falta de um recálculo sob a nova metodologia para períodos anteriores.

A origem dos dados advém diretamente de informações fornecidas pelos bancos ao BACEN. Foram utilizadas taxas de empréstimos às pessoas físicas e jurídicas. As taxas utilizadas são conceituadas pelo BACEN como taxas médias de juros de novas operações de crédito livre contratadas no período de referência. A média é ponderada pelo valor das concessões e não inclui operações referenciadas em taxas regulamentadas, operações com recursos do BNDES ou lastreadas em recursos governamentais.

Entre todas as taxas utilizadas, somente as que se referem ao financiamento imobiliário de pessoas físicas foram taxas com recursos direcionados. Todas as demais taxas referem-se a empréstimos com recursos livres. As taxas utilizadas são, necessariamente, prefixadas e foram selecionadas através da relevância no total dos empréstimos às pessoas físicas e jurídicas.

As taxas de juros de mercado selecionadas, portanto, foram: taxas SELIC; taxas médias de juros das operações de crédito para pessoas físicas com recursos livres (como taxa de cheque especial, crédito pessoal não consignado e aquisição de bens total) e com recursos direcionados (como financiamento imobiliário com taxas de mercado, com taxa regulada e financiamento imobiliário total); taxas médias de juros de operações de crédito para pessoas jurídicas com recursos livres (como desconto de duplicatas, capital de giro de curto prazo, capital de giro para prazo superior a 365 dias, capital de giro total, conta garantida e aquisição de bem total). As siglas empregadas e os códigos de acesso das séries no sistema do BACEN estão listadas no Quadro 1.

### Quadro 1 Taxas de juros médias do mercado

<b>Taxa controlada pelo BACEN</b>		
<b>Taxa básica de juros da economia</b>		
<b>Sigla</b>	<b>Código da série</b>	<b>Produto</b>
SELIC	4189	SELIC acumulada no mês anualizada base 252 – % a.a.
<b>Pessoa física</b>		
<b>Taxa média de juros das operações de crédito com recursos livres</b>		
<b>Sigla</b>	<b>Código da série</b>	<b>Produto</b>
TotPF	20740	Total – % a.a.
CE	20741	Cheque especial – % a.a.
CP	20742	Crédito pessoal não consignado – % a.a.
AB	20751	Aquisição de bens total – % a.a.
<b>Taxa média de juros das operações de crédito com recursos direcionados</b>		
<b>Sigla</b>	<b>Código da série</b>	<b>Produto</b>
FITM	20772	Financiamento imobiliário com taxas de mercado – % a.a.
FITR	20773	Financiamento imobiliário com taxas reguladas – % a.a.
FIT	20774	Financiamento imobiliário total – % a.a.
<b>Pessoa jurídica</b>		
<b>Taxa média de juros das operações de crédito com recursos livres</b>		
<b>Sigla</b>	<b>Código da série</b>	<b>Produto</b>
TotPJ	20718	Total – % a.a.
DD	20719	Desconto de duplicatas – % a.a.
CGCP	20722	Capital de giro com prazo de até 365 dias – % a.a.
CGLP	20723	Capital de giro com prazo superior a 365 dias – % a.a.
CGT	20725	Capital de giro total – % a.a.
GAR	20726	Conta garantida – % a.a.
AB	20730	Aquisição de bens total – % a.a.

Fonte: Elaboração própria.

## 4 Resultados

Inicialmente, foi verificado se todas as séries estavam aptas a serem utilizadas com a metodologia proposta, ou seja, se a ordem de integração das variáveis era menor do que dois. Foram executados os testes de NG Perron e Dickey-Fuller GLS. Para as séries que apresentaram indícios de quebra de tendência utilizaram-se os testes de raiz unitária propostos por Lee-

-Strazicich (2003; 2004), que propõem avaliar a estacionariedade das séries com a presença de quebras estruturais ou quebras de tendência (sendo um teste efetuado para a presença de uma quebra e outro para a presença de duas quebras na série).

Como todos os testes evidenciaram, as séries estacionárias em nível ou na primeira diferença, estacionariedade<sup>6</sup> na ordem de integração menor que dois, foi possível estimar os modelos básicos na estrutura NARDL, no qual determinamos o uso máximo de *lags* em três períodos.<sup>7</sup>

Os modelos foram determinados através do critério AIC e para verificar se estes eram válidos foi necessário considerar duas estatísticas relevantes geradas após a estimativa. Primeiro, a presença de correlação serial dos erros e, segundo, verificou-se a relação de longo prazo entre a taxa de juros de varejo e a taxa de juros SELIC, ou seja, se havia ou não cointegração entre as séries. Assim, os resultados sobre a cointegração dispostos na Tabela 1 permitem observar que é possível descartar três séries utilizadas até então neste estudo.

A primeira é a série da média total dos empréstimos à pessoa física, TotPF, que apresentou evidências de correlação serial dos erros no modelo estimado via AIC, que no caso já se tratava do modelo com o máximo de defasagens possíveis, mesmo com o máximo de *lags* do teste do multiplicador de Lagrange reduzido de 12 para 3. A segunda taxa a ser desconsiderada é a série de taxas de juros médios do desconto de duplicatas, DD, para pessoa jurídica. Esta série apresentou correção serial dos erros tanto no modelo estimado via AIC (2,2,0) quanto no modelo com máximo de variáveis (3,3,3), mesmo com o máximo de *lags* do teste do multiplicador de Lagrange reduzido de 12 para 3. A última série desconsiderada foi a da taxa média de juros da conta garantida para pessoa jurídica, GAR. Nesta série, o impedimento surgiu através da não cointegração. O modelo estimado via AIC teve sua estatística F na área inconclusiva do teste. Sendo, portanto, necessário o uso do teste de cointegração via correlação de erros – ECM de Banerjee *et al.* (1998). Através desse teste verificou-se a não cointegração com a taxa de juros SELIC (Tabela 1).

6 Os resultados não foram reportados para preservar espaço e estão à disposição junto aos autores.

7 Apesar de parecer um curto período *lags*, este é suficiente, pois a base de dados trabalhada utiliza somente as taxas de juros de novos empréstimos, ou seja, com esse período de *lags*, foi considerado que os bancos têm até três meses para reajustar suas taxas de novos empréstimos. Algo que corriqueiramente pode ser ajustado por essas instituições em questão de horas.

Dadas as séries desconsideradas, restaram 11 modelos de transmissão da taxa de juros estimados via NARDL passíveis de serem analisados. Desse modelos, seis foram de taxas de empréstimos a pessoa física, AB, CE, CP, FIT, FITM e FITR. As outras cinco taxas de juros foram de empréstimos a pessoa jurídica, AB, CGCP, CGLP, CGT e TotPJ (Tabela 1).

Tabela 1 Teste de cointegração, modelos NARDL para pessoas físicas e jurídicas

<b>Taxas de juros – Pessoas físicas</b>				
<b>Produto</b>	<b>Ordem ARDL</b>	<b>R<sup>2</sup></b>	<b>Cointegração</b>	<b>Estatística F</b>
AB	(2,1,0)	0,96672	sim	12,1621*
CE	(1,0,2)	0,99723	sim	13,749*
CP	(1,0,1)	0,97929	sim	11,0838*
FIT	(3,1,1)	0,94762	sim	7,4307*
FITM	(3,0,0)	0,9174	sim	63,114*
FITR	(3,1,1)	0,94547	sim	8,1025*
<b>Taxas de juros – Pessoas jurídicas</b>				
<b>Produto</b>	<b>Ordem ARDL</b>	<b>R<sup>2</sup></b>	<b>Cointegração</b>	<b>Estatística F</b>
AB	(1,0,3)	0,9710	sim ECM <sup>1</sup>	3,8877§
CGCP	(1,0,1)	0,9477	sim	8,1191*
CGLP	(1,0,0)	0,9488	sim	7,5864*
CGT	(1,0,0)	0,9650	sim	7,9377*
GAR	(2,2,0)	0,9761	não ECM <sup>2</sup>	3,6272§
TOTPJ	(1,0,0)	0,9771	sim	10,644*

Fonte: Elaboração própria.

Nota: \* e \*\*, denotam nível de significância a 5% e 10%, respectivamente; Limite superior e inferior a 5%: 5,117 e 3,988 – Limite superior e inferior a 10%: 4,291 e 3,284. Enquanto § denota que a estatística ficou no intervalo inconclusivo; “1” Cointegração validada através do teste Modelo de correção de erros de Banerjee (1998), sendo o ECM T-ratio = -3,7242 e o T-tabelado 5% = -3,57; “2” Cointegração não validada através do teste Modelo de Correção de erros de Banerjee (1998) sendo o ECM T-ratio = -1,7942, e o T-tabelado 10% = -3,20.

Com a análise preliminar dessas taxas de juros, foi possível buscar respostas para as três hipóteses levantadas na metodologia proposta. As hipóteses a serem respondidas foram aquelas anteriormente citadas, referentes a assimetria de longo prazo, assimetria de curto prazo e completude da transmissão da taxa de juros no longo prazo, hipóteses 1, 2 e 3, respectivamente. Como primeiro passo, um resumo dos coeficientes de longo prazo obtidos está retratado na Tabela 2, e em sequência os resultados sobre as



hipóteses de assimetria estão apresentadas na Tabela 3.

Os coeficientes de longo prazo obtidos representam o comportamento do repasse da taxa de juros no Brasil para os produtos selecionados. Diferentemente dos valores obtidos para outros países e regiões, no caso brasileiro diversas taxas apresentam valores de repasse para altas e baixas superiores a 1. Isso é esperado para o nosso sistema bancário em consequência da presença das altas taxas de juros de varejo em vigor no país, algo que caracteriza o sistema bancário brasileiro.<sup>8</sup> Porém, os valores do repasse não são extremos, exceto nos casos do CE e CP para pessoa física que, como visto nas estatísticas descritivas, são os produtos que possuem as maiores taxas de juros. Já para as taxas de financiamento imobiliário, os valores de transmissão são inferiores a 1, refletindo o fato de se tratarem de taxas com recursos direcionados e com imóvel como colateral. Vale frisar ainda que todos os valores obtidos para os coeficientes de longo prazo foram estatisticamente significativos (Tabela 2).

O coeficiente  $\alpha$  na Tabela 2, que, por sua vez, representa a constante para todas as séries e apresenta um valor alto. Isso é esperado, pois além de conter a informação sobre a taxa de juros básica no primeiro período este contém também o *spread* bancário que, no Brasil, também apresenta um elevado valor.

Por fim, na Tabela 2 o coeficiente  $ECM(-1)$  representa a velocidade de ajustamento do modelo a distúrbio na taxa SELIC. Um valor próximo a 0 representa lentidão no ajustamento, enquanto um valor próximo a 1 representa ajustamento instantâneo a variações na taxa SELIC. Como é possível observar, quase todas as modalidades de crédito possuem um ajustamento ágil, exceto a taxa do CE, em consequência ao seu comportamento no fim da série, apresentando constante elevação em sua taxa mesmo com a taxa SELIC estável. Esse fato pode ser atribuído ao aumento do endividamento das famílias. Um exemplo contrário foi a taxa do FITR, que possui ajustamento praticamente imediato, uma vez que a taxa é referenciada.

Apresentadas as características do mecanismo de transmissão das taxas de juros para cada produto, é possível agora analisar a assimetria entre os repasses positivos e negativos para cada uma das taxas (Tabela 3).

Observa-se nesses resultados a distinção entre as taxas de juros à pessoa física e à pessoa jurídica, no que tange à assimetria de longo prazo. Para as

.....  
8 Conforme reportado por Pereira e Maia-Filho (2013) e Barboza (2015).

taxas de juros à pessoa física, todas as seis séries apresentaram a presença de assimetria de longo prazo. Entretanto, no caso das taxas à pessoa jurídica, somente uma das cinco séries apresentou tal assimetria. Esse resultado advém dos diferentes níveis de concorrência entre os tipos de pessoas, sendo que a pessoa jurídica busca sempre comparar as taxas entre os bancos, fazendo com que os bancos repassem de maneira igual as altas e baixas na taxa SELIC.

Tabela 2 Coeficientes de longo prazo e velocidade de ajustamento

<b>Taxas de juros – Pessoas físicas</b>				
<b>Produto</b>	$\beta^+$	$\beta^-$	$\alpha$	<b>ECM (-1)</b>
AB	1,0041 (0,000)	1,4667 (0,000)	29,2288 (0,000)	-0,5710 (0,000)
CE	46,403 (0,003)	19,1296 (0,036)	176,716 (0,000)	-0,0399 (0,066)
CP	7,5752 (0,000)	2,6451 (0,000)	77,0519 (0,000)	-0,7145 (0,000)
FIT	0,3746 (0,000)	0,5543 (0,000)	10,4828 (0,000)	-0,8475 (0,002)
FITM	0,3231 (0,000)	1,2647 (0,000)	18,9875 (0,000)	-0,4318 (0,000)
FITR	0,3938 (0,000)	0,4466 (0,000)	9,0926 (0,000)	-0,9737 (0,000)
<b>Taxas de juros – Pessoas jurídicas</b>				
<b>Produto</b>	$\beta^+$	$\beta^-$	$\alpha$	<b>ECM (-1)</b>
AB	0,9077 (0,000)	0,9584 (0,000)	19,8678 (0,000)	-0,4594 (0,000)
CGCP	1,0940 (0,000)	1,2689 (0,000)	23,1997 (0,000)	-0,6260 (0,000)
CGLP	1,5082 (0,000)	1,3649 (0,000)	20,5999 (0,000)	-0,5811 (0,000)
CGT	1,5894 (0,000)	1,2430 (0,000)	21,1146 (0,000)	-0,4984 (0,000)
TOTPJ	1,6037 (0,000)	1,4236 (0,000)	25,1328 (0,000)	-0,3550 (0,000)

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os valores entre parênteses representam os “p-valores”.

Já quanto ao tipo da assimetria de longo prazo observada, pode-se realizar uma análise em conjunto. Verifica-se que quando a taxa de juros é livre, e

não está atrelada a aquisição de bem ou imóvel, tal assimetria é positiva, levando a entender que os bancos detenham maior influência sobre essas taxas. Já no caso de aquisição de bens, a assimetria é negativa.

Tabela 3 Resultados sobre as hipóteses de assimetria

Taxas de juros – Pessoas físicas									
Produto	Assimetria longo prazo	Tipo	Teste Wald	Assimetria curto prazo	Tipo	Teste Wald	Assimetria CP	Tipo	SDEM
AB	sim	N	26,8735 (0,000)	sim	N	8,5709 (0,003)	-	-	-
CE	sim	P	5,5610 (0,450)	não	-	0,0479 (0,827)	não	-	1,9364 (0,164)
CP	sim	P	129,1721 (0,000)	não	-	0,5628 (0,453)	-	-	-
FIT	sim	N	34,1849 (0,000)	sim	N	6,5364 (0,011)	-	-	-
FITM	sim	N	51,8691 (0,000)	sim	N	10,2711 (0,001)	-	-	-
FITR	sim	N	3,8771 (0,049)	sim	N	4,8714 (0,027)	-	-	-
Taxas de juros – Pessoas jurídicas									
Produto	Assimetria longo prazo	Tipo	Teste Wald	Assimetria curto prazo	Tipo	Teste Wald	Assimetria CP	Tipo	SDEM
AB	não	-	0,2960 (0,586)	não	-	2,2232 (0,136)	não	-	2,5721 (0,109)
CGCP	não	-	2,4734 (0,116)	sim	N	7,7069 (0,006)	-	-	-
CGLP	não	-	1,0889 (0,297)	não	-	1,3107 (0,252)	-	-	-
CGT	sim	P	5,9678 (0,015)	sim	P	8,5238 (0,004)	-	-	-
TOTPJ	não	-	1,1352 (0,287)	não	-	1,5161 (0,218)	-	-	-

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Nas colunas TIPO, as letras P e N representam o tipo de assimetria encontrada. P = Assimetria positiva; N = Assimetria negativa; os valores entre parênteses representam os "p-valores".

Esse resultado pode decorrer do fato de que, nesse período, as garantias e/ou a influência do governo sobre esse tipo de empréstimo levaram os bancos a repassar mais intensamente as quedas na SELIC do que as altas. Esta situação pode ser entendida também como consequência da atual crise financeira vivida no Brasil, que gerou arrefecimento da aquisição de bens e imóveis. Esse arrefecimento provocou a redução da demanda deste tipo de empréstimo, fazendo com que os bancos repassassem mais intensamente as quedas na SELIC ou mesmo reduzissem suas margens sobre estes tipos de empréstimos. Por sua vez, no sentido contrário, e ainda como consequência da presente crise no Brasil, as famílias e as empresas aumentaram o endividamento, fazendo com que as pessoas físicas aumentassem a demanda por crédito rotativo e pessoal, enquanto as pessoas jurídicas aumentaram a busca por empréstimos de longo prazo, justificando, assim, os tipos de assimetria encontrados. Então, esses resultados para a existência de assimetria de longo prazo são importantes, pois como salientado por Verheyen (2013) a sua desconsideração na transmissão da taxa de juros acarretaria em viés nos resultados da política monetária.

Agora, tratando da assimetria de curto prazo, observa-se que ela esteve presente em seis das onze taxas de juros (Tabela 3). No caso da aquisição de bens e de imóveis, a análise torna-se similar ao segundo raciocínio, levantando para assimetria de longo prazo dessas mesmas taxas, o que justifica a assimetria destas taxas ser negativa. Já para CGCP e CGT, a análise também passa pela presente crise no Brasil. Para CGCP a assimetria de curto prazo foi negativa, e isso pode retratar a redução da busca por crédito de curto prazo pelas empresas. Entretanto, a CGT, que inclui CGLP, teve aumento em sua demanda, fato que pode ser considerado advindo da migração das empresas do crédito de curto prazo para o de longo prazo. Dessa forma, como esperado, a assimetria de curto prazo observada em CGT foi positiva. Nos dois modelos estimados que possibilitaram a análise da assimetria fraca de curto prazo não houve evidência de diferenças entre os repasses positivos e negativos da taxa de juros SELIC.

Por fim, para avaliar a hipótese da completude do mecanismo de transmissão da taxa de juros no longo prazo o teste de Wald foi aplicado sobre os coeficientes positivo e negativo de longo prazo. No teste, a hipótese nula supõe a completude do repasse, ou seja, o coeficiente é igual a 1 (Tabela 4). Já como hipótese alternativa, esse coeficiente é diferente de 1 e, neste caso, duas alternativas surgem. Incompletude, quando este é diferen-

te de 1 e o coeficiente é inferior à unidade, e sobre-repasse quando este é diferente de 1 e o coeficiente é superior à unidade.

Tabela 4 Resultados sobre a hipótese de completude

<b>Taxas de juros – Pessoas físicas</b>						
<b>Produto</b>	$\beta^+$	<b>Teste Wald</b>	<b>Análise</b>	$\beta^-$	<b>Teste Wald</b>	<b>Análise</b>
AB	1,0041	0,0053 (0,942)	completo	1,4667	25,699 (0,000)	sobre-repasse
CE	46,4030	9,4402 (0,002)	sobre-repasse	19,1296	4,1528 (0,042)	sobre-repasse
CP	7,5752	686,59 (0,000)	sobre-repasse	2,6451	14,293 (0,000)	sobre-repasse
FIT	0,3746	1204,6 (0,000)	incompleto	0,5543	206,12 (0,000)	incompleto
FITM	0,3231	61,5336 (0,000)	incompleto	1,2647	3,4340 (0,064)	sobre-repasse
FITR	0,3938	1496,80 (0,000)	incompleto	0,4466	422,394 (0,000)	incompleto
<b>Taxas de juros – Pessoas jurídicas</b>						
<b>Produto</b>	$\beta^+$	<b>Teste Wald</b>	<b>Análise</b>	$\beta^-$	<b>Teste Wald</b>	<b>Análise</b>
AB	0,9077	2,7324 (0,098)	incompleto	0,9584	0,1922 (0,661)	incompleto
CGCP	1,0940	2,1427 (0,143)	completo	1,2689	5,7916 (0,016)	sobre-repasse
CGLP	1,5082	37,2072 (0,000)	sobre-repasse	1,3649	6,0548 (0,014)	sobre-repasse
CGT	1,5894	48,9282 (0,000)	sobre-repasse	1,2430	2,6624 (0,103)	completo
TOTPJ	1,6037	35,5271 (0,000)	sobre-repasse	1,4236	6,7737 (0,009)	sobre-repasse

Fonte: Elaboração própria.

Os coeficientes de transmissão da taxa de juros de longo prazo são, em grande maioria, maiores que 1, ou seja, há um sobre-repasse das variações da taxa de juros SELIC, seja em elevações ou em reduções desta. Isso era esperado dadas as elevadas taxas de juros praticadas no país. Uma relação quase direta é possível observar, pois quanto maior a taxa média praticada na linha de crédito maior será o repasse das variações da taxa de juros SELIC.

## 5 Conclusão

O presente estudo objetivou analisar o mecanismo de transmissão da política monetária para a taxa de juros de varejo na economia brasileira num contexto não linear. O período de análise foi de março de 2011 a março de 2016. Para atender ao objetivo proposto, a estratégia empírica consistiu no emprego da abordagem de política monetária através do uso do modelo de cointegração não linear NARDL (*non-linear* ARDL), apresentado por Shin, Yu e Greenwood-Nimmo (2014).

Com o uso do recente modelo NARDL e uma base de dados com informações atuais do mercado financeiro nacional, foi possível obter resultados condizentes com a literatura e também com as elevadas taxas de juros praticadas no país. Então, com base nesses resultados foi constatada a presença de assimetria de longo prazo no mecanismo de transmissão da taxa de juros no país na maioria dos produtos considerados. Esse fato impacta diretamente na condução da política monetária uma vez que no longo prazo os efeitos entre acréscimos e decréscimos da taxa de juros SELIC acarretam impactos de distintas magnitudes.

Apesar de não haver um tipo de assimetria em comum para todos os produtos, foi possível verificar que os produtos livres e direcionados a empréstimos sem colaterais possuem uma assimetria positiva, enquanto empréstimos livres ou com taxas referenciadas, em que há garantias como bens ou imóveis, a assimetria foi negativa.

A assimetria de curto prazo também foi observada em mais da metade das taxas de juros estudadas, sendo que esta seguia o tipo da assimetria de longo prazo. Ou seja, quando a de longo prazo foi negativa a de curto prazo também foi negativa, o mesmo valendo para os casos positivos, reforçando a necessidade de o BACEN decidir sua política com base nesses efeitos distintos entre os produtos.

Conclui-se ainda que, dadas as altas taxas de juros em vigor, a transmissão da taxa de juros é caracterizada por apresentar o predomínio do sobre-repasse, ou seja, uma alteração nos juros é transmitida de forma mais que completa na maioria das taxas de juros praticadas, independentemente da direção da mudança.

Por fim, foi possível concluir também que mudanças na taxa de juros SELIC são rapidamente transmitidas para as taxas de juros de varejo e que, o *mark-up* constante em todas as taxas de juros é elevado e ainda maior de

acordo com o nível dos juros do produto, quanto maior a taxa média dos juros de um produto maior é seu *mark-up* constante.

Portanto, este artigo complementa o estudo sobre a transmissão da política monetária no Brasil, demonstrando principalmente a existência de assimetria no repasse da taxa de juros básica para a de varejo, tanto no longo quanto no curto prazo. Assim, evidenciou-se que a magnitude do repasse dos juros é distinta entre aumentos e reduções da taxa SELIC, tanto no curto quanto no longo prazo.

## Referências

- ABRITA, Matheus B.; NETO, Angelo R.; Oliveira, Luma; ARAUJO, Eliana C. O crédito como mecanismo de transmissão da política monetária: aspectos teóricos e evidências empíricas para o Brasil. *Nova Economia*, v. 24, n. 2, p. 225-242, 2014.
- BAHMANI-OSKOOEE, Mohsen; FARIDITAVANA, Hadise. Nonlinear ARDL approach, asymmetric effects and the J-curve. *Journal of Economic Studies*, v. 42, n. 3, p. 519-530, 2015.
- BANERJEE, Anindya; DOLADO, Juan; MESTRE, Ricardo. Error-correction mechanism tests for cointegration in a single-equation framework. *Journal of Time Series Analysis*, v. 19, n. 3, p. 267-283, 1998.
- BARBOZA, Ricardo, M. Taxa de juros e mecanismos de transmissão da política monetária no Brasil. *Revista de Economia Política*, v. 35, n. 1, p. 133-155, 2015.
- BERNANKE, Ben S.; GERTLER, Mark. *Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission*. National bureau of economic research, 1995.
- BERNHOFER, Dominik; VAN TREECK, Till. New evidence of heterogeneous bank interest rate pass-through in the euro area. *Economic Modelling*, v. 35, p. 418-429, 2013.
- CASTRO, Pedro. MELLO, João Manoel Pinho. Há assimetria no repasse dos juros bancários de variações na taxa Selic? *Departamento de Economia PUC-Rio Working Paper*, n. 580, 2010.
- CIEPLINSKI, A.; BRAGA, J.; SUMMA, R. Avaliação empírica do teorema da paridade coberta de juros entre o real brasileiro e o dólar americano (2008-2013). *Nova Economia*, v. 28, n. 1, 2018.
- COELHO, Christiano A.; MELLO, João Manoel P.; GARCIA, Marcio G. P. Identifying the Bank Lending Channel in Brazil through Data Frequency. *Economia*, v. 10, n. 2, p. 47-79, 2010.
- DE ALENCAR, Leonardo Soriano. IX O Pass-Through da taxa básica: evidências para as taxas de juros bancárias. *Economia Bancária e Crédito*, p. 90, 2003.
- DE BONDT, Gabe J. Interest Rate Pass-Through: Empirical Results for the Euro Area. *German Economic Review*, v. 6, n. 1, p. 37-78, 2005.
- EVANGELISTA, Thamirys F.; ARAUJO, Eliana C. A eficácia do crédito como canal de transmissão da política monetária no Brasil: estratégia de identificação da oferta de demanda

- de crédito. *Revista de Economia Contemporânea*, v. 22, n. 2, p. 1-27, 2018.
- GREENWOOD-NIMMO, Matthew; SHIN, Yongcheol; TEEK, Till van; YU, Byungchu. The Decoupling of Monetary Policy from Long-Term Rates in the US during the Great Moderation. Available at SSRN 1894621, 2013.
- GROPP, Reint; SØRENSEN, Christoffer Kok; LICHTENBERGER, Jung-Duk. The dynamics of bank spreads and financial structure. *The Quarterly Journal of Finance*, v. 4, n. 4, p. 1.450.014, 2007.
- ILLES, Annamaria; LOMBARDI, Marco J.; MIZEN, Paul. Why did bank lending rates diverge from policy rates after the financial crisis? *BIS Working Paper* n. 486. 2015.
- KWAPIL, Claudia; SCHARLER, Johann. Limited pass-through from policy to retail interest rates: Empirical evidence and macroeconomic implications. *Monetary Policy and The Economy Q*, v. 4, p. 26-36, 2006.
- MENDONÇA, H. F. Mecanismos de transmissão monetária e a determinação da taxa de juros: uma aplicação da Regra de Taylor ao caso brasileiro. *Economia e Sociedade*, v. 16, p. 65-81, 2001.
- MISHKIN, Frederic. S. Symposium on the monetary transmission mechanism. *Journal of Economic Perspectives*, v. 9, n. 4, p. 3-9, 1995.
- LEE, Junsoo; STRAZICICH, Mark C. Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *Review of Economics and Statistics*, v. 85, n. 4, p. 1.082-1.089, 2003.
- LEE, Junsoo; STRAZICICH, Mark C. Minimum Lagrange multiplier unit root test with one structural break. *Appalachian State University, Department of Economics, Working Paper* 17. 2004.
- PANAPOULOU, E., PITTIS, N. A comparison of autoregressive distributed lag and dynamic OLS cointegration estimators in the case of a serially correlated cointegration error. *The Econometrics Journal*, v. 7, n. 2, p. 585-617, 2004.
- PEREIRA, Claudiney M.; MAIA-FILHO, Luiz F. Brazilian retail banking and the 2008 financial crisis: Were the government-controlled banks that important? *Journal of Banking & Finance*, v. 37, n. 7, p. 2.210-2.215, 2013.
- PESARAN, M. Hashem; SHIN, Yongcheol; SMITH, Richard J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, v. 16, n. 3, p. 289-326, 2001.
- ROUSSEAS, Stephen. A markup theory of bank loan rates. *Journal of Post Keynesian Economics*, p. 135-144, 1985.
- SANDER, Harald; KLEIMEIER, Stefanie. Convergence in euro-zone retail banking? What interest rate pass-through tells us about monetary policy transmission, competition and integration. *Journal of International Money and Finance*, v. 23, n. 3, p. 461-492, 2004.
- SHIN, Yongcheol; YU, Byungchul; GREENWOOD-NIMMO, Matthew. Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. Springer New York, 2014, p. 281-314. In: SICKLES, Robin C.; HERRACE, William C. *Festschrift in honor of Peter Schmidt*. Springer-Verlag New York, 2016.
- SØRENSEN, Christoffer Kok; WERNER, Thomas. *Bank interest rate pass-through in the euro area: A cross country comparison*. Frankfurt am Main: European Central Bank, 2006.



TAYLOR, John, B. The monetary transmission mechanism: An empirical framework. *Journal of Economic Perspectives*, v. 9, n. 4, p. 11-26, 1995.

THE WORLD BANK. *Deposit Interest Rate*. Disponível em: <[http://data.worldbank.org/indicador/FR.INR.DPST/countries?order=wbapi\\_data\\_value\\_2014+wbapi\\_data\\_value+wbapi\\_data\\_value-last&sort=desc](http://data.worldbank.org/indicador/FR.INR.DPST/countries?order=wbapi_data_value_2014+wbapi_data_value+wbapi_data_value-last&sort=desc)>. Acesso em: 27 Jan. 2016.

VERHEYEN, Florian. Interest rate pass-through in the EMU – new evidence using the nonlinear ARDL framework. *Economics Bulletin* 33.1, p. 729-739, 2013.

### Sobre os autores

*Jean Vinícius Marçal – [jvm\\_bh@hotmail.com](mailto:jvm_bh@hotmail.com)*

Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora, Minas Gerais, Brasil  
ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-2233-5840>.

*Claudio Roberto Foffano Vasconcelos – [claudio.foffano@ufff.edu.br](mailto:claudio.foffano@ufff.edu.br)*

Programa de Pós Graduação em Economia, Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora, Minas Gerais, Brasil.  
ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-4947-9895>.

*Silvinha Pinto Vasconcelos – [silvinha.vasconcelos@ufff.edu.br](mailto:silvinha.vasconcelos@ufff.edu.br)*

Programa de Pós Graduação em Economia, Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora, Minas Gerais, Brasil.  
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2950-3854>.

Os autores agradecem o apoio financeiro do Conselho Nacional de Pesquisas (CNPq), da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) e do Programa de Pós-Graduação em Educação (PPGE)/Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF). Agradecem, também, a valiosa contribuição dos pareceristas da revista.

### Sobre o artigo

Recebido em 28 de fevereiro de 2018. Aprovado em 20 de fevereiro de 2019.