
NÃO LINEARIDADES E ENDOGENEIDADE NA FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BANCO CENTRAL DO BRASIL: uma abordagem de regressão quantílica em dois estágios

GABRIEL MENDONÇA GONÇALVES*

GABRIELA BEZERRA DE MEDEIROS†

Resumo

O trabalho tem como objetivo verificar comportamentos não lineares da autoridade monetária brasileira. Em razão dos regressores que compõe a função de reação apresentarem endogeneidade, seguimos Chevapatrakul e Paez-Farrell (2014) e utilizamos o método de regressão quantílica em dois estágios. Como resultado, em geral, a resposta da taxa de juros ao hiato da inflação tem sido mais intensa na parte superior da distribuição condicional e consistente com o comportamento de um formulador *forward-looking*. Referente aos coeficientes de resposta ao hiato do produto verificamos que o Banco Central do Brasil tem respondido às pressões de demanda, especialmente quando a Selic está ajustada acima da mediana condicional. Por fim, a resposta à taxa de câmbio real foi significativa e crescente na cauda superior da distribuição condicional.

Palavras-chave: Função de Reação. Inflação. Política monetária. Regressão Quantílica.

Abstract

The objective of this paper is to verify non-linear behavior of the Brazilian monetary authority. Because the regressors that make up the reaction function showed endogeneity, we followed Chevapatrakul e Paez-Farrell (2014) and we used the two-stage quantile regression method. As a result, in general, the interest rate response to the inflation gap has been more intense at the top of the conditional distribution and consistent with the behavior of a forward-looking formulator. Regarding the coefficients of response to the output gap, we note that the BCB has responded to demand pressures, especially when the Selic is adjusted above the conditional median. Finally, the response to the real exchange rate was significant and increasing in the upper tail of the conditional distribution.

Keywords: Reaction Functions. Inflation. Monetary policy. Quantile regression.

*Discente do Curso de Graduação em Ciências Econômicas da Universidade Federal da Paraíba - UFPB, Brasil

e-mail: gmg_gabriel@outlook.com

†Docente do Departamento de Economia da Universidade Federal da Paraíba - UFPB, Brasil

e-mail: gabriela.bm@hotmail.com

1 INTRODUÇÃO

O cenário econômico brasileiro que antecede a transição do regime de bandas cambiais para o sistema de câmbio flutuante e o regime de metas de inflação é marcado por uma crescente desconfiança dos agentes em relação à gestão da política monetária. Com isso ocorre um forte crescimento da inflação e das expectativas inflacionárias. Para resgatar a confiança dos agentes o governo propõe-se a implementar um regime macroeconômico comprometido institucionalmente com a estabilidade dos preços.

Esse novo regime fundamenta-se no tripé macroeconômico. Nesse sistema, a taxa básica de juros Selic passa a ser o principal instrumento de política monetária para o controle dos preços da economia brasileira. Dessa forma, é através de seus movimentos que a autoridade brasileira busca ancorar as expectativas dos agentes, perseguindo a meta de inflação pré-estabelecida. Sendo assim, a preocupação com a transparência das ações do Banco Central do Brasil (BCB) e a independência operacional garantida pelo regime de metas de inflação são peças cruciais na busca pela estabilidade econômica.¹

Houve um relativo consenso na teoria econômica de que o método discricionário para realizar mudanças no nível da taxa de juros torna a política monetária menos transparente e, por esse motivo, busca-se adotar uma espécie de regra pré-estabelecida para mudar a taxa básica de juros, conferindo maior credibilidade ao banco central. A partir desse ponto, a grande pergunta que envolve o tema é sobre a estrutura da regra utilizada pela autoridade monetária. A regra efetivamente empregada pelos bancos centrais não é divulgada, porém diversos estudos passam a ser desenvolvidos de forma a nortear essa modelagem.

Iniciando essa literatura, o trabalho de Taylor (1993) formula uma regra algébrica linear de condução da política monetária, relacionando a taxa de juros ao produto real e ao nível de preço passado. O autor aborda também a forma que poderiam ser feitas transições de regras, devido ao dinamismo econômico e que elas permitiriam continuidade da política monetária caso mude o formulador. A partir do modelo de Taylor (1993), Clarida, Gali e Gertler (1999) buscam incorporar à regra de política monetária um termo inercial. Este termo permite a suavização da taxa de juros. Os autores também acrescentam as expectativas na regra, demonstrando que a autoridade monetária pode responder não só aos desvios da inflação corrente ou passada, como apresentado por Taylor (1993), como também olhando o horizonte futuro esperado pelos agentes. Com isso, aumenta-se a abrangência das regras permitindo ao banco central agir de maneira preventiva.

Devido a complexidade da economia as regras estimadas, em geral, pressupõe algumas restrições à função de reação. A teoria envolvendo esse tema avança à medida em que se reduzem essas restrições e aproximam as funções de reação ao comportamento complexo do cenário político e econômico.

Ilustrando esse movimento, a literatura inicia-se supondo linearidade nas respostas do banco central em relação às variáveis. Isto é, a autoridade monetária dá o mesmo peso para desvios negativos ou positivos dos hiatos da inflação e do produto, como em Clarida, Gali e Gertler (1999).² Entretanto existem diversas razões para supor que essa relação não seja simétrica. Cukierman e Gerlach (2003) apontam como exemplos, a sensibilidade do formulador de política monetária aos desejos da população e as influências políticas, ocasionadas, entre outros fatores, por um maior grau de aversão dos agentes a desvios negativos do hiato do produto. Dessa forma, a literatura procura investigar a possibilidade de um comportamento não linear da autoridade monetária em relação às variáveis e buscam identificar quais as causas que podem originar tal condução.

Nesse contexto, pode-se destacar os trabalhos de Nobay e Peel (2000) e Dolado, Maria-Dolores e Naveira (2005) que supõem a origem da não linearidade considerando que a estrutura da economia contém uma Curva de Phillips não linear com uma função de perda quadrática. Para Surico (2007) a origem da não linearidade na regra ótima pode se originar nas preferências da autoridade monetária, caso ela dê pesos diferentes a desvios negativos e positivos no hiato da inflação ou hiato do produto. A literatura brasileira também incorporou a discussão envolvendo o comportamento não linear da autoridade monetária. Associando seu fator causal a possibilidade do BCB apresentar preferências assimétricas destaca-se Aragón e Portugal (2010) que constata preferências assimétricas do Banco Central brasileiro a favor de uma inflação acima da meta e sugerem que pode ter sido causada por decisões políticas devido à crise no início da década. Moura e Carvalho (2010) também encontram evidências de assimetria em relação à inflação. Estendendo o modelo proposto por Surico (2007) e acrescentando a possibilidade de quebras estruturais na função, Aragón e Medeiros (2013) buscam verificar se as assimetrias podem estar relacionadas a fatores como mudanças

¹ A discussão sobre a independência do banco central foi fortemente debatida no cenário mundial, destacando autores como Kydland e Prescott (1977).

² A literatura envolvendo funções de reação com linearidade nos coeficientes de resposta é abrangente, como Taylor (1993), Clarida, Gali e Gertler (1998) Clarida, Gali e Gertler (2000), Minella et al. (2003), Mello e Moccero (2009), Minella e Souza-Sobrinho (2013).

de gestão do BCB, crises e outros fatores exógenos. Lopes e Aragón (2014) vão por essa mesma abordagem para investigar se preferências assimétricas variantes no tempo podem causar não linearidades na função de reação.

Porém, existem outras abordagens para investigar o comportamento não linear por parte das autoridades monetárias. Um método que tem ganhado destaque na literatura mundial permite verificar esse comportamento sem a necessidade de fazer suposições específicas sobre o fator causal. Sugerido inicialmente por Koenker e Bassett (1978), o método é conhecido como regressão quantílica. O procedimento consiste em dividir as observações em quantis de modo a criar uma especificação da função de reação não paramétrica, com um número infinito de possíveis vetores de parâmetros, possibilitando mapear toda a distribuição condicional da variável dependente, no caso, a taxa básica de juros, e com isso captar comportamentos não lineares a partir dos dados.

Dada essa possibilidade, alguns autores passam a estudar e investigar o método de regressão quantílica. Kim e Muller (2004) encontram evidências de que a proposta inicial de tal estimação pode produzir estimativas viesadas. Os autores propõem, para garantir estimadores consistentes para os parâmetros de inclinação, utilizar um método de regressão quantílica em dois estágios, baseado no estimador de mínimos desvios absolutos em dois estágios desenvolvido por Amemiya (1982) e Powell (1983). Kim e Muller (2012) propõem melhorias na eficiência dos estimadores quantílicos de dois estágios.³ Utilizando esse método para estimar a função de reação do banco central destacam-se os trabalhos de Chevapatrakul, Kim e Mizen (2009), para os Estados Unidos e Japão e Chevapatrakul e Paez-Farrell (2014) para a Austrália, Canadá e Nova Zelândia.

Para o Brasil, Medeiros, Portugal e Aragón (2017) investigam a função de reação pelo método de regressão quantílica. Para contornar o problema de endogeneidade empregam o método utilizado por Chernozhukov e Hansen (2006), conhecido como regressão quantílica inversa ou regressão quantílica de variável instrumental, que é uma alternativa ao método de dois estágios citado anteriormente. Nesse estudo encontram evidências significativas de que tal método fornece informações adicionais de não linearidades à função de reação do Banco Central do Brasil.

O objetivo deste trabalho é estimar funções de reação para o Banco Central do Brasil por meio do método de regressão quantílica em dois estágios, como o empregado por Chevapatrakul e Paez-Farrell (2014). Verificar-se-á se os resultados obtidos acrescentam informações relevantes a literatura de não linearidades nas funções de reação e ao entendimento da regra de política monetária brasileira.

Atinente ao modelo teórico, o trabalho fundamenta-se em uma extensão do modelo proposto por Clarida, Gali e Gertler (1999). Tal extensão permite simular o comportamento da autoridade monetária em uma pequena economia aberta. Em um país emergente, como o Brasil, que possui parte da dívida denominada em moeda estrangeira, depreciações ou apreciações cambiais podem causar grande impacto à economia e aos balanços contábeis dos agentes. Dessa forma é conveniente supor que o Banco Central considere essa variável na sua função de reação. Mohanty e Klau (2005) corroboram com essa hipótese investigando regras de Taylor modificadas para diversos países que se enquadram nessas características e constatando respostas significativas da autoridade monetária às mudanças na taxa de câmbio. Aizenman, Hutchison e Noy (2011) também investigam a relação entre a taxa real de câmbio e a função de reação do banco central, com ênfase em países exportadores de *commodities* e constatam que a taxa de câmbio pode ser um importante determinante da taxa de juros, dado que uma autoridade monetária preocupada com a sua volatilidade pode gerar um maior ganho de bem estar aos agentes. Para o Brasil, alguns trabalhos constatam a resposta positiva da autoridade monetária brasileira à taxa de câmbio real, inclusive o estudo de Medeiros, Portugal e Aragón (2017), com o procedimento de regressão quantílica inversa.

Os resultados apontam para um comportamento não linear da autoridade monetária brasileira. Referente aos coeficientes de curto prazo, o Banco Central do Brasil tem respondido de forma mais intensa ao hiato da inflação nos quantis mais elevados da distribuição, em especial do quantil 0,6 ao 0,9. Destaca-se que o BCB tem apresentado o comportamento de um formulador de políticas *forward-looking*, dando um forte peso às expectativas de inflação. Quanto à resposta ao hiato do produto, os coeficientes apresentam significância estatística do quantil 0,6 ao 0,95, com uma leve tendência de alta à medida em que se afastam da mediana condicional. Os coeficientes referentes ao hiato do câmbio real apontam que a resposta foi, em geral, mais elevada na calda superior da distribuição condicional, sendo significativa do quantil 0,7 ao 0,95. Quanto aos coeficientes de longo prazo, sugere-se que o Banco Central tem adotado uma política de estabilização da inflação, aumentando a Selic o suficiente para elevar a taxa de juros real em resposta a desvios da inflação em relação a meta. Os quantis que apresentaram significância estatística encontram-se, em geral, do 0,4 ao 0,7, cuja intensidade de resposta eleva-se na direção da cauda superior da distribuição condicional. Em

³ Aplicando o procedimento de dois estágios os coeficientes estimados tornam-se robustos a certas quebras de pressupostos do modelo clássico de regressão, como a presença de variáveis endógenas.

relação aos coeficientes que medem a resposta de longo prazo ao hiato do produto tem-se significância estatística apenas no quantil 0,6 e ao hiato do câmbio real não apresentaram significância estatística.

A construção do presente trabalho está organizada em cinco capítulos. O primeiro capítulo corresponde a esta introdução, o segundo descreve o modelo teórico que fundamenta o trabalho com uma breve discussão sobre os métodos de estimação empregados. O Terceiro apresenta a descrição das séries temporais utilizadas e os resultados dos procedimentos estatísticos para verificar a estabilidade das mesmas. No quarto, são apresentados os resultados das estimações. Por fim, o quinto e último capítulo apresenta a conclusão do estudo.

2 MODELO TEÓRICO

O trabalho utilizará uma extensão do modelo sugerido por Clarida, Gali e Gertler (1999) cuja estrutura da economia utiliza uma abordagem Novo-Keynesiana formada por três componentes. O primeiro componente é composto por um sistema de equações que simulam a dinâmica estrutural da economia. Esse sistema, após a extensão, é composto por três equações responsáveis por definir a dinâmica de precificação, produto agregado e a taxa de câmbio real na economia. O segundo componente refere-se à função perda quadrática da autoridade monetária que busca modelar suas preferências na tomada de decisão. Por fim, o último componente corresponde à regra ótima de política monetária para a determinação da taxa de juros nominal.

2.1 A estrutura da economia

As equações que descrevem a dinâmica do produto, precificação e câmbio real são dadas respectivamente por:

$$x_t = E_t x_{t+1} - \phi(i_t - E_t \pi_{t+1}) + \alpha e_t + v_t^d \quad (1)$$

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \kappa x_t + \gamma e_t + v_t^s \quad (2)$$

$$e_t = E_t(e_{t+1}) - [i_t - E_t(\pi_{t+1})] + v_t^e \quad (3)$$

onde: x_t representa o hiato do produto;⁴ π_t é a taxa de inflação do período; e_t é o hiato cambial;⁵ $E_t x_{t+1}$, $E_t \pi_{t+1}$, $E_t(e_{t+1})$ são respectivamente a expectativa formulada no período t para o hiato do produto, a inflação e o hiato cambial do período $t + 1$; i_t é a taxa de juros Selic no período t ; v_t^s e v_t^d , v_t^e são termos de erro ruído-branco que captam outros determinantes das variáveis, como choques de custos, demanda e câmbio e β , κ , ϕ e γ são constantes positivas.

É possível observar movimentos importantes da economia por meio dessas equações: a curva IS Eq. (1) é uma versão log-linearizada da equação de Euler para consumo, unida a condição de *market clearing*. Essa equação parte da decisão ótima das famílias sobre consumo e poupança. Na construção da demanda agregada, leva-se em consideração que as famílias suavizam o consumo ao longo do tempo. Dessa forma, dada uma maior expectativa de consumo no futuro, aumentam o consumo presente, elevando a demanda corrente. Pode-se ver esse efeito claramente no componente $E_t x_{t+1}$. Da mesma forma, pelo componente αe_t , nota-se que a depreciação cambial afeta positivamente o hiato do produto. O componente $(i_t - E_t \pi_{t+1})$ mostra que as famílias respondem negativamente ao aumento esperado da taxa de juros real.

A Eq. (2), é um modelo de Curva de Phillips apresentada por Calvo (1983) e utilizada em diversos trabalhos envolvendo funções de reação, como em Clarida, Gali e Gertler (1999), Minella et al. (2003), Surico (2007), Medeiros e Aragón (2011). Nesta economia as empresas ajustam o preço dos seus produtos dada uma probabilidade constante em qualquer período de tempo após o último ajuste. Pode-se dizer que as empresas possuem um poder discricionário de ajuste e, com isso, elevam os preços quanto maior as suas expectativas futuras de inflação. Esse fato é descrito pelo componente $E_t \pi_{t+1}$ da curva. O hiato do produto e do câmbio real estão presentes na equação para captar a pressão inflacionária oriunda do excesso de demanda na economia. A Eq. (3) mostra que a taxa de câmbio é determinada pela paridade descoberta da taxa de juros.

⁴ O hiato do produto refere-se a diferença entre a produção efetiva da economia e o produto potencial estimado.

⁵ O hiato cambial refere-se a diferença entre a taxa de câmbio real efetiva e a estimada como natural.

2.2 O problema de otimização da autoridade monetária

Trabalhos como o de Clarida, Gali e Gertler (2000), Surico (2007), Medeiros e Aragón (2011), entre outros, analisam o problema de otimização da autoridade monetária sob a suposição de que as decisões de condução da política monetária são tomadas antes dos choques de demanda e custo. Assim, o banco central para definir a taxa de juros corrente e determinar a trajetória ótima do juros nominal busca minimizar as possíveis perdas, dispondo somente das informações disponíveis até o final do período anterior. Formalmente essa condição intertemporal é descrita como:

$$\min_{i_t} E_{t-1} \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j L_{t+j} \quad (4)$$

em que: $\beta \in (0, 1)$ é o fator de desconto e L é a função perda do banco central no período.

A equação que define a função de perda do banco central (L) no modelo é conhecida na literatura como *Linex*. Foi utilizada uma versão cuja função perda quadrática é simétrica (L) sujeita a restrição das equações referentes à dinâmica da economia obtidas em Eq. (1), Eq. (2) e Eq. (3).⁶ Sendo dada por:

$$L_t = \frac{1}{2} [(\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda_x x_t^2 + \lambda_e e_t^2 + \lambda_i (i_t - i^*)^2 + \lambda_{\Delta i} (i_t - i_{t-1})^2] \quad (5)$$

onde: π_t é a taxa de inflação; π^* é a meta de inflação; x_t é o hiato do produto; e_t é o hiato cambial; i_t é a taxa nominal de juros; i^* é a meta da taxa de juros; i_{t-1} é a taxa de juros nominal do período anterior e λ_x , λ_e , λ_i e $\lambda_{\Delta i}$ são pesos relativos dados a um desvio do produto, a um desvio do câmbio real e a estabilização da taxa de juros em relação a meta, respectivamente.

Segundo Aragón e Medeiros (2013) funções semelhantes a esta especificação foram inicialmente discutidas por Varian (1974) e Zellner (1986) e aplicadas ao estudo de política monetária por Nobay e Peel (1998).⁷

Percebe-se por meio da função perda que é custoso para a autoridade monetária a expansão dos hiatos do produto e do câmbio, assim como o desvio da inflação em relação a meta e a diferença entre o juros nominal e a meta da taxa de juros.

2.3 A regra ótima de política monetária

A literatura apresenta motivos para supor que o Banco Central brasileiro resolve o problema de otimização da Eq. (4) sob discricção, tomando as restrições da economia e as expectativas dos agentes como dadas, possuindo o controle de escolher a taxa de juros corrente i_t em cada período. "Como não há persistência endógena na inflação e hiato do produto, o problema de otimização intertemporal pode ser reduzido a uma sequência de problemas de otimização estática"(ARAGÓN; MEDEIROS, 2013). Utilizando as condições de primeira ordem e isolando para i_t , obtém-se a equação estrutural da taxa de juros. Esta equação representa no modelo a forma da autoridade monetária afetar as variáveis que são tomadas como dadas na sua função perda. Resolvendo tais condições, obtém-se a equação na forma reduzida que será a base de estimação dos modelos após alguns ajustes empíricos, a seguir:

$$i_t = (1 - \theta_1)[\beta_0 + \beta_1 E_{t-1}(\pi_t - \pi^*) + \beta_2 E_{t-1}(x_t) + \beta_3 E_{t-1}(e_t)] + \theta_1(i_{t-1}) \quad (6)$$

em que $\theta_1 = \frac{\lambda_{\Delta i}}{\lambda_i + \lambda_{\Delta i}}$; $\beta_0 = i^*$; $\beta_1 = \frac{\kappa(\phi + \alpha) + \gamma}{\lambda_i}$; $\beta_2 = \frac{\lambda_x(\phi + \alpha)}{\lambda_i}$; $\beta_3 = \frac{\lambda_e}{\lambda_i}$.

2.4 Particularidades empíricas

Algumas mudanças na Eq. (6) são necessárias para adequar o modelo teórico à economia brasileira. Seguindo as sugestões apontadas na literatura, considera-se uma meta de inflação variável (π_t^*), visto que no espaço de tempo estudado, a meta de inflação

⁶ A função *Linex* estende-se a versões não lineares capazes de captar assimetrias no comportamento do banco central na decisão de política monetária. Porém, nosso objetivo é comparar os resultados obtidos a partir da forma linear com o resultado obtido pela regressão quantílica em dois estágios. Desse modo, considera-se que γ e α tendem a zero, reduzindo a função *Linex* para a função de perda simétrica apresentada.

⁷ Renomados trabalhos que tratam de regras ótimas de políticas monetárias utilizam funções de perda semelhantes a essa, como Nobay e Peel (2003), Dolado, Maria-Dolores e Naveira (2005), Surico (2007) e outros.

sofre alterações anuais de 2000 a 2004.⁸ Foi também considerado um choque *i.i.d.* que é interpretado como um componente puramente aleatório de política monetária, denominado por (m_t) . Além disso, acrescenta-se uma segunda defasagem da taxa de juros nominal (i_{t-2}) para evitar possíveis problemas de correlação serial. E, por fim, os valores esperados dos hiatos da inflação e produto são substituídos por seus valores observados.⁹

2.5 Regra ótima de política monetária na média condicional

Após tais modificações, a especificação reduzida da regra ótima de política monetária do Banco Central do Brasil é dada por:

$$i_t = \beta'_0 + \beta'_1(\pi_t - \pi_t^*) + \beta'_2 x_t + \beta'_3 e_t + \theta_1(i_{t-1}) + \theta_2(i_{t-2}) + \epsilon_t \quad (7)$$

Uma especificação alternativa da função de reação empregará a variável sugerida por Minella et al. (2003) e utilizada em diversos trabalhos envolvendo o tema, como Aragón e Portugal (2010), Minella e Souza-Sobrinho (2013). Essa especificação busca incorporar, no lugar do hiato da inflação corrente, uma equação que fornece à função de reação a possibilidade de captar desvios das expectativas de inflação em relação a meta de inflação. Ou seja, funciona como um hiato da inflação esperada. Essa equação é denominada de variável Dj_t .

A especificação alternativa da função de reação do Banco Central brasileiro é dada por:

$$i_t = \beta'_0 + \beta'_1 Dj_t + \beta'_2 x_t + \beta'_3 e_t + \theta_1(i_{t-1}) + \theta_2(i_{t-2}) + \epsilon_t \quad (8)$$

sendo a variável Dj_t obtida a partir da seguinte equação:

$$Dj_t = \frac{(12-j)}{12} (E_j \pi_t - \pi_t^*) + \frac{j}{12} (E_j \pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*) \quad (9)$$

onde: j é o índice do mês, sendo que $1 \leq j \leq 12$; $(E_j \pi_t)$ é a expectativa formulada pelos agentes no mês j do ano t , para o ano corrente;¹⁰ $(E_j \pi_{t+1})$ é a expectativa formulada pelos agentes no mês j do ano t , para o próximo ano $(t+1)$; π_t^* é a interpolação da meta de inflação anual do ano t ; π_{t+1}^* é a interpolação da meta de inflação anual do ano $t+1$;

Para estimar as funções na média condicional Eqs. (7 e 8) propõe-se a utilização do Método de Momentos Generalizados (GMM) e de Variáveis Instrumentais (VI). O uso desses métodos deve-se a uma possível correlação entre a variável explanatória estocástica e o termo de distúrbio estocástico. A construção desse método permite flexibilizar algumas restrições do modelo clássico de regressão com o auxílio de instrumentos para evitar que as estimativas sejam inconsistentes. As variáveis instrumentais devem ser o mais semelhantes possíveis às originais, porém sem possuir correlação com o termo de erro estocástico.¹¹

No presente trabalho o conjunto de instrumentos utilizados é composto por um termo constante, a primeira e segunda defasagem da taxa Selic, a primeira defasagem do hiato da inflação FW, as defasagens (2-3) do hiato do produto, as defasagens (1-2) do hiato do câmbio real e a variação da taxa de câmbio real em $t-1$. Tal conjunto de instrumentos implica em restrições de sobreidentificação. Segundo Bueno (2011), dada tal condição, é preciso determinar uma matriz ótima de ponderação. Para esse fim, foi empregado o método proposto por Newey e West (1987) com kernel de Bartlett e bandwidth fixo. Foi considerado a possibilidade de heterocedasticidade e autocorrelação serial nos resíduos para estimar a matriz de covariância que será utilizada como matriz de ponderação para garantir a consistência dos estimadores.

Para verificar a qualidade dos modelos estimados por GMM e VI foram utilizados os seguintes testes: o teste J de superidentificação, proposto por Hansen (1982) cuja rejeição da hipótese nula implica em rejeição do modelo. O teste representa a existência de momentos que estatisticamente são diferentes de zero, indicando que a condição de momento não é válida. O Teste de Durbin-Wu-Hausman para testar a hipótese nula de exogeneidade dos regressores de hiato da inflação corrente ou esperada,

⁸ Em 2003 e 2004 o Banco Central do Brasil perseguia uma inflação ajustada acima da meta, embora não revogue a meta oficial. Para esse intervalo foram utilizadas as metas ajustadas e para os demais períodos a meta oficial.

⁹ Procedimentos adotados por Aragón e Portugal (2010), Minella e Souza-Sobrinho (2013), Medeiros e Aragón (2011), Medeiros, Portugal e Aragón (2017), entre outros autores.

¹⁰ As expectativas de inflação para o ano t e $t+1$ são coletadas e disponibilizadas pelo Banco Central, a coleta é feita através de pesquisas realizadas com instituições financeiras e empresas de consultoria. Para essa estimação foi utilizada a mediana das expectativas do IPCA.

¹¹ De acordo com Gujarati e Porter (2011), instrumentos é a denominação dada para as variáveis *proxys* utilizadas para substituir as variáveis explanatórias que apresentam correlação com o termo de erro.

hiato produto e hiato do câmbio real nas Eqs. (7 e 8). Por fim, o teste F de Cragg-Donald (1993), para verificar o viés causado por instrumentos fracos, que consiste em um teste de hipótese que compara o viés presente em um estimador GMM ou VI em relação ao viés do estimador de MQO. Sendo que, se ele aceitar a hipótese nula, indica que os instrumentos são fracos e os estimadores estão viesados.

2.6 Regra ótima de política monetária em diferentes quantis condicionais

A regra anterior estima a função na média condicional, captando um comportamento linear da autoridade monetária. A proposta utilizando a regressão quantílica é um pouco diferente. Tal método foi apresentado inicialmente por Koenker e Bassett (1978) e possui a característica de investigar a resposta da variável dependente às variáveis explicativas em diferentes pontos da distribuição condicional. Ou seja, a regressão quantílica capta possíveis comportamentos assimétricos da autoridade monetária de acordo com o nível da taxa de juros i_t .

De forma resumida, a ideia de quantis é separar o rol de observações da variável de referência em segmentos com proporções iguais em cada um deles. As proporções mais comuns utilizadas são os quartis, quintis e decis, que dividem as observações em 4, 5 e 10 partes, respectivamente. Porém, pode-se generalizar tais proporções para quantis ou percentis.

Na presente estimação, tem-se que o τ th quantil condicional é definido como sendo o valor $q_\tau(i_t|i_{t-1}, i_{t-2}, \pi_t - \pi_t^*, x_t, e_t)$ tal que a probabilidade da taxa de juros nominal ser menor do que $q_\tau(i_t|i_{t-1}, i_{t-2}, \pi_t - \pi_t^*, x_t, e_t)$ é igual a τ , ou seja:

$$\int_{-\infty}^{q_\tau(i_t|\pi_t - \pi_t^*, x_t, e_t, i_{t-1}, i_{t-2})} f_{i_t|\pi_t - \pi_t^*, x_t, e_t, i_{t-1}, i_{t-2}}(i_t|\pi_t - \pi_t^*, x_t, e_t, i_{t-1}, i_{t-2}) di = \tau \quad (10)$$

em que $\tau \in (0, 1)$ e $f_{i_t|\pi_t - \pi_t^*, x_t, e_t, i_{t-1}, i_{t-2}}(i_t|\pi_t - \pi_t^*, x_t, e_t, i_{t-1}, i_{t-2})$ é a densidade condicional de i_t dados $i_{t-1}, i_{t-2}, (\pi_t - \pi_t^*), x_t, e_t$.

Dessa forma, os parâmetros da função de reação podem ser estimados em diferentes quantis, obtendo uma completa distribuição condicional da taxa de juros.

Esta é uma especificação não paramétrica em que τ pode variar continuamente entre zero e um, de modo que haja um número infinito de possíveis vetores de parâmetros. Para ilustrar, supondo o caso em que $\tau = \frac{1}{2}$, na Eq. (10), obtemos a função da mediana condicional de i_t . Dessa forma, podemos expressar a função de reação do banco central no quantil τ por:

$$q_\tau(i_t|\pi_t - \pi_t^*, x_t, e_t, i_{t-1}, i_{t-2}) = \beta'_0(\tau) + \beta'_1(\tau)(\pi_t - \pi_t^*) + \beta'_2(\tau)x_t + \beta'_3(\tau)e_t + \theta_1(\tau)i_{t-1} + \theta_2(\tau)i_{t-2} \quad (11)$$

$$q_\tau(i_t|Dj_t, x_t, e_t, i_{t-1}, i_{t-2}) = \beta'_0(\tau) + \beta'_1(\tau)Dj_t + \beta'_2(\tau)x_t + \beta'_3(\tau)e_t + \theta_1(\tau)i_{t-1} + \theta_2(\tau)i_{t-2} \quad (12)$$

Assim como na média condicional, as variáveis são potencialmente endógenas. E isto pode influenciar negativamente as estimativas da regressão quantílica. Por esse motivo, propõe-se empregar a abordagem de dois estágios proposta por Kim e Muller (2004) que permite inferir estimadores consistentes para os parâmetros de inclinação mesmo com essa quebra de pressuposto do modelo clássico de regressão. O método de $RQ2E$ parte da mesma condição de momento definida pela Eq. (10), podendo ser representada por:

$$P(Y \leq q_\tau(D, X)|X, Z) = \tau \quad (13)$$

em que $P(\cdot)$ representa a probabilidade condicional, Y é a variável dependente i_t , D é um vetor de variáveis endógenas formado pelo hiato da inflação $(\pi_t - \pi_t^*)$, o hiato do produto x_t e o hiato do câmbio real e_t ; X é um vetor que inclui o intercepto e as defasagens da taxa de juros Selic (i_{t-1}, i_{t-2}) e Z é o vetor de instrumentos adicionais que pode incluir valores defasados do hiato da inflação e do produto.

Como o nome sugere, o método é formado por duas etapas. A primeira etapa é composta por estimar via MQO regressões relacionando os regressores endógenos (D) em função dos instrumentos (Z), e calcular os respectivos valores preditos dessas regressões (\hat{D}). A segunda consiste em estimar via regressão quantílica as equações reduzidas do modelo, no nosso caso, as Eqs. (11) e (12), tratando os valores preditos calculados no primeiro estágio como variáveis explicativas. Kim e Muller (2008) mostram que os coeficientes de inclinação estimados por esse procedimento são consistentes.

Chevapatrakul e Paez-Farrell (2014) sugerem utilizar o método de *bootstrap* heterocedástico, proposto por Efron (1982), para obter os erros padrão dos coeficientes das funções de reação estimadas pelo método de *RQ2E*. Tal método faz-se necessário devido às variáveis explicativas que compõe a regressão não conterem os valores reais das variáveis, mas sim os ajustados, obtidos a partir das estimações do primeiro estágio, causando viés aos erros padrão das estimativas.

O procedimento de *bootstrap* heterocedástico consiste em: retirar pares $\{i_t, \hat{D}j_t, \hat{x}_t, \hat{e}_t\}$ para $t = 1, \dots, T$ aleatoriamente a partir das observações originais substituídos os valores preditos obtidos nas regressões do primeiro estágio.¹² Em seguida uma estimativa β_θ^B é calculada para cada amostra *bootstrap* extraída. Após um grande número de repetições, representadas por B, obtêm-se uma amostra de B p-vetores do estimador cuja matriz de covariância amostral constitui um estimador válido da matriz de covariância do estimador original. Para o presente estudo, seguimos Chevapatrakul e Paez-Farrell (2014), considerando 5000 iterações.

3 DESCRIÇÃO DOS DADOS

Para desenvolver as estimações apresentadas anteriormente foram utilizadas séries mensais para o período compreendido entre janeiro de 2000 e dezembro de 2018, disponibilizadas pelo BCB e pela Fundação Getúlio Vargas (FGV).

A série 4189 - taxa de juros selic acumulada no mês anualizada - refere-se a variável (i_t), sendo esta a variável dependente no modelo e o principal instrumento de política monetária após o regime de metas de inflação.

Nas estimações que são compostas pelo hiato convencional da inflação ($\pi_t - \pi_t^*$) foi utilizada a série 433 - Índice de preços ao consumidor amplo (IPCA) - referente a variável (π_t), sendo que para a estimação ela foi acumulada nos últimos 12 meses. Para a meta de inflação (π_t^*) dois procedimentos de interpolação foram tomados para observar se tal procedimento influenciaria de forma significativa os resultados. A primeira interpolação da meta é denominada de *forward-looking* (FW).¹³ De modo que a diferença entre a inflação e a meta *forward-looking* será aqui denominada de hiato FW, representada por $(\pi_t - \pi_t^{*fw})$. A segunda interpolação da meta de inflação é definida como *backward-looking* (BK) cujo procedimento de interpolação é similar ao anterior, porém utiliza-se a meta de inflação do período anterior ($t - 1$) no lugar de (t) e a corrente (t) no lugar da ($t + 1$). O hiato BK então é definido como $(\pi_t - \pi_t^{*bk})$. Como um hiato da inflação alternativo foi utilizada a variável Dj_t definida pela Eq. (9).

A série encadeada do índice de volume com ajuste sazonal, disponibilizada pela FGV, como a variável monitor do produto interno bruto da economia (PIB) foi utilizada para a determinação do hiato do produto. Este é mensurado pela diferença percentual entre o logaritmo natural do monitor do PIB e o produto potencial da economia. Como o produto potencial não é uma variável observável, a literatura sugere estimá-lo por meio de uma *proxy*. Utilizaremos pra esse fim o método de estimação conhecido como filtro Hodrick-Prescott (HP), com λ de 14400, conforme sugerido na literatura para séries mensais. O hiato do produto é representado pelo componente cíclico extraído do filtro, sendo definido no trabalho como x_t .

O hiato cambial é determinado de maneira análoga ao hiato do produto. A série temporal utilizada para captar seu efeito é a 11752 - Índice da taxa de câmbio efetiva real, disponibilizada pelo Banco Central do Brasil.

3.1 Testes de Raiz Unitária

Verificar a estabilidade das séries é fundamental para inferir um comportamento de longo prazo consistente ao realizar as estimações. Para esse quesito, inicia-se a presente investigação com três testes que, de certa forma, se complementam, a saber: (i) Teste ADF (*Augmented Dickey-Fuller*), proposto inicialmente por Dickey e Fuller (1979), cuja hipótese nula é a existência de raiz unitária e que possibilita diferenciar os componentes determinísticos da série quando esses apresentam significância estatística; (ii) o teste de Phillips-Perron (1988) para corroborar com o anterior, pois propõe um modelo que trata do problema de correlação serial existente no teste ADF; (iii) teste Dickey Fuller-GLS, proposto por Elliot et al. (1996), que trata-se de uma modificação do teste ADF para aumentar o poder de significância, em que série passa por uma transformação pelo método dos Mínimos

¹² O procedimento também foi executado para os valores preditos dos hiatos $(\pi_t - \pi_t^*)$.

¹³ A meta de inflação *forward-looking* é uma interpolação a partir das metas anuais obtidas pela seguinte fórmula: $\pi_t^{*fw} = \frac{(12-j)}{12}\pi_t^* + \frac{j}{12}\pi_{t+1}^*$, em que π_t^* e π_{t+1}^* são as metas anuais oficiais ajustadas divulgadas pelo BCB.

Quadrados Generalizados. O critério de informação que irá auxiliar na escolha das defasagens ótimas (k) escolhido é do tipo Akaike (AIC).¹⁴

Tabela 1 – Testes de raiz unitária

Variável	Regressores Exógenos	ADF	Phillips-Perron	DF - GLS	(k)
i_t	c,t	-2,91	-3,08	-2,92*	(4)
$(\pi_t - \pi_t^{*fw})$	c	-1,83	-2,33	-1,54	(12)
$(\pi_t - \pi_t^{*bk})$	c	-2,32	-3,05**	-2,27**	(13)
Dj_t	c	-2,66*	-2,75*	-2,67***	(2)
x_t	c	-4,27***	-4,27***	-3,65***	(0)
e_t	c	-6,90***	-49,97***	-3,03***	(8)

Notas: *Significativo a 10%. **Significativo a 5%. ***Significativo a 1%.

Os regressores exógenos referem-se aos componentes determinísticos das séries e foram acrescentados quando significativos estatisticamente, sendo (c) referente ao acréscimo do termo constante e (t) para o componente de tendência.

De acordo com os resultados apresentados na Tabela 1, pode-se inferir um comportamento estacionário para as séries de hiato do produto e do câmbio real, assim como para a variável Dj_t . Com relação as demais variáveis, os testes apontam à possibilidade de raiz unitária.

Os testes executados anteriormente perdem robustez para séries com quebras estruturais. Por esse motivo, verificar-se-á a possibilidade de raiz unitária a partir dos procedimentos de testes propostos por Silvestre, Kim e Perron (2009). Segundo Carvalho, Silva e Aragón (2015), esses autores propõem uma extensão da classe de testes M, analisada por Ng e Perron (2001), que permite múltiplas quebras estruturais no nível e na inclinação da função de tendência sob as hipóteses nula e alternativa.¹⁵

Ressalta-se que para definir o número de defasagens ótimas (k) dos testes, foram seguidas as recomendação de Ng e Perron (2001), sendo utilizado o critério de informação Akaike Modificado (MAIC), pois segundo os autores, outros critérios subestimam os valores de (k), influenciando os resultados das estatísticas.

Tabela 2 – Testes de raiz unitária robustos a quebras

Variável	Regressores Exógenos	MZ_{α}^{GLS}	MZ_T^{GLS}	MSB^{GLS}	MP_T^{GLS}	(K)
i_t	c, t	-19,05**	-3,08**	0,16**	4,82**	4
$(\pi_t - \pi_t^{*fw})$	c	-8,54**	-1,96*	0,23**	3,28*	12
$(\pi_t - \pi_t^{*bk})$	c	-7,13**	-1,86*	0,26*	3,55*	12

Nota: *Significativo a 10%. **Significativo a 5%.

Os resultados dos testes de raiz unitária robustos à quebras estruturais para as séries da taxa de juros Selic e os hiatos da inflação, são apresentados na Tabela 2. Considerando a possibilidade de quebras estruturais por meio dos testes M, pode-se rejeitar a hipótese de raiz unitária para as três variáveis. Com isso é possível inferir com mais segurança que as séries utilizadas apresentam comportamento estacionário.

4 RESULTADOS

4.1 Estimativas da Função de Reação do Banco Central do Brasil na média condicional

Após constatado o comportamento estacionário das séries, segue-se para os procedimentos descritos na metodologia referente a regra ótima de política monetária na média condicional Eqs.(7) e (8). Os resultados das estimações são apresentados na Tabela

¹⁴ O critério AIC foi escolhido devido ao número de observações que constituem as séries.

¹⁵ Para detalhes sobre as estatísticas dos testes consultar Silvestre, Kim e Perron (2009)

3, com os respectivos erros padrão representados entre parênteses. Os testes de verificação do modelo apontam para um elevado coeficiente de determinação R^2 ajustado (0,996), consistente com a literatura. A estatística de teste J-statistic não permite rejeitar a hipótese nula. Dessa forma, infere-se que não há momentos estatisticamente diferentes de zero, ou seja, as restrições de sobreidentificação do modelo são válidas. O teste de Hausman rejeita a hipótese nula de exogeneidade dos regressores e por fim, o procedimento de Cragg-Donald rejeita a hipótese nula de que os instrumentos utilizados são fracos, fato que incidiria viés à estimação.

Atinente aos coeficientes de resposta de curto prazo, percebe-se que apresentaram significância estatística nas três estimações. Em geral, observa-se que o regressor referente à resposta da taxa Selic ao hiato da inflação (β'_1) apresentou resultado semelhante ao comparar os desvios utilizando os métodos de interpolação distintos (FW e BK). Porém, quando empregada a variável Dj_t , o coeficiente de resposta é significativamente mais elevado. Esse efeito sugere um comportamento *forward-looking* por parte da autoridade monetária brasileira, em conformidade com diversos trabalhos, como o próprio estudo de Minella et al. (2003), Minella e Souza-Sobrinho (2013) e outros. Referente ao coeficiente de resposta ao hiato do produto (β'_2), observa-se resultados bastante próximos em todas as especificações, indicando que a autoridade monetária responde à possíveis pressões de demanda e seus efeitos na economia. E por fim, o coeficiente referente ao hiato do câmbio real (β'_3) embora tenha apresentado menor intensidade, corrobora com estudos que apontam à taxa de câmbio como um importante determinante da taxa de juros, como Clarida, Galí e Gertler (1998), Mohanty e Klau (2005), Soares e Barbosa (2006), Aizenman, Hutchison e Noy (2011).

Tabela 3 – Estimativas das Funções de Reação do BCB na Média Condicional

Parâmetros	Eq. (3.7) - hiato FW		Eq. (3.7) - hiato BK		Eq. (3.8)	
	VI	GMM	VI	GMM	VI	GMM
β'_0	0,098 (0,07)	0,07 (0,07)	0,086 (0,07)	0,06 (0,08)	0,05 (0,06)	0,02 (0,08)
β'_1	0,023* (0,01)	0,029** (0,014)	0,02* (0,01)	0,027** (0,01)	0,06* (0,03)	0,07** (0,03)
β'_2	0,063*** (0,02)	0,06*** (0,02)	0,06*** (0,02)	0,07*** (0,02)	0,06*** (0,01)	0,06*** (0,01)
β'_3	0,009*** (0,003)	0,01** (0,004)	0,009*** (0,003)	0,01** (0,004)	0,007*** (0,003)	0,008** (0,004)
θ_1	1,66*** (0,05)	1,64*** (0,06)	1,64*** (0,05)	1,62*** (0,07)	1,63*** (0,06)	1,60*** (0,07)
θ_2	-0,67*** (0,04)	-0,65*** (0,06)	-0,65*** (0,05)	-0,63*** (0,07)	-0,64*** (0,06)	-0,61*** (0,08)
β_1	1,92** (0,83)	2,89 (2,00)	2,11** (1,04)	3,22 (2,81)	6,58* (3,84)	10,97 (11,21)
β_2	5,296* (3,12)	6,45 (4,21)	6,29* (3,81)	8,08 (6,24)	6,78 (4,68)	8,96 (8,46)
β_3	0,74 (0,47)	0,98 (0,73)	0,84 (0,55)	1,14 (0,97)	0,86 (0,66)	1,22 (1,24)
J-statistic (p-valor)	0,77	0,73	0,84	0,83	0,76	0,72
Hausman (p-valor)	0,07	0,09	0,02	0,01	0,06	0,10
Cragg-Donald	26,95 [†]	26,95 [†]	25,87 [†]	25,87 [†]	25,72 [†]	25,71 [†]
R2 ajustado	0,996	0,996	0,996	0,996	0,996	0,996

Nota: *** Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. *Significativo a 10%. Desvio Padrão entre parênteses. [†] Indica que o viés relativo do estimador de VI ou GMM em relação ao estimador MQO é no máximo 5%.

Quanto aos coeficientes de resposta de longo prazo, observa-se que o método empregado para realizar a estimação influenciou na significância dos parâmetros. O coeficiente referente a resposta da taxa Selic aos hiato da inflação (β_1) apresentou significância estatística apenas pelo método (VI), permanecendo a diferença de intensidade quando utilizado o hiato de expectativas de inflação (Dj_t). Esse resultado sugere que a autoridade monetária brasileira tem satisfeito o princípio de Taylor (1993), elevando a taxa Selic o suficiente para elevar o juros real da economia em resposta aos desvios da inflação. O coeficiente referente

ao hiato do produto (β_2) apresentou significância apenas na Eq. (7) pelo método (VI). As estimativas de (β_3) não apresentaram significância.

Os componentes de suavização da taxa de juros ($\theta_1 + \theta_2$) de aproximadamente 0,98 são significativos a 1% para todas as estimações, resultado que converge ao da literatura de suavização da taxa de juros de curto prazo, indicando a preocupação da autoridade monetária em ajustar o instrumento de política em intervalos e montantes discretos.

4.2 Estimativas da Função de Reação do Banco Central do Brasil em diferentes quantis condicionais

Na presente seção serão apresentados os resultados das estimações das funções de reação do BCB descritas na seção 2.6. As Tabelas 4 e 5 exibem as estimativas dos coeficientes para cada quantil $\tau \in \{0.05, 0.1, 0.2, 0.3, 0.4, 0.5, 0.6, 0.7, 0.8, 0.9, 0.95\}$ com seus respectivos erros padrão entre parênteses.

Assim como constatado nas estimações pela média condicional, a diferença no método de interpolação da meta de inflação (FW e BK) para a determinação dos respectivos hiatos de inflação, não influenciam significativamente os resultados das estimações. Novamente a variável Dj_t causa maior impacto referente a intensidade dos coeficientes de resposta β'_1 , fortalecendo a hipótese de um comportamento *forward-looking* da autoridade monetária.

Atinente aos valores estimados nos diferentes quantis condicionais, destaca-se, nos coeficientes referentes à resposta de curto prazo da taxa de juros Selic aos desvios que compõe a regra ótima de política monetária, resultados que corroboram com a hipótese de não linearidade na função de reação do BCB. A autoridade brasileira aparenta ter respondido à inflação com mais rigor para níveis mais altos da distribuição condicional da taxa Selic. Extraí-se tal hipótese dos quantis significativos referentes a β'_1 , cuja intensidade eleva-se à medida que se aproximam da extremidade da calda superior da distribuição. O mesmo observa-se para o coeficiente β'_2 que apresenta significância, em geral, do quantil 0,6 ao 0,95, cuja intensidade é mais elevada na calda superior da distribuição. Esse resultado sugere que o BCB tem apertado a política monetária com mais força caso a pressão de demanda aconteça quando a Selic estiver acima da mediana condicional. De forma análoga o coeficiente β'_3 indica uma resposta positiva e crescente da taxa de juros ao hiato do câmbio real à medida que a Selic é ajustada nos quantis superiores a mediana condicional.

Os coeficientes referentes à suavização da taxa de juros Selic ($\theta_1 + \theta_2$) são significativos em todos os quantis condicionais e apontam para uma elevação da suavização à medida que a Selic é ajustada a um nível mais elevado.

Quanto aos coeficientes de longo prazo (β_1, β_2 e β_3), destaca-se o mesmo problema enfrentado por Medeiros, Portugal e Aragón (2017) referente aos elevados erros padrão obtidos pelo método Delta nos quantis superiores da distribuição condicional. Sugere-se que a causa seja oriunda da especificação do componente de suavização da taxa de juros apresentar um valor muito próximo a 1 nesses quantis, influenciando negativamente os resultados da estatística. Como o componente de suavização da taxa de juros de curto prazo é observado em diversos trabalhos que analisam a política monetária brasileira, alterar esse componente ocasionaria em um erro de especificação do modelo. Para não incorrer em erros de especificação, mantém-se os parâmetros de suavização, porém as estimativas nos quantis 0,9 e 0,95 para esses regressores assumem valores fora do comum e foram removidos a fim de melhorar a exposição gráfica. Toma-se, então, prosseguimento a análise considerando as devidas ressalvas.

A Figura 1 apresenta um comparativo entre os coeficientes de resposta de longo prazo obtidos ao longo da distribuição condicional, pelo método de regressão quantílica, com os oriundos da estimação pela média condicional. Percebe-se que a intensidade de resposta da autoridade monetária aos desvios das variáveis é mais suave quando a Selic encontra-se ajustada a um nível mais baixo, sugerindo um afrouxamento da política monetária nos quantis iniciais. A medida que a taxa Selic é ajustada a níveis mais elevados a autoridade monetária atua com a política monetária de maneira mais ativa.

Quanto aos coeficientes referentes às respostas de longo prazo: na especificação Eq. (11) utilizando o hiato FW, constatou-se, atinente ao hiato de inflação (β_1), significância estatística nos quantis 0,4, 0,5 e 0,6. Referente à resposta ao hiato do produto (β_2) constatou-se com significância apenas o quantil 0,6. Utilizando o hiato BK, os coeficientes de resposta referentes ao hiato da inflação apresentaram significância estatística nos quantis 0,4, 0,5 e 0,6. Quanto a resposta ao hiato do produto apenas o quantil 0,6 foi significante. Com a especificação que incorpora o hiato de expectativas de inflação Eq. (12), também observa-se a maior intensidade de resposta referente ao coeficiente (β_1) em comparação à especificação Eq. (11). Os respectivos coeficientes de resposta a esse hiato que apresentaram significância estatística foram o quantil 0,4, 0,6 e o 0,7. Quanto a resposta ao hiato do produto apenas o quantil 0,6 foi significante. Os coeficientes referentes ao hiato do câmbio real não apresentaram significância.

Tabela 4 – Estimativas da Função de Reação do BCB Eq.(11)

Especificação utilizando o hiato FW						
Quantil	β'_0	β'_1	β'_2	β'_3	θ_1	θ_2
0,05	0,35** (0,16)	0,04 (0,04)	0,02 (0,02)	-0,005 (0,007)	1,79*** (0,14)	-0,85*** (0,14)
0,1	0,21 (0,13)	0,03 (0,03)	0,03 (0,02)	-0,0002 (0,004)	1,70*** (0,16)	-0,74*** (0,16)
0,2	0,12* (0,07)	0,01 (0,02)	0,04* (0,02)	-0,002 (0,004)	1,71*** (0,15)	-0,74*** (0,15)
0,3	0,12* (0,06)	0,02 (0,02)	0,03 (0,02)	-0,002 (0,003)	1,73*** (0,13)	-0,75*** (0,13)
0,4	0,10* (0,05)	0,024** (0,01)	0,02 (0,02)	0,002 (0,002)	1,73*** (0,10)	-0,74*** (0,10)
0,5	0,09* (0,05)	0,022* (0,01)	0,03 (0,02)	0,002 (0,002)	1,69*** (0,10)	-0,70*** (0,09)
0,6	0,09* (0,06)	0,04** (0,01)	0,04*** (0,02)	0,005 (0,003)	1,64*** (0,09)	-0,65*** (0,09)
0,7	0,09* (0,05)	0,04** (0,02)	0,05*** (0,02)	0,008** (0,003)	1,61*** (0,08)	-0,61*** (0,08)
0,8	0,14** (0,07)	0,034* (0,02)	0,06*** (0,02)	0,01** (0,005)	1,62*** (0,08)	-0,62*** (0,08)
0,9	0,17* (0,1)	0,05** (0,02)	0,09*** (0,02)	0,02*** (0,007)	1,50*** (0,10)	-0,50*** (0,10)
0,95	0,08 (0,19)	0,01 (0,04)	0,08** (0,03)	0,023** (0,01)	1,57*** (0,14)	-0,55*** (0,13)
Especificação utilizando o hiato BK						
Quantil	β'_0	β'_1	β'_2	β'_3	θ_1	θ_2
0,05	0,33** (0,16)	0,04 (0,04)	0,03 (0,03)	-0,005 (0,007)	1,76*** (0,16)	-0,82*** (0,15)
0,1	0,20* (0,12)	0,03 (0,03)	0,04 (0,02)	0,001 (0,004)	1,66*** (0,18)	-0,70*** (0,18)
0,2	0,11* (0,06)	0,01 (0,02)	0,04* (0,03)	-0,002 (0,003)	1,69*** (0,17)	-0,72*** (0,17)
0,3	0,10* (0,06)	0,02 (0,01)	0,03 (0,03)	-0,002 (0,003)	1,71*** (0,15)	-0,73*** (0,15)
0,4	0,10* (0,05)	0,02** (0,01)	0,02 (0,02)	0,001 (0,002)	1,70*** (0,12)	-0,72*** (0,12)
0,5	0,07* (0,04)	0,02 (0,01)	0,03 (0,02)	0,002 (0,002)	1,67*** (0,11)	-0,68*** (0,10)
0,6	0,09* (0,05)	0,03** (0,01)	0,05** (0,02)	0,004 (0,004)	1,61*** (0,10)	-0,62*** (0,10)
0,7	0,09* (0,05)	0,04** (0,01)	0,06*** (0,02)	0,007* (0,004)	1,58*** (0,07)	-0,59*** (0,07)
0,8	0,13* (0,07)	0,03** (0,02)	0,06*** (0,02)	0,012** (0,006)	1,57*** (0,09)	-0,58*** (0,09)
0,9	0,16* (0,09)	0,04** (0,02)	0,10*** (0,02)	0,019** (0,009)	1,47*** (0,10)	-0,46*** (0,10)
0,95	0,07 (0,17)	0,01 (0,04)	0,07** (0,03)	0,023** (0,01)	1,57*** (0,15)	-0,54*** (0,15)

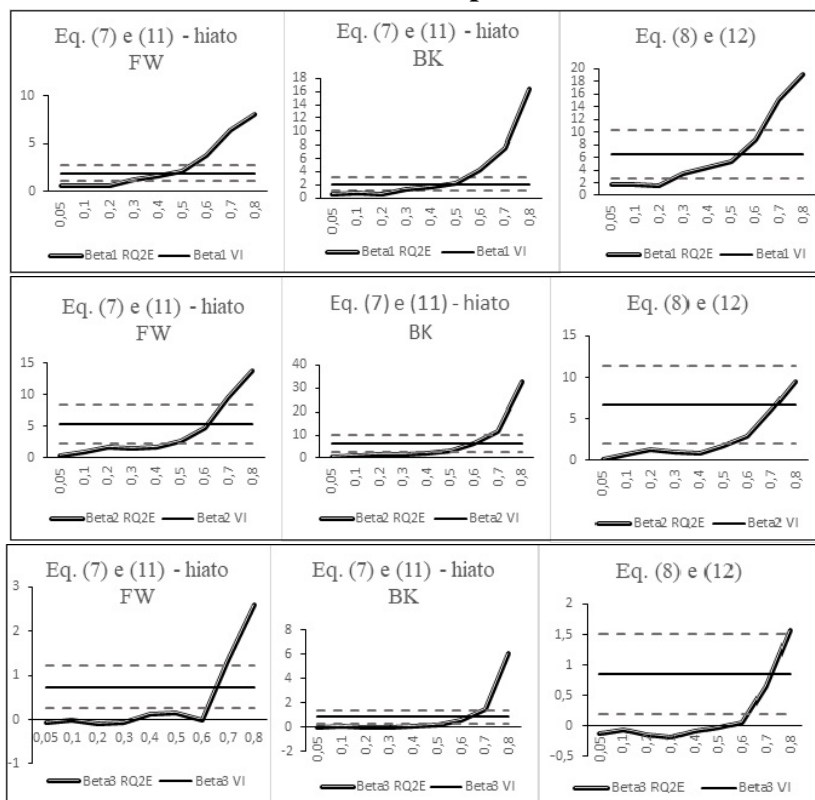
Nota: *** Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. *Significativo a 10%.

Tabela 5 – Estimativas da Função de Reação do BCB Eq.(12)

Quantil	β'_0	β'_1	β'_2	β'_3	θ_1	θ_2
0,05	0,35* (0,19)	0,12 (0,11)	0,01 (0,03)	-0,008 (0,009)	1,72*** (0,16)	-0,79*** (0,15)
0,1	0,18 (0,15)	0,06 (0,09)	0,03 (0,02)	-0,003 (0,005)	1,69*** (0,19)	-0,73*** (0,18)
0,2	0,12* (0,07)	0,04 (0,06)	0,03* (0,02)	-0,004 (0,003)	1,70*** (0,17)	-0,72*** (0,17)
0,3	0,12* (0,07)	0,07 (0,05)	0,02 (0,02)	-0,004 (0,003)	1,68*** (0,13)	-0,70*** (0,13)
0,4	0,11** (0,05)	0,07* (0,04)	0,01 (0,02)	-0,001 (0,003)	1,69*** (0,11)	-0,70*** (0,11)
0,5	0,08* (0,05)	0,06 (0,05)	0,02 (0,02)	-0,0002 (0,002)	1,66*** (0,11)	-0,67*** (0,11)
0,6	0,11** (0,05)	0,11** (0,05)	0,04** (0,02)	0,001 (0,003)	1,57*** (0,10)	-0,58*** (0,10)
0,7	0,09* (0,05)	0,10** (0,05)	0,04*** (0,01)	0,005 (0,003)	1,54*** (0,08)	-0,55*** (0,07)
0,8	0,14** (0,06)	0,10* (0,05)	0,05*** (0,01)	0,008* (0,005)	1,55*** (0,08)	-0,56*** (0,08)
0,9	0,17** (0,08)	0,14** (0,05)	0,08*** (0,02)	0,02* (0,009)	1,42*** (0,11)	-0,42*** (0,10)
0,95	0,08 (0,14)	0,04 (0,10)	0,06* (0,03)	0,02* (0,01)	1,55*** (0,17)	-0,53*** (0,16)

Nota: *** Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. *Significativo a 10%.

Figura 1 – Coeficientes de Longo Prazo (β_1, β_2 e β_3) referentes à resposta da taxa Selic



5 CONCLUSÃO

O presente trabalho buscou averiguar não linearidades na função de reação do Banco Central do Brasil sem a necessidade de fazer suposições específicas dos seus fatores causais. Para isso empregou-se o método de regressão quantílica. Em razão da endogeneidade das variáveis que compõe a regra de política monetária foi utilizado o procedimento em dois estágios (*RQ2E*).

Os resultados obtidos sugerem um comportamento não linear da autoridade monetária, atuando com mais intensidade quando a taxa de juros Selic é ajustada acima da mediana condicional. Referente aos coeficientes de curto prazo, o Banco Central do Brasil tem respondido de forma mais intensa ao hiato da inflação nos quantis mais elevados da distribuição, em especial do quantil 0,6 ao 0,9. Destaca-se que o BCB tem apresentado o comportamento de um formulador de políticas *forward-looking*, dando um forte peso às expectativas de inflação. Quanto à resposta ao hiato do produto, os coeficientes apresentam significância estatística do quantil 0,6 ao 0,95, com uma leve tendência de alta à medida em que se afastam da mediana condicional. Os coeficientes referentes ao hiato do câmbio real apontam que a resposta foi, em geral, mais elevada na calda superior da distribuição condicional.

Quanto aos coeficientes de longo prazo, sugere-se que a autoridade monetária brasileira tem adotado uma política de estabilização da inflação, aumentando a Selic o suficiente para elevar a taxa de juros real em resposta a desvios da inflação em relação a meta. Os quantis que apresentaram significância estatística encontram-se, em geral, do 0,4 ao 0,7, cuja intensidade de resposta eleva-se na direção da cauda superior da distribuição condicional. Em relação aos coeficientes que medem a resposta de longo prazo ao hiato do produto tem-se significância estatística apenas no quantil 0,6 e ao hiato do câmbio real não apresentaram significância estatística.

Referências

- AIZENMAN, J.; HUTCHISON, M.; NOY, I. Inflation targeting and real exchange rates in emerging markets. **World Development**, Elsevier, v. 39, n. 5, p. 712–724, 2011.
- AMEMIYA, T. Two stage least absolute deviations estimators. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, JSTOR, p. 689–711, 1982.
- ARAGÓN, E. K. d. S. B.; PORTUGAL, M. S. Nonlinearities in central bank of brazil's reaction function: the case of asymmetric preferences. **Estudos Econômicos**, v. 40, n. 2, 2010.
- ARAGÓN, E. K. d. S. B.; MEDEIROS, G. B. de. Testing asymmetries in central bank preferences in a small open economy: A study for brazil. **Economia**, Elsevier, v. 14, n. 2, p. 61–76, 2013.
- BUENO, R. D. L. da S. **Econometria de séries temporais**. 2. ed. [S.l.]: Cengage Learning, 2011.
- CALVO, G. A. Staggered prices in a utility-maximizing framework. **Journal of monetary Economics**, Elsevier, v. 12, n. 3, p. 383–398, 1983.
- CARVALHO, P. S. d. A.; SILVA, A. C. A. da; ARAGÓN, E. K. d. S. B. Quebras estruturais e estacionariedade da razão consumo-renda: novas evidências para américa latina e estados unidos. **Análise Econômica**, n. 64, p. 265–285, 2015.
- CHERNOZHUKOV, V.; HANSEN, C. An iv model of quantile treatment effects. **Econometrica**, Wiley Online Library, v. 73, n. 1, p. 245–261, 2005.
- CHERNOZHUKOV, V.; HANSEN, C. Instrumental quantile regression inference for structural and treatment effect models. **Journal of Econometrics**, Elsevier, v. 132, n. 2, p. 491–525, 2006.
- CHEVAPATRAKUL, T.; KIM, T.-H.; MIZEN, P. The taylor principle and monetary policy approaching a zero bound on nominal rates: quantile regression results for the united states and japan. **Journal of Money, Credit and Banking**, Wiley Online Library, v. 41, n. 8, p. 1705–1723, 2009.
- CHEVAPATRAKUL, T.; PAEZ-FARRELL, J. Monetary policy reaction functions in small open economies: a quantile regression approach. **The Manchester School**, Wiley Online Library, v. 82, n. 2, p. 237–256, 2014.
- CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. Monetary policy rules in practice: Some international evidence. **European Economic Review**, Elsevier, v. 42, n. 6, p. 1033–1067, 1998.

- CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. The science of monetary policy: A new keynesian perspective. **Journal of Economic Literature**, v. 37, n. 4, p. 1661–1707, December 1999.
- CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory. **The Quarterly journal of economics**, MIT Press, v. 115, n. 1, p. 147–180, 2000.
- CUKIERMAN, A.; GERLACH, S. The inflation bias revisited: theory and some international evidence. **The Manchester School**, Wiley Online Library, v. 71, n. 5, p. 541–565, 2003.
- DOLADO, J. J.; MARIA-DOLORES, R.; NAVEIRA, M. Are monetary-policy reaction functions asymmetric?: The role of nonlinearity in the phillips curve. **European Economic Review**, Elsevier, v. 49, n. 2, p. 485–503, 2005.
- GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria Básica-5**. [S.l.]: Amgh Editora, 2011.
- HANSEN, L. P. Large sample properties of generalized method of moments estimators. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, JSTOR, p. 1029–1054, 1982.
- KIM, T.-H.; MULLER, C. Two-stage quantile regression when the first stage is based on quantile regression. **The Econometrics Journal**, Wiley Online Library, v. 7, n. 1, p. 218–231, 2004.
- KIM, T.-H.; MULLER, C. Bias transmission and variance reduction in two-stage estimation. **Discussion Paper**, 2008.
- KIM, T.-H.; MULLER, C. **Bias Transmission and Variance Reduction in Two-Stage Quantile Regression**. [S.l.], 2012. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/p/aim/wpaimx/1221.html>>.
- KOENKER, R. W.; BASSETT, G. Regression quantiles. **Econometrica**, v. 46, n. 1, p. 33–50, 1978. Disponível em: <<https://EconPapers.repec.org/RePEc:ecm:emetrp:v:46:y:1978:i:1:p:33-50>>.
- KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. C. Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans. **Journal of Political Economy**, v. 85, n. 3, p. 473–491, 1977.
- LOPES, K. C.; ARAGÓN, E. K. B. Preferências assimétricas variantes no tempo na função perda do banco central do brasil. **Análise Econômica**, v. 32, n. 62, 2014.
- MEDEIROS, G. B.; ARAGÓN, E. K. d. S. B. Testando assimetrias nas preferências do banco central em uma pequena economia aberta: Um estudo para o brasil. **XVI Encontro de Economia Regional**, Anais, 2011.
- MEDEIROS, G. B.; PORTUGAL, M. S.; ARAGÓN, E. K. da S. B. Endogeneity and nonlinearities in Central Bank of Brazil's reaction functions: an inverse quantile regression approach. **Empirical Economics**, v. 53, n. 4, p. 1503–1527, December 2017.
- MELLO, L. D.; MOCCERO, D. Monetary policy and inflation expectations in latin america: Long-run effects and volatility spillovers. **Journal of money, Credit and Banking**, Wiley Online Library, v. 41, n. 8, p. 1671–1690, 2009.
- MINELLA, A. et al. Inflation targeting in brazil: constructing credibility under exchange rate volatility. **Journal of international Money and Finance**, Elsevier, v. 22, n. 7, p. 1015–1040, 2003.
- MINELLA, A.; SOUZA-SOBRINHO, N. F. Monetary policy channels in brazil through the lens of a semi-structural model. **Economic Modelling**, Elsevier, v. 30, p. 405–419, 2013.
- MOHANTY, M. S.; KLAU, M. Monetary policy rules in emerging market economies: issues and evidence. In: **Monetary policy and macroeconomic stabilization in Latin America**. [S.l.]: Springer, 2005. p. 205–245.
- MOURA, M. L.; CARVALHO, A. de. What can taylor rules say about monetary policy in latin america? **Journal of Macroeconomics**, Elsevier, v. 32, n. 1, p. 392–404, 2010.
- NG, S.; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. **Econometrica**, Wiley Online Library, v. 69, n. 6, p. 1519–1554, 2001.
- NOBAY, A.; PEEL, D. A. Optimal monetary policy with a nonlinear phillips curve. **Economics Letters**, Elsevier, v. 67, n. 2, p. 159–164, 2000.
- PERRON, P.; YABU, T. Testing for shifts in trend with an integrated or stationary noise component. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 27, 2009.
- POWELL, J. L. The asymptotic normality of two-stage least absolute deviations estimators. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, JSTOR, p. 1569–1575, 1983.
- SILVESTRE, J. L. Carrion-i; KIM, D.; PERRON, P. Gls-based unit root tests with multiple structural breaks both under the null and the alternative hypothesis. **Econometric Theory**, v. 25, n. 6, p. 1754–1792, 2009.

- SOARES, J. J. S.; BARBOSA, F. d. H. Regra de taylor no brasil: 1999-2005. **Encontro Nacional de Economia**, v. 34, 2006.
- SURICO, P. The fed's monetary policy rule and us inflation: The case of asymmetric preferences. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Elsevier, v. 31, n. 1, p. 305–324, 2007.
- TAYLOR, J. B. Discretion versus policy rules in practice. In: ELSEVIER. **Carnegie-Rochester conference series on public policy**. [S.l.], 1993. v. 39, p. 195–214.