

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

GABRIELA BEZERRA DE MEDEIROS

ENSAIOS SOBRE POLÍTICA MONETÁRIA E CURVA DE PHILLIPS NO BRASIL

PORTO ALEGRE

2014

GABRIELA BEZERRA DE MEDEIROS

ENSAIOS SOBRE POLÍTICA MONETÁRIA E CURVA DE PHILLIPS NO BRASIL

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal do Rio Grande de Sul como parte dos requisitos para obtenção do título de Doutora em Economia

Orientador: Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal
Coorientador: Prof. Dr. Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón

PORTO ALEGRE

2014

CIP - Catalogação na Publicação

Medeiros, Gabriela Bezerra de
Ensaio sobre política monetária e curva de
Phillips no Brasil / Gabriela Bezerra de Medeiros.
2014.
107 f.

Orientador: Marcelo Savino Portugal.
Coorientador: Edilean Kleber da Silva Bejarano
Aragón.

Tese (Doutorado) -- Universidade Federal do Rio
Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas,
Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre,
BR-RS, 2014.

1. Regras de política monetária. 2. Regressores
endógenos. 3. Curva de Phillips Novo-Keynesiana. 4.
Brasil. I. Portugal, Marcelo Savino, orient. II.
Aragón, Edilean Kleber da Silva Bejarano, coorient.

ENSAIOS SOBRE POLÍTICA MONETÁRIA E CURVA DE PHILLIPS NO BRASIL

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal do Rio Grande de Sul como parte dos requisitos para obtenção do título de Doutora em Economia.

Aprovada em: Porto Alegre, 24 de novembro de 2014.

BANCA EXAMINADORA:

Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal - Orientador
Universidade Federal do Rio Grande do Sul - UFRGS

Prof. Dr. Igor Alexandre Clemente de Moraes
Universidade do Vale do Rio dos Sinos - UNISINOS

Prof. Dr. Paulo de Andrade Jacinto
Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul - PUC/RS

Prof. Dr. Flávio Tosi Feijó
Universidade Federal do Rio Grande do Sul - UFRGS

Dedico esta tese a Edilean Kleber
e a Maria Beatriz, meus amores!

AGRADECIMENTOS

A Deus pela sabedoria a mim concedida;

Ao Professor Marcelo Portugal fica minha eterna gratidão, admiração e respeito. Quero agradecer imensamente o seu aceite em ser meu orientador e todos os ensinamentos durante o curso de doutorado;

Ao Edilean Kleber por todo amor, paciência, amizade, sugestões, críticas e companheirismo. Também agradeço o aceite em ser meu coorientador e as leituras e correções cuidadosas de meus escritos. Obrigada pelo incentivo e por acreditar tanto em mim;

Aos membros da Banca Examinadora por suas valiosas sugestões e críticas;

Aos meus pais Rita de Cássia e João Bosco pelo amor maior do mundo! Agradeço por todo cuidado, respeito, amizade, confiança e incentivo aos estudos;

Às minhas irmãs Fernanda e Iaponira por serem únicas, insubstituíveis e eternas dentro de mim;

À minha Tia D'arc por acreditar e sempre me ajudar. Tia, o meu agradecimento é especial, pois sabemos da sua importância para que eu conseguisse chegar até aqui.

À minha amiga Nadja Simone pelo carinho, incentivo e amizade sincera além das fronteiras da sala de aula e das regiões.

Aos meus amigos e colegas da UFRGS. Em especial, Caio Gonçalves, Gabrielito, Paulo Dias (com saudades), Rodrigo Fernandez, Evandro Konzen e Anastácia Maeng pelo apoio e amizade;

Aos professores do PPGE por todos os ensinamentos e dedicação. E aos funcionários do PPGE, especialmente Iara e Raquel que sempre me ajudaram com total eficiência;

Ao professor Erik Figueiredo pela ajuda e incentivo para cursar o doutorado na UFRGS. Ao professor Luís Renato pelo valioso curso apresentado na UFPB que em muito contribuiu para a construção do primeiro ensaio.

Ao CNPq, pelo apoio financeiro durante o curso;

À Dona Diva pelas orações e carinho;

E a todos que torceram por mim, o meu agradecimento!

RESUMO

A presente tese é constituída de três ensaios que abordam duas relevantes questões que estão intrinsecamente relacionadas em macroeconomia: política monetária e inflação. No primeiro ensaio, nós procuramos averiguar não linearidades na função de reação do Banco Central do Brasil (BCB) através da estimação de regressões quantílicas inversa, sugerido por Wolters (2012) e proposto por Chernozhukov and Hansen (2005, 2006). Este método nos possibilitou detectar não linearidades na função de reação do BCB sem a necessidade de fazer suposições específicas acerca dos fatores que determinam essas não linearidades. Em específico, nós observamos que: i) a resposta da taxa de juros ao hiato da inflação corrente e esperada foi, em geral, mais forte na parte superior da distribuição condicional da taxa de juros Selic; ii) a resposta ao hiato do produto apresentou uma tendência crescente e significativa na parte inferior da distribuição condicional da taxa Selic; iii) a resposta do BCB à taxa de câmbio real foi positiva e mais elevada na cauda superior da distribuição condicional da taxa Selic. No segundo ensaio, nós investigamos a existência de não linearidades na função de reação do Banco Central do Brasil (BCB) decorrentes de incertezas desse *policymaker* acerca dos efeitos do hiato do produto sobre a inflação. Teoricamente, nós seguimos Tillmann (2011) para obter uma regra de política monetária ótima não linear que é robusta às incertezas acerca do *trade-off* produto-inflação na curva de Phillips. Além disso, nós realizamos testes de quebra estrutural para avaliar possíveis mudanças na condução da política monetária brasileira durante o regime de metas de inflação. Os resultados indicaram que: i) as incertezas acerca da inclinação na curva Phillips implicaram em não linearidades na função de reação do BCB; ii) não se pode rejeitar a hipótese de uma quebra estrutural nos parâmetros da regra monetária ocorrendo no terceiro trimestre de 2003; iii) houve um aumento na resposta da taxa Selic ao hiato do produto e uma redução da reação ao hiato da inflação corrente no regime Meirelles-Tombini; e iv) o BCB também tem reagido à taxa de câmbio durante o regime Meirelles-Tombini. No terceiro ensaio, nós procuramos analisar os determinantes da inflação no Brasil através da estimação da Curva de Phillips Novo-Keynesiana (CPNK) proposta por Blanchard e Galí (2007) e a versão padrão proposta por Galí e Gertler (1999). Além disso, realizamos testes de quebras estruturais para avaliar possíveis mudanças na dinâmica da inflação brasileira durante o período de 2002 a 2014. Os resultados indicaram que: i) os testes de quebra estrutural apontam a existência de pelo menos uma mudança estrutural nos coeficientes da CPNK; ii) o componente *forward-looking* da inflação é dominante, embora sua relevância tenha sido reduzida após 2004; iii) a taxa de desemprego tem afetado negativamente a inflação, embora seja observado uma redução desse impacto nos últimos anos; iv) as mudanças na taxa de câmbio apenas tiveram efeitos sobre a inflação na primeira subamostra e tem perdido relevância no período mais recente; v) o efeito do hiato do produto sobre a inflação corrente diminuiu nos anos recentes; vi) em geral, nós rejeitamos a hipótese nula de uma curva de Phillips vertical no longo prazo a um nível de significância de 5%, mas não a 1%.

Palavras-chave: Regras de política monetária. Regressores endógenos. Curva de Phillips Novo-Keynesiana. Brasil.

ABSTRACT

This thesis is composed of three essays to address two important issues that are intricately related in macroeconomics: monetary policy and inflation. In the first essay, we seek to investigate nonlinearities in the reaction function of the Central Bank of Brazil (CBB) by estimating inverse quantile regressions (IVQR), suggested by Wolters (2012) and proposed by Chernozhukov and Hansen (2005, 2006). This method enabled us to detect nonlinearities in the CBB's reaction function without the need to make specific assumptions about the factors that determine these nonlinearities. In particular, we observed that: i) the response of the interest rate to the current and expected inflation was, in general, stronger in the upper tail of the conditional interest rate distribution; ii) the response to the output gap showed a growing and significant trend in the lower tail of the conditional Selic rate distribution; iii) the response of the CBB to the real exchange rate was positive and higher in the upper tail of the conditional Selic rate distribution. In the second essay, we investigate the existence of nonlinearities in the reaction function of the Central Bank of Brazil (CBB) arising from this policymaker's uncertainties about the effects of the output gap on inflation. Theoretically, we follow Tillmann (2011) to obtain a nonlinear optimal monetary policy rule that is robust to uncertainty about the output-inflation trade-off of the Phillips Curve. In addition, we perform structural break tests to assess possible changes in the conduct of the Brazilian monetary policy during the inflation-targeting regime. The results indicate that: i) the uncertainties about the slope in the Phillips curve implied nonlinearities in the CBB's reaction function; ii) we cannot reject the hypothesis of a structural break in the monetary rule parameters occurring in the third quarter of 2003; iii) there was an increase in the response of the Selic rate to output gap and a weaker response to the current inflation gap in Meirelles Tombini's administration; and iv) the CBB has also reacted to the exchange rate in Meirelles-Tombini's administration. In the third essay, we proposed to analyze the determinants of inflation in Brazil through the estimation of the new Keynesian Phillips curve (NKPC) proposed by Blanchard and Galí (2007) and the standard version proposed by Galí and Gertler (1999). In addition, we perform structural break tests to assess possible changes in the dynamics of inflation in Brazil during the period 2002 to 2014. The results indicated that: i) structural break tests indicate the existence of at least one structural change in the coefficients of NKPC ; ii) the forward-looking component of inflation is dominant, though its importance has been reduced after 2004; iii) the unemployment rate has negatively affected inflation, although a reduction of this impact has been observed in recent years; iv) changes in the rate of exchange only had effects on inflation in the first subsample and losing relevance in the most recent period; v) the effect of the output gap on the current inflation has declined in recent years; vi) overall, we reject the null hypothesis of a vertical Phillips curve in the long term at a significance level of 5%, but not 1%.

Keywords: Monetary policy rules. Endogenous regressors. New Keynesian Phillips Curve. Brazil.

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	9
2	ENDOGENEIDADE E NÃO LINEARIDADES NA FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BANCO CENTRAL DO BRASIL: UMA ABORDAGEM COM REGRESSÃO QUANTÍLICA INVERSA	12
2.1	INTRODUÇÃO	12
2.2	MODELO TEÓRICO	16
2.2.1	O problema de otimização da autoridade monetária	16
2.2.2	A regra monetária ótima	17
2.3	ESPECIFICAÇÕES EMPÍRICAS	18
2.3.1	A regra de política monetária na média condicional.....	18
2.3.2	A regra de política monetária em diferentes quantis condicionais	19
2.3.3	Uma especificação alternativa para a função de reação do BCB	22
2.4	RESULTADOS	23
2.4.1	Dados e testes de raiz unitária	23
2.4.2	A função de reação do BCB na média condicional.....	26
2.4.3	Resultados das regressões quantílicas.....	28
2.4.4	Robustez dos resultados	32
2.5	CONCLUSÕES	40
	REFERÊNCIAS.....	41
3	POLÍTICA MONETÁRIA ROBUSTA, QUEBRAS ESTRUTURAIS E NÃO LINEARIDADES NA FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BANCO CENTRAL DO BRASIL	46
3.1	INTRODUÇÃO	46
3.2	MODELO TEÓRICO.....	49
3.2.1	A estrutura da economia	49
3.2.2	O problema de otimização da autoridade monetária	50
3.2.3	A regra monetária ótima.....	52
3.3	METODOLOGIA	54
3.3.1	A forma reduzida da regra de política monetária	54
3.3.2	Testes de quebra estrutural	54
3.4	RESULTADOS	59
3.4.1	Dados e teste de raiz unitária.....	59
3.4.2	A função de reação do BCB com parâmetros constantes	60
3.4.3	A função de reação do BCB com quebra estrutural.....	62

3.4.4	Análise de robustez	65
3.5	CONCLUSÃO	70
	REFERÊNCIAS.....	71
4	INSTABILIDADES NA CURVA DE PHILLIPS NOVO-KEYNESIANA:UM ESTUDO EMPÍRICO PARA O BRASIL	77
4.1	INTRODUÇÃO	77
4.2	MODELO TEÓRICO.....	81
4.2.1	Firmas e famílias.....	81
4.2.2	Alocação eficiente (primeiro melhor).....	82
4.2.3	Equilíbrio com preços flexíveis (segundo melhor).....	82
4.2.4	A Curva de Phillips Novo-Keynesiana.....	83
4.2.5	Rigidez de salário real	84
4.2.6	Equilíbrio com rigidez de salário real (segundo melhor).....	84
4.2.7	A nova versão da Curva de Phillips Novo-Keynesiana	85
4.3	ESTRATÉGIA EMPÍRICA.....	86
4.3.1	Modelo empírico	86
4.3.2	Testes de quebra estrutural	87
4.4	RESULTADOS	91
4.4.1	Dados e testes de raiz unitária	91
4.4.2	A CPNK com parâmetros constantes	93
4.4.3	A CPNK com quebra estrutural.....	96
4.5	CONCLUSÃO	100
	REFERÊNCIAS.....	101
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	106

1 INTRODUÇÃO

A presente tese conta com a realização de três ensaios em macroeconometria, sendo dois deles sobre a condução da política monetária no Brasil durante o período de metas de inflação, e um sobre a curva de Phillips Novo-Keynesiana. Os ensaios têm como base os modelos Novo-Keynesianos, que tem sido amplamente utilizado na literatura recente sobre economia monetária.

O objetivo geral do trabalho é aprimorar o entendimento das decisões de política monetária do Banco Central do Brasil (BCB), bem como aperfeiçoar o conhecimento empírico sobre a dinâmica da inflação brasileira com base na estimação de diferentes especificações da curva de Phillips Novo-Keynesiana.

No primeiro ensaio, nós procuramos averiguar não linearidades na função de reação do BCB através da estimação de regressões quantílicas. Uma importante vantagem da abordagem de regressão quantílica com relação aos métodos convencionais (tais como mínimos quadrados ordinários, MQO, e variáveis instrumentais, VI) é que ela permite estimar a regra para a taxa de juros Selic em vários pontos (quantis) da distribuição condicional da taxa de juros e não apenas na média condicional dessa variável. Empiricamente, nós usamos o método de regressão quantílica inversa (RQIV), proposto por Chernozhukov e Hansen (2005, 2006), para estimar os parâmetros da função de reação quantílica do BCB no período de metas de inflação. O uso desse método se dá em razão da presença de regressores endógenos (taxa de inflação e hiato do produto) na regra de taxa de juros.

Com relação as não linearidades, tem surgido na literatura várias razões que justificam a resposta não linear da autoridade monetária com relação à inflação e/ou hiato do produto. Para o Brasil, alguns trabalhos tem analisado empiricamente essas não linearidades na função de reação do BCB. Por exemplo, Aragón e Portugal (2010), Moura e Carvalho (2010), Sá e Portugal (2011), Aragón e Medeiros (2013) assumem que a função perda é assimétrica em relação a desvios positivos e negativos do hiato do produto e da taxa de inflação em relação à meta e estimam uma função de reação não linear. Schifino et al. (2013) seguem uma função perda quadrática e restrições lineares, porém adicionam uma restrição de não negatividade sobre a taxa de juros que pode afetar a calibração das preferências do BCB e implicar em não linearidades na regra monetária ótima. Lopes e Aragón (2014) investigam se a não linearidade na regra da taxa de juros é decorrente de preferências assimétricas variantes no tempo, além disso verificam se não linearidades na regra monetária são decorrentes da convexidade da curva de Phillips. Contudo, a contribuição desse ensaio é que será possível detectar a presença

de não linearidades na função de reação do BCB sem a necessidade de fazermos suposições específicas acerca dos fatores que causam essas não linearidades ao utilizarmos o método de regressão quantílica. Para tanto, assumimos uma função perda quadrática a ser minimizada e restrições lineares que caracterizam a economia, obtendo assim uma função de reação linear, de tal forma que a presença de não linearidade será determinada pelos dados. A técnica de regressão quantílica permite comparar as estimativas dos parâmetros da regra monetária obtidas para os quantis da distribuição condicional da taxa de juros com a resposta média oriunda da função de reação linear.

No primeiro ensaio não atribuímos nenhum fator causador de não linearidades a função de reação do BCB, de tal forma que a presença de não linearidades adviesse dos dados. Porém, no segundo ensaio levamos em consideração a preocupação que o BCB possui com relação aos erros de especificação do modelo macroeconômico, ou seja, o BCB estaria incerto acerca dos efeitos do hiato do produto sobre a inflação. Dado isso, o problema do BCB agora é obter uma política monetária ótima que é robusta a essas incertezas acerca da inclinação da curva de Phillips o que implica em uma função de reação não linear. Assim, o objetivo do segundo ensaio é investigar se de fato o BCB tem se preocupado com essas incertezas. Além disso, nós buscamos realizar testes de quebra estrutural para avaliar possíveis mudanças nos coeficientes da função de reação do BCB durante o regime de metas de inflação. Devido à presença de regressores endógenos, a metodologia utilizada para testar quebras estruturais nos parâmetros da função de reação do BCB será aquela desenvolvida por Perron e Yamamoto (2013). Os procedimentos propostos por esses autores baseiam-se na estimação do modelo por mínimos quadrados ordinários (MQO) e por variáveis instrumentais (VI), o que possibilita estimar as datas das quebras estruturais e realizar os testes para verificar se essas quebras são estatisticamente significativas.

O segundo ensaio contribui para a literatura ao utilizar uma razão inédita na literatura brasileira que justifica as não linearidades na função de reação do BCB. Além disso, empregamos uma recente metodologia sobre testes de quebras estruturais em datas desconhecidas.

A fim de ampliarmos o conhecimento acerca de uma importante equação utilizada para resolver o problema do banco central é que o terceiro e último ensaio propõe analisar empiricamente a dinâmica inflacionária brasileira ao estimar a nova versão da Curva de Phillips Novo-Keynesiana proposta por Blanchard e Galí (2007), bem como testar a estabilidade dos parâmetros da forma reduzida dessa equação. Adicionalmente, nós buscamos testar a presença de quebras estruturais na versão híbrida da Curva de Phillips Novo-

Keynesiana proposta por Galí e Gertler (1999) considerando diferentes *proxies* para a medida de atividade econômica. Em razão da presença de regressores endógenos, a metodologia utilizada para testar quebras estruturais nos parâmetros da curva de Phillips é aquela desenvolvida por Perron e Yamamoto (2013) e utilizada no ensaio dois desta tese.

O terceiro ensaio contribui para a literatura sobre curva de Phillips no Brasil, pois de forma inédita procuramos verificar se houveram mudanças na dinâmica inflacionária brasileira ao utilizarmos o recente método de testes de quebra estruturais em datas desconhecidas.

2 ENDOGENEIDADE E NÃO LINEARIDADES NA FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BANCO CENTRAL DO BRASIL: UMA ABORDAGEM COM REGRESSÃO QUANTÍLICA INVERSA

Resumo: Neste trabalho, nós procuramos averiguar não linearidades na função de reação do Banco Central do Brasil (BCB) através da estimação de regressões quantílicas. Como a regra de política monetária apresenta regressores endógenos, nós seguimos os procedimentos sugeridos por Wolters (2012) e um estimador de regressão quantílica inversa (RQIV), proposto por Chernozhukov e Hansen (2005, 2006). Este método nos possibilitou detectar não linearidades na função de reação do BCB sem a necessidade de fazer suposições específicas acerca dos fatores que determinam essas não linearidades. Em específico, nós observamos que: i) a resposta da taxa de juros ao hiato da inflação corrente e esperada foi, em geral, mais forte na parte superior da distribuição condicional da taxa de juros Selic; ii) a resposta ao hiato do produto apresentou uma tendência crescente e significativa na parte inferior da distribuição condicional da taxa Selic; iii) a resposta do BCB à taxa de câmbio real foi positiva e mais elevada na cauda superior da distribuição condicional da taxa Selic.

Palavras-chave: Regras de política monetária. Regressão quantílica. Regressores endógenos. Banco Central do Brasil.

Abstract: In this work, we seek to investigate nonlinearities in the reaction function of the Central Bank of Brazil (CBB) by estimating quantile regressions. As the monetary policy rule has endogenous regressors, we followed the procedures suggested by Wolters (2012) and the method of inverse quantile regression (IVQR), proposed by Chernozhukov and Hansen (2005, 2006). This method enabled us to detect nonlinearities in the CBB's reaction function without the need to make specific assumptions about the factors that determine these nonlinearities. In particular, we observed that: i) the response of the interest rate to the current and expected inflation was, in general, stronger in the upper tail of the conditional interest rate distribution; ii) the response to the output gap showed a growing and significant trend in the lower tail of the conditional Selic rate distribution; iii) the response of the CBB to the real exchange rate was positive and higher in the upper tail of the conditional Selic rate distribution.

Keywords: Monetary policy rules. Quantile regression. Endogenous regressors. Central Bank of Brazil.

JEL Classification: C32. E52. E58.

2.1 INTRODUÇÃO

O regime de metas de inflação foi adotado pelo Banco Central do Brasil (BCB) em julho de 1999. Essa decisão foi tomada seis meses após a transição de um regime de bandas cambiais para um sistema de taxa de câmbio flutuante. Com o *overshooting* cambial, e o crescimento da inflação e das expectativas inflacionárias, a intenção do governo foi implantar um regime de política comprometido institucionalmente com a manutenção da estabilidade dos preços e capaz de proporcionar uma nova âncora nominal para a inflação.

Para analisar as decisões de política monetária do BCB no regime de metas de inflação, vários trabalhos têm estimado a regra de Taylor (1993) ou a função de reação *forward-looking* proposta por Clarida et al. (2000).¹ Por exemplo, Minella et al. (2003) e Minella e Souza-Sobrinho (2013) estimaram uma função de reação *forward-looking* e encontraram que o BCB reagiu fortemente às expectativas de inflação. Mello e Moccero (2009) usaram análise de cointegração e estimação de modelos M-GARCH para testar a presença de relações de longo prazo entre a taxa de juros de política monetária (taxa Selic), as expectativas de inflação e a meta de inflação, bem como testar a presença de *spillovers* de volatilidade entre as expectativas de inflação e política monetária. Para o Brasil, os resultados obtidos por esses autores revelaram que existem relações de longo prazo entre a taxa de juros, inflação esperada e meta de inflação, e que a maior volatilidade na política monetária aumenta a volatilidade da inflação esperada. Sanches-Fung (2011) estimou funções de reação para o BCB em um ambiente rico em dados (*data-rich environment*). As evidências de Sanches-Fung (2011) mostraram que o BCB ajustou a taxa de juros Selic de acordo com o princípio de Taylor, mas não reagiu sistematicamente à evolução da taxa de câmbio.

Uma importante suposição feita nos trabalhos citados acima é que as regras de taxa de juros são funções lineares em relação às variáveis descrevendo as condições econômicas. Em contraposição, a literatura econômica tem apresentado várias razões que justificam a autoridade monetária responder não linearmente à inflação e/ou hiato do produto. Nobay e Peel (2000), Schaling (2004) e Dolado et al. (2005) mostram que uma regra monetária ótima não linear emerge quando o banco central tem uma função perda quadrática e a curva de Phillips é não linear. Bec et al. (2002), Nobay e Peel (2003), Dolado et al. (2004), Surico (2007) e Cukierman e Muscatelli (2008) demonstram que não linearidades na regra monetária ótima podem surgir se as preferências da autoridade monetária são assimétricas com relação à inflação e/ou hiato do produto. Analisando a política monetária ótima em uma economia onde o banco central está incerto acerca da inclinação da curva de Phillips, Tillmann (2011) evidencia que o comportamento de ajuste da taxa de juros é não linear. Por fim, o limite inferior igual à zero para a taxa de juros nominal pode levar o banco central a responder de forma não linear à taxa de inflação (KATO; NISHIYAMA, 2005; ADAM; BILLI, 2006) ².

¹ De acordo com a regra monetária apresentada por Taylor (1993), o banco central altera a taxa de juros nominal em resposta aos desvios da inflação corrente em relação à meta de inflação e ao hiato do produto corrente. Por sua vez, a regra de política proposta por Clarida et al. (2000) supõe que a autoridade monetária ajusta a taxa de juros com base nos valores futuros esperados para inflação e hiato do produto.

² Kato e Nishiyama (2005) e Adam e Billi (2006) argumentam que, na vizinhança do limite zero, o banco central responde mais fortemente a uma queda da taxa de inflação com a finalidade de reduzir a probabilidade de deflação.

Para o Brasil, os estudos sobre não linearidades na regra de política monetária analisam características específicas da reação assimétrica do BCB. Por exemplo, Aragón e Portugal (2010), Sá e Portugal (2011), Aragón e Medeiros (2013) constatam que a autoridade monetária brasileira apresentou uma preferência assimétrica por uma inflação acima da meta no período de metas inflacionárias. Moura e Carvalho (2010) encontram evidências empíricas de não linearidades na função de reação que são consistentes com uma preferência assimétrica do BCB em relação à inflação. Lopes e Aragón (2014) evidenciam que a não linearidade na regra da taxa de juros é decorrente de preferências assimétricas variantes no tempo, mas não de possíveis não linearidades na curva de Phillips. Schiffino et al. (2013) mostram que a restrição de não negatividade sobre a taxa de juros Selic pode afetar a calibração das preferências do BCB e implicar em não linearidades na regra monetária ótima.

Diferente dos estudos supracitados, este trabalho procura averiguar não linearidades na função de reação do BCB através da estimação de regressões quantílicas. Uma importante vantagem dessa abordagem com relação aos métodos convencionais (tais como mínimos quadrados ordinários, MQO, e variáveis instrumentais, VI) é que ela permite estimar a regra para a taxa de juros Selic em vários pontos (quantis) da distribuição condicional da taxa de juros e não apenas na média condicional dessa variável. Isso possibilita detectar não linearidades na função de reação do BCB sem a necessidade de fazer suposições específicas acerca dos fatores causais dessas não linearidades. Assim, com a não linearidade determinada pelos dados, a técnica de regressão quantílica permite comparar as estimativas dos parâmetros da regra monetária obtidas para os quantis da distribuição condicional da taxa de juros com a resposta média oriunda da função de reação linear.

Empiricamente, nós usamos o método de regressão quantílica inversa (RQIV), proposto por Chernozhukov e Hansen (2005, 2006), para estimar os parâmetros da função de reação quantílica do BCB no período de metas de inflação. O uso desse método se dá em razão da presença de regressores endógenos (taxa de inflação e hiato do produto) na regra de taxa de juros. Alguns trabalhos estimam a função de reação utilizando regressão quantílica, tais como Chevapatrakul et al. (2009), Wolters (2012) e Chevapatrakul e Paez-Farrell (2014). Para acrescentar a presença de endogeneidade, Chevapatrakul et al. (2009) e Chevapatrakul e Paez-Farrell (2014) aplicam o método de regressão quantílica de dois estágios (RQ2E), enquanto Wolters (2012) aplica o método RQIV.³ Vale ressaltar que o método de RQIV é

³ Chevapatrakul et al. (2009) estudam a condução da política monetária nos Estados Unidos e Japão, enquanto que Chevapatrakul e Paez-Farrell (2014) focam suas análises na Austrália, Canadá e Nova Zelândia. Por sua vez, Wolters (2012) estima a função de reação do Federal Reserve.

uma alternativa apropriada ao método de regressão quantílica de dois estágios (RQ2E) porque: i) produz estimativas consistentes e não viesadas de todos os parâmetros do modelo; e ii) as estimativas são consistentes mesmo quando os regressores endógenos alteram a distribuição da variável dependente (Wolters, 2012).⁴

Os resultados da estimação da função de reação do BCB por RQIV podem ser sumarizados como seguem. Enquanto as estimações para média condicional mostraram uma reação insignificante da taxa Selic ao hiato da inflação corrente, os resultados de regressão quantílica indicaram que a resposta de curto prazo do BCB a essa variável foi significativa e crescente entre os quantis 0,5 e 0,9. Por sua vez, a resposta de curto prazo da taxa Selic ao hiato do produto aumentou a partir do quantil 0,2 até o quantil 0,7, e não foi estatisticamente diferente de zero nos quantis extremos da distribuição condicional da taxa de juros. Nós observamos ainda que a reação de curto prazo da taxa Selic à inflação esperada foi significativa a partir do quantil 0,4 e também apresentou uma tendência crescente. Com relação à resposta de longo prazo, os resultados sugerem que as reações da taxa Selic à inflação corrente e esperada foram, em geral, mais forte quando a taxa de juros esteve acima de sua mediana. Em contraposição, a resposta de longo prazo ao hiato do produto só foi significativa em alguns quantis no intervalo [0,05, 0,7]. Isso sugere que o BCB não reage às pressões de demanda quando a taxa de juros está muito elevada. Quando inserimos a taxa de câmbio real como um regressor da regra de taxa de juros, nós verificamos que o BCB respondeu positivamente à taxa de câmbio real tanto na média condicional quanto ao longo da distribuição da taxa de juros. Além disso, os resultados mostraram que a resposta à taxa de câmbio real foi, em geral, mais elevada na cauda superior da distribuição condicional da taxa Selic.

Além desta introdução, este trabalho é constituído por quatro seções. A segunda seção apresenta o modelo teórico utilizado para derivar a regra de taxa de juros adotada pela autoridade monetária. Na seção 3, nós descrevemos as especificações empíricas da função de reação do BCB e o método de estimação dessa função em diferentes quantis da distribuição condicional da taxa de juros. A quarta seção apresenta a análise dos resultados. As conclusões finais do trabalho estão na quinta seção.

⁴ Para detalhes sobre o método o método RQ2E, ver Amemiya (1982), Powell (1983) e Kim e Muller (2004, 2008).

2.2 MODELO TEÓRICO

O modelo teórico usado neste trabalho para analisar as decisões ótimas da política monetária é baseado em Clarida et al. (1999). O modelo usa a estrutura Novo-Keynesiana apresentada por esses autores e é formado por três componentes. O primeiro componente é um sistema de equações que restringem o problema de controle dinâmico da autoridade monetária. Esse sistema de equações consiste de: i) uma curva IS, que governa a dinâmica do produto; e ii) uma curva de Phillips, que descreve a dinâmica da inflação. O segundo componente diz respeito à função perda quadrática do banco central que descreve os objetivos da política monetária. Finalmente, o terceiro componente é a regra ótima de política monetária que mostra como o banco central determina a trajetória ótima para a taxa de juros nominal.

2.2.1 O problema de otimização da autoridade monetária

Para analisar a condução da política monetária, suponha que as decisões da autoridade monetária sejam tomadas antes da realização dos choques de demanda, ϵ_t , e dos choques de custos, μ_t . Dessa forma, condicionado à informação disponível no fim do período anterior, o banco central busca escolher a taxa de juros nominal corrente, i_t , e uma sequência de taxa de juros futuras de forma a minimizar:

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

onde $\beta \in (0,1)$ é o fator de desconto fixado e a função perda no período t é expressa por:

$$L_t = \frac{1}{2} \left[(\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda_y y_t^2 + \lambda_i (i_t - i^*)^2 + \lambda_{\Delta i} (i_t - i_{t-1})^2 \right] \quad (2)$$

onde π_t é a taxa de inflação, π^* é a meta de inflação, y_t é o hiato do produto (isto é, a diferença entre o produto efetivo e o produto potencial), λ_y é o peso relativo sobre o desvio do produto em relação ao produto potencial, e λ_i e $\lambda_{\Delta i}$ são os pesos relativos dados à estabilização da taxa de juros ao redor de uma meta implícita, i^* , e da taxa de juros no período $t-1$, i_{t-1} .⁵ A

⁵ A literatura apresenta várias razões que justificam a suavização da taxa de juros. Dentre esses motivos, podem citar: i) presença de incertezas em relação aos valores dos dados econômicos e dos coeficientes do modelo macroeconômico; ii) grandes mudanças na taxa de juros poderiam desestabilizar os mercados cambial e financeiro; e iii) constantes variações na taxa de juros de curto prazo, mesmo se forem pequenas, provocariam grande efeito sobre a demanda agregada e taxa de inflação. Para detalhes sobre a suavização do instrumento de política monetária, ver Clarida et al. (1998), Sack (2000), Woodford (1999, 2003) e Sack e Wieland (2000).

autoridade monetária é assumida estabilizar a inflação em torno da meta de inflação, manter o hiato do produto fechado a zero, e estabilizar a taxa de juros nominal em torno da meta i^* e da taxa de juros nominal em $t-1$.

O objetivo da autoridade monetária é minimizar (1) sujeito ao seguinte sistema de equações descrevendo a estrutura da economia:

$$y_t = E_t y_{t+1} - \sigma^{-1}(i_t - E_t \pi_{t+1}) + u_t^d \quad (3)$$

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \kappa y_t + u_t^s \quad (4)$$

onde $E_t y_{t+1}$ e $E_t \pi_{t+1}$ são os valores esperados do hiato do produto e taxa de inflação dado o conjunto de informação disponível no período t , e aos choques de demanda () e de custos (). Esses choques seguem processos auto-regressivos de primeira ordem. Os parâmetros σ e κ são constantes positivas.⁶

A curva IS, dada pela Eq. (3), é uma versão log-linearizada da equação de Euler para o consumo derivada da decisão ótima das famílias sobre consumo e poupança, após a imposição da condição de *market clearing*. O valor esperado para o hiato do produto mostra que, como as famílias preferem suavizar o consumo ao longo do tempo, a expectativa de um nível mais alto do consumo leva a um aumento do consumo presente, aumentando assim a demanda corrente pelo produto.

Já a curva de Phillips, dada pela Eq. (4), apreende a característica de preços nominais sobrepostos, onde as empresas possuem uma probabilidade constante de manter o preço do produto fixado em qualquer período do tempo (CALVO, 1983). A natureza discreta do ajuste de preços incentiva cada empresa a estabelecer um preço ótimo mais elevado quanto maior a expectativa da inflação futura. Em adição, a presença do hiato do produto na curva de Phillips captura os movimentos nos custos marginais associados aos excessos de demanda.

2.2.2 A regra monetária ótima

O problema de otimização do banco central (1) é resolvido sob discricção.⁷ Isto implica que o banco central toma as expectativas das variáveis futuras como dadas e escolhe a taxa de juros corrente em cada período. Visto que não há persistência endógena na inflação e hiato do produto, o problema de otimização intertemporal pode ser reduzido a uma sequência de

⁶ As equações (1) e (2) são obtidas explicitamente do comportamento otimizador das firmas e famílias em uma economia com moeda e rigidez nominal dos preços. Para detalhes, ver Clarida et al. (1999).

⁷ Palma e Portugal (2011) encontram evidências a favor de uma política monetária discricionária no Brasil para o período de 2000 a 2010.

problemas de otimização estática. Combinando as condições de primeira ordem e resolvendo para i_t , obtemos:

$$i_t = (1 - \theta_1) \left[\beta_0 + \beta_1 E_{t-1} (\pi_t - \pi^*) + \beta_2 E_{t-1} (y_t) \right] + \theta_1 i_{t-1} \quad (5)$$

em que $\beta_0 = i^*$; $\beta_1 = \kappa \sigma^{-1} \lambda_\pi$; $\beta_2 = \lambda_y \sigma^{-1} \lambda_y$; $\theta_1 = \lambda_{\Delta i} (\lambda_\pi + \lambda_{\Delta i})$. Essa equação mostra que a taxa de juros nominal ótima no período t responde linearmente aos desvios da taxa de inflação esperada em relação à meta de inflação, e ao hiato do produto esperado para o período t .

2.3 ESPECIFICAÇÕES EMPÍRICAS

Nesta seção, nós apresentamos inicialmente a função de reação do BCB a ser estimada na média condicional da taxa de juros. Essa função linear é baseada no modelo teórico apresentado na seção anterior. Em seguida, nós descrevemos a regra de política monetária que será estimada por regressão quantílica e o método de estimação dessa função. Por fim, uma especificação alternativa da função de reação do BCB é considerada.

2.3.1 A regra de política monetária na média condicional

Para fins de estimação, nós realizamos quatro alterações na forma reduzida da função de reação (5). Primeiro, nós incluímos um choque aleatório exógeno para a taxa de juros, m_t , nessa equação. Assume-se que esse choque é *i.i.d* e pode ser interpretado como o componente puramente aleatório da política monetária. Segundo, nós consideramos uma meta de inflação variável (π_t^*). Esta modificação é necessária visto que, no período de 1999-2004, as metas de inflação, estabelecidas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN), mudaram anualmente. Terceiro, a taxa de juros nominal em $t-2$ é inserida na regra de política para evitar possíveis problemas de autocorrelação serial.⁸ Finalmente, os valores esperados da inflação e hiato do produto em (5) são substituídos por seus valores observados. Fazendo essas alterações, a especificação da regra de política a ser estimada é dada por:

$$i_t = \beta'_0 + \beta'_1 (\pi_t - \pi_t^*) + \beta'_2 y_t + \theta_1 i_{t-1} + \theta_2 i_{t-2} + \varepsilon_t \quad (6)$$

⁸ Este procedimento também foi adotado por Aragón e Portugal (2010) e Minella e Souza-Sobrinho (2013).

em que $\beta'_i = (1 - \theta_1 - \theta_2)\beta_i$, $i = 0,1,2$, e $\varepsilon_t = -[\beta'_{1,t}(\pi_t - E_{t-1}(\pi_t)) + \beta'_{2,t}(y_t - E_{t-1}(y_t))] + m_t$. Os coeficientes β'_1 e β'_2 (β_1 e β_2) medem a resposta de curto prazo (longo prazo) da taxa de juros à inflação e ao hiato do produto.

Como os erros de previsão da inflação e do hiato do produto compõem o termo ε_t , é possível observar que π_t e y_t são correlacionados com esse termo de erro. Diante disso, a estimação de (6) na média condicional da taxa de juros de política monetária será realizada usando o método de VI e o método generalizado dos momentos (MGM).

2.3.2 A regra de política monetária em diferentes quantis condicionais

Os modelos de regressão quantílica tem a habilidade de caracterizar os impactos heterogêneos das variáveis em diferentes pontos de uma distribuição. A regressão quantílica foi primeiramente proposta por Koenker e Bassett (1978) e possui propriedades bastante atrativas, a saber: i) pode ser usada para investigar a resposta da variável dependente às variáveis explicativas em diferentes pontos da distribuição da variável dependente; ii) os estimadores de regressão quantílica são mais eficientes do que os estimadores de MQO quando o termo de erro é não gaussiano; e iii) os estimadores da regressão quantílica são menos sensíveis à presença de *outliers* na variável dependente (Koenker, 2005).

Os quartis dividem as observações dentro de quatro segmentos com proporções iguais das observações de referência em cada segmento. Os quintis e os decis, similarmente aos quartis, dividem as observações em 5 e 10 partes, respectivamente. Os quantis ou percentis referem-se ao caso em geral (Koenker e Hallock, 2001). Para o nosso problema em política monetária, o τ th quantil condicional é definido como sendo o valor $q_\tau(i_t | i_{t-1}, i_{t-2}, \pi_t - \pi_t^*, y_t)$ tal que a probabilidade da taxa de juros nominal ser menor do que $q_\tau(i_t | i_{t-1}, i_{t-2}, \pi_t - \pi_t^*, y_t)$ é igual a τ , ou seja:

$$\int_{-\infty}^{q_\tau(i_t | i_{t-1}, i_{t-2}, \pi_t - \pi_t^*, y_t)} f_{i_t | i_{t-1}, i_{t-2}, \pi_t - \pi_t^*, y_t}(i_t | i_{t-1}, i_{t-2}, \pi_t - \pi_t^*, y_t) di = \tau, \quad \tau \in (0,1) \quad (7)$$

onde $f_{i_t | i_{t-1}, i_{t-2}, \pi_t - \pi_t^*, y_t}(i_t | i_{t-1}, i_{t-2}, \pi_t - \pi_t^*, y_t)$ é a densidade condicional de i_t dados i_{t-1} , i_{t-2} , $\pi_t - \pi_t^*$ e y_t .

Esta é uma especificação não paramétrica em que τ pode variar continuamente entre zero e um, de modo que há um número infinito de possíveis vetores de parâmetros.⁹ Para o caso em $\tau = 1/2$, a Eq. (7) mostra a função mediana condicional de i_t dados i_{t-1} , i_{t-2} , $\pi_t - \pi_t^*$ e y_t .

Dado (7), a função de reação do BCB no quantil τ pode ser expressa como:

⁹ Isto requer menos detalhes sobre a especificação da distribuição de $y|x$ (Greene, 2012).

$$q_{\tau}(i_t | \pi_t - \pi_t^*, y_t, i_{t-1}, i_{t-2}) = \beta_0'(\tau) + \beta_1'(\tau)(\pi_t - \pi_t^*) + \beta_2'(\tau) y_t + \theta_1(\tau) i_{t-1} + \theta_2(\tau) i_{t-2} \quad (8)$$

De acordo com a Eq. (8), os parâmetros da função de reação do BCB podem ser estimados em diferentes quantis, permitindo assim ter uma completa caracterização da distribuição condicional da taxa de juros de política monetária.

Infelizmente, em razão da presença dos regressores endógenos π_t e y_t , a estimação da função de reação (8) pelo método de regressão quantílica proposto por Koenker e Bassett (1978) produz estimativas viesadas (Kim e Muller, 2012). Para contornar esse problema, uma alternativa é usar a abordagem de regressão quantílica de dois estágios (RQ2E). Essa metodologia é baseada no estimador de mínimos desvios absolutos de dois estágios desenvolvido por Amemiya (1982) e Powell (1983), e estendido para regressão quantílica por Chen e Portnoy (1996) e Kim e Muller (2004, 2012). Para o nosso problema, os dois estágios do método RQ2E consistem em: i) estimar regressões dos regressores endógenos π_t e y_t em função de um conjunto de instrumentos escolhidos e calcular os valores ajustados desses regressores; ii) estimar a regra monetária (8) por regressão quantílica substituindo π_t e y_t por seus valores ajustados (ou preditos) obtidos no passo (i).

Embora a metodologia RQ2E produza estimadores consistentes para os parâmetros de inclinação, o estimador do intercepto é viesado (Kim e Muller, 2012). Diante disso, nós utilizamos a metodologia de regressão quantílica inversa (RQIV), proposta por Chernozhukov e Hansen (2005, 2006).¹⁰ Esse procedimento tem a vantagem de fornecer estimativas não viesadas mesmo quando alterações nos regressores endógenos mudam a forma da distribuição condicional da variável dependente. Como destaca Wolters (2012), esse parece ser o caso da estimação da função de reação da autoridade monetária que se defronta com o limite zero para a taxa de juros nominal. Diante dessa restrição, é razoável supor que uma redução da inflação que seja acompanhada por uma redução da taxa de juros nominal altere a forma da distribuição condicional desse instrumento de política. A seguir, nós fazemos uma breve apresentação do método RQIV.

2.3.2.1 Regressão quantílica inversa

O método de RQIV é derivado da seguinte condição de momento considerada como a principal restrição de identificação:

¹⁰ Esse método também é denominado de regressão quantílica de variável instrumental (Chernozhukov e Hansen, 2006).

$$P(Y \leq q_\tau(D, X) | X, Z) = \tau \quad (9)$$

em que $P(\cdot|\cdot)$ representa a probabilidade condicional, Y é a variável dependente, D é um vetor de variáveis endógenas, X é um vetor de variáveis exógenas incluindo a constante e Z é um vetor de instrumentais adicionais. No caso da regra de taxa de juros (8), Y é o instrumento de política i_t , D é formado pelo hiato da inflação ($\pi_t - \pi_t^*$) e hiato do produto (y_t), X é o vetor que inclui o intercepto, i_{t-1} e i_{t-2} , e Z é o vetor de instrumentos adicionais que pode incluir valores defasados do hiato da inflação e do hiato do produto.

Na RQIV, a condição de momento é equivalente à afirmação de que 0 é o τ th quantil da variável aleatória $Y - q_\tau(D, X)$ condicional em (X, Z) . Assim a Eq. (9) é transformada dentro de uma amostra análoga. Por esse motivo, precisamos encontrar os parâmetros da função $q_\tau(D, X)$ tal que zero é a solução para o problema de regressão quantílica, em que o regressor do termo de erro é $Y - q_\tau(D, X)$ em qualquer função de (X, Z) . Deixe $\delta_D = [\beta_{\pi-\pi^*} \beta_y]'$ ser o vetor dos parâmetros das variáveis endógenas, $\delta_X = [\beta_0 \theta_1 \theta_2]'$ o vetor de parâmetros das variáveis exógenas e Λ um conjunto de possíveis valores para δ_D . Assim, o quantil condicional como uma função linear é $q_\tau(Y|D, X) = D'\delta_D(\tau) + X'\delta_X(\tau)$.

De acordo com Wolters (2012), o algoritmo que implementa o estimador de RQIV pode ser sumarizado em três passos. O primeiro passo consiste em estimar por mínimos quadrados as regressões relacionando os regressores endógenos (D) com os vetores de variáveis exógenas (X) e instrumentos (Z), e obter o vetor de valores preditos (\hat{D}). No segundo passo, para todo $\delta_D \in \Lambda$, obtém-se as estimativas dos vetores δ_X e δ_Z como a solução do seguinte problema de minimização:

$$\left[\tilde{\delta}_X \quad \tilde{\delta}_D \quad \tilde{\delta}_Z \right]' = \arg \min_{\{\delta_X, \delta_D\}} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \varphi_\tau \left(Y_t - D_t' \delta_D - X_t' \delta_X - \hat{D}_t' \delta_Z \right) \quad (10)$$

em que $\varphi_\tau(u) = (\tau - 1(u < 0))u$ é a função perda assimétrica do desvio absoluto mínimo da regressão quantílica padrão e δ_Z é o vetor dos parâmetros relacionados aos instrumentos adicionais nas regressões do passo anterior. No último passo, a estimativa de δ_D é obtida como a solução do problema:

$$\tilde{\delta}_D = \arg \min_{\{\delta_D \in \Lambda\}} \overline{\left[\tilde{\delta}_X \quad \tilde{\delta}_Z \right]' \left[Z \quad D \right] \tilde{\delta}_D} \quad (11)$$

Essa minimização assegura que $Y - q_\tau(D, X)$ não depende mais de δ_D , ou seja, de (X, Z) . Como se pode observar através de (10) e (11), as estimativas dos parâmetros do modelo são obtidas

através da estimação de uma série de regressões quantílicas padrões (onde problemas de otimização convexa são resolvidos para obter as estimativas de δ_x e δ_z combinada com uma grade de pesquisa apenas sobre os valores do vetor de parâmetros δ_D).¹¹

2.3.2.2 *Bootstrap* em blocos móveis¹²

Para obter os erros padrão dos coeficientes da função de reação estimada pelo método RQIV, nós utilizamos o procedimento de *bootstrap* em blocos móveis (BBM), proposto por Fitzenberger (1997). Esse autor mostra que o método BBM fornece erros padrão que são robustos a formas desconhecidas de heterocedasticidade e autocorrelação, tanto em regressões lineares estimadas por MQO como em regressão quantílica. Tal como em Clarida et al. (1998) e Wolters (2012), nós consideramos uma autocorrelação limitada a um horizonte de tempo de um ano, o que se torna razoável quando os dados são mensais. Destaca-se ainda que, no procedimento BBM, cada bloco *bootstrap* das variáveis (incluindo a variável dependente, as variáveis endógenas, as variáveis exógenas e os instrumentos) é obtido aleatoriamente a partir de toda amostra. Em seguida, as estimativas dos parâmetros pelo método RQIV são obtidas para cada um dos 1000 *bootstraps*, e os erros padrão são calculados como o desvio-padrão das 1000 estimativas obtidas para cada parâmetro.¹³

2.3.3 Uma especificação alternativa para a função de reação do BCB

Seguindo Minella et al. (2003), Aragón e Portugal (2010) e Minella e Souza-Sobrinho (2013), também será estimada uma especificação da função de reação que inclui o desvio das expectativas de inflação em relação a meta de inflação (ou hiato da inflação esperada). Neste caso, a função de reação com parâmetros constantes é dada por:

$$i_t = \beta_0' + \beta_1' Dj_t + \beta_2' y_t + \theta_1 i_{t-1} + \theta_2 i_{t-2} + \varepsilon_t \quad (12)$$

enquanto que a função de reação no quantil τ pode ser expressa como

$$q_\tau(i_t | Dj_t, y_t, i_{t-1}, i_{t-2}) = \beta_0'(\tau) + \beta_1'(\tau) Dj_t + \beta_2'(\tau) y_t + \theta_1(\tau) i_{t-1} + \theta_2(\tau) i_{t-2} \quad (13)$$

com a variável Dj_t definida como

¹¹ Para detalhes, ver Koenker (2005) e Chernozhukov e Hansen (2006).

¹² Tradução livre do inglês *Moving Blocks Bootstrap*.

¹³ Para mais detalhes sobre o procedimento BBM, ver Fitzenberger (1997).

$$Dj_t = \frac{(12-j)}{12}(E_j\pi_T - \pi_T^*) + \frac{j}{12}(E_j\pi_{T+1} - \pi_{T+1}^*) \quad (14)$$

onde j é um índice do mês, $E_j\pi_T$ é a expectativa inflacionária no mês j para o ano T , $E_j\pi_{T+1}$ é a expectativa inflacionária no mês j para o ano $T+1$, π_T^* é meta de inflação para o ano T e π_{T+1}^* é a meta de inflação para o ano $T+1$. Visto que as expectativas de inflação e o hiato do produto são variáveis potencialmente endógenas, o método RQIV será utilizado para obter as estimativas dos coeficientes da regra monetária (13).¹⁴

2.4 RESULTADOS

2.4.1 Dados e testes de raiz unitária

Para as estimações das funções de reação do BCB, nós consideramos séries mensais para o período compreendido entre janeiro de 2000 e dezembro de 2013. As séries foram obtidas dos *sites* do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) e do BCB.

A variável dependente, i_t , é a taxa de juros Selic acumulada no mês e anualizada. Esta variável tem sido utilizada como o principal instrumento da política monetária sob o sistema de metas inflacionárias.

A taxa de inflação, π_t , é a inflação acumulada nos últimos dozes meses, medida pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).¹⁵ Como as metas de inflação são consideradas tempo-variante, nós interpolamos as metas anuais para obter a série mensal da meta para a inflação acumulada nos próximos 12 meses.

A variável Dj_t é construída a partir das metas de inflação estabelecidas para os anos T e $T+1$, e da série de expectativas de inflação obtida da pesquisa que o BCB realiza junto às instituições financeira e empresas de consultoria. Nesta pesquisa, pede-se que as firmas respondam qual é a inflação que elas esperam para os anos T ($E_j\pi_T$) e $T+1$ ($E_j\pi_{T+1}$).

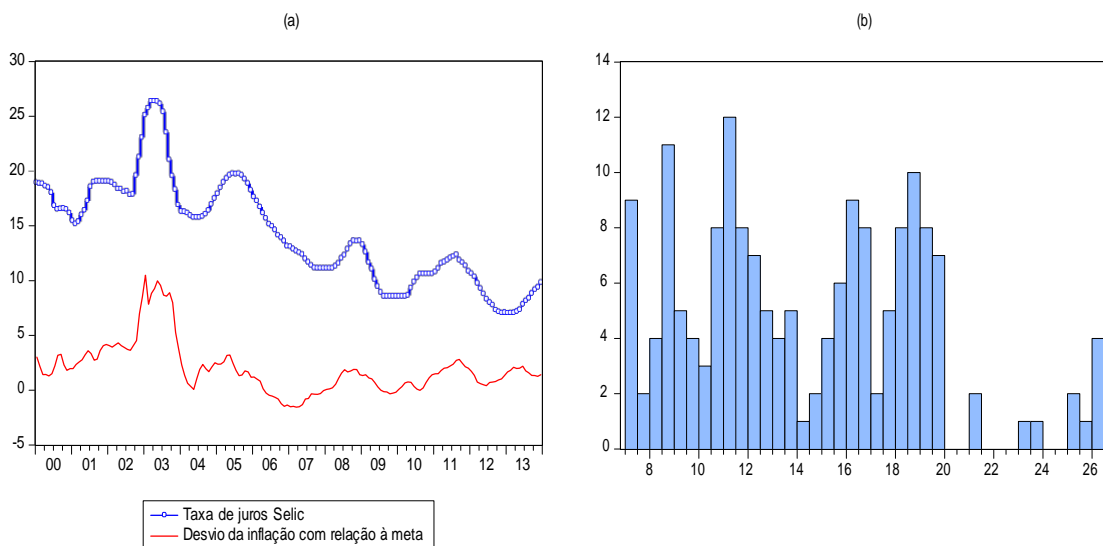
O hiato do produto (y_t) é mensurado pela diferença percentual entre o índice de produção industrial ajustado sazonalmente e o produto potencial. O produto potencial é uma variável não observável e, por esse motivo, deve ser estimada. Nós obtemos a variável *proxy* para o produto potencial usando o filtro Hodrick-Prescott (HP).

¹⁴ Sobre os determinantes das expectativas de inflação no Brasil, ver Bevilaqua et al. (2007) e Carvalho e Minella (2012).

¹⁵ O IPCA é calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e é o índice de preços utilizado pelo CMN como referência para o regime de metas de inflação.

O histograma da taxa de juros Selic e as trajetórias dessa variável e do desvio da inflação com relação à meta são apresentados na Figura 1. Quando se compara o comportamento do hiato da inflação com a taxa Selic, pode-se verificar que o BCB tem elevado (diminuído) esse instrumento de política em resposta a aumentos (reduções) da taxa de inflação. O coeficiente de correlação entre i_t e $\pi_t - \pi_t^*$ foi 0,72, sugerindo uma forte relação entre essas séries. O histograma da taxa Selic mostra que a distribuição dessa série é assimétrica à direita e platicúrtica.¹⁶ Por isso, o valor da estatística Jarque-Bera (6,66) indica que a hipótese nula de normalidade da taxa Selic é rejeitada a um nível de significância de 5%. Adicionalmente, nós podemos observar que a taxa Selic nos quantis inferiores estão bem acima de zero. Isso sugere que o medo do limite inferior zero para o instrumento de política não pode explicar possíveis reações assimétricas do BCB na parte inferior da distribuição condicional de i_t .

Figura 1 Taxa de juros Selic e desvio da inflação com relação à meta (painel a) e histograma da taxa de juros Selic (painel b)



Antes de proceder com as estimações, testamos se as variáveis utilizadas neste trabalho são estacionárias. Inicialmente, investigamos a ordem de integração das variáveis através de três testes, a saber: ADF (*Augmented Dickey-Fuller*), e os testes MZ_{α}^{GLS} e MZ_t^{GLS} , sugerido por Perron e Ng (1996) e Ng e Perron (2001).¹⁷ Como indicado por Ng e Perron (2001), a escolha do número de defasagens (k) foi baseada no critério de informação Akaike Modificado (MAIC) considerando um número máximo de defasagens de $k_{max} =$

¹⁶ O coeficiente de assimetria foi 0,45 e o coeficiente de curtose 2,62.

¹⁷ A hipótese nula dos testes é que a série é não estacionária (ou raiz unitária).

$\text{int}(12(T/100)^{1/4}) = 13$. Foram incluídas como componentes determinísticos a constante (c) e uma tendência linear (t) para o caso em que esses componentes foram estatisticamente significativos.

Tabela 1 – Testes de raiz unitária

Variável	Regressores exógenos	ADF(k)	$MZ_{\alpha}^{\text{GLS}}(k)$	$MZ_t^{\text{GLS}}(k)$
i_t	c,t	-3,309* (4)	-11,47 (9)	-2,386 (9)
π_t	c	-1,909(13)	-6,155*(13)	-1,718*(13)
π_t^*	c	-3,225** (0)	-6,142*(0)	-1,698*(0)
Dj_t	c	-2,088 (10)	-11,75** (10)	-2,410** (10)
y_t	c	-3,508*** (0)	-18,95*** (0)	-3,053*** (0)

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

Os resultados apresentados na Tabela 1 mostram que, em geral, podemos rejeitar a hipótese de raiz unitária nas séries de inflação, meta de inflação, hiato do produto e Dj_t . Para a taxa Selic, os resultados dos testes MZ_{α}^{GLS} e MZ_t^{GLS} indicaram que essa variável é não estacionária em nível.

Como a não rejeição da hipótese nula de raiz unitária na taxa Selic pode ser decorrente da existência de quebra estrutural na função de tendência, dois procedimentos foram tomados.¹⁸ Primeiro, utilizamos a estatística Exp-W_{FS} , proposta por Perron e Yabu (2009), para testar a hipótese nula de ausência de quebra estrutural na função de tendência da taxa Selic contra a hipótese alternativa de uma quebra no intercepto e inclinação da função tendência em data desconhecida.¹⁹ O valor calculado dessa estatística (9,42) implica na rejeição da hipótese de ausência de quebra a um nível de significância de 1%. Diante disso, foram realizados dois testes de raiz unitária com quebras estruturais. Seguindo Carrion-i-Silvestre et al. (2009), as estatísticas $MZ_{\alpha}^{\text{GLS}}(\lambda^0)$ e $MZ_t^{\text{GLS}}(\lambda^0)$ foram utilizadas para testar a hipótese nula de raiz unitária permitindo 3 quebras na função tendência em data desconhecida sob ambas as hipóteses nula e alternativa. Os valores obtidos para MZ_{α}^{GLS} (-113,4) e MZ_t^{GLS} (-7,52) permitem rejeitar a hipótese de raiz unitária na taxa Selic a 1% de significância.

¹⁸ Ver, por exemplo, Perron (1989).

¹⁹ Perron e Yabu (2009) apresentam testes para quebra estrutural na função de tendência que não necessitam de um conhecimento, *a priori*, se o componente de ruído da série é estacionário ou apresenta uma raiz unitária. Esses autores mostram ainda que, para o caso em que a quebra estrutural é desconhecida, o funcional Exp-W_{FS} do teste de Wald produz um teste com distribuições limites quase idênticas para o caso de um componente de ruído $I(0)$ ou $I(1)$. Em razão disso, os procedimentos de testes com quase o mesmo tamanho podem ser obtidos para aqueles dois casos.

2.4.2 A função de reação do BCB na média condicional

De início, nós estimamos as funções de reação (6) e (12) na média condicional usando os métodos VI e MGM com a matriz ótima de ponderação que leva em conta possível heterocedasticidade e autocorrelação serial nos resíduos. Em específico, nós empregamos o método proposto por Newey e West (1987) com kernel de Bartlett e bandwidth fixo para estimar a matriz de covariância. Os instrumentos usados foram um termo constante, as defasagens 1-2 da taxa Selic e do desvio da inflação (corrente ou esperada) com relação à meta, as defasagens 2-3 do hiato do produto e a variação da taxa de câmbio nominal em $t-1$ (ΔE_{t-1}).²⁰

O conjunto de instrumentos considerado implica em três restrições de sobre identificação. Nós testamos a validade destas restrições através do teste J de Hansen (1982). Adicionalmente, nós utilizamos dois outros testes, a saber: i) o teste de Durbin-Wu-Hausman para testar a hipótese nula de exogeneidade dos regressores $\pi_t - \pi_t^*$ e y_t na Eq. (6), e Dj_t e y_t na Eq. (12); e ii) o teste F de Cragg-Donald, proposto por Stock e Yogo (2005), para testar a hipótese nula de que os instrumentos são fracos.^{21,22} Os resultados desses testes, apresentados na Tabela 2, indicam que podemos rejeitar as hipóteses de que os regressores hiato da inflação (corrente e esperada) e hiato do produto são exógenos e que os instrumentos utilizados nas regressões são fracos. Além disso, o teste J mostra que não podemos rejeitar a hipótese de que as restrições de sobre identificação são satisfeitas.

Tabela 2 – Estimativas das funções de reação do BCB

Parâmetros	Eq. (6)		Eq. (12)	
	VI	MGM	VI	MGM
β_0	0,179*** (0,067)	0,171*** (0,061)	0,120 (0,088)	0,134* (0,076)
β_1	0,025 (0,017)	0,016 (0,014)	0,115*** (0,029)	0,111*** (0,030)
β_2	0,037*** (0,009)	0,039*** (0,008)	0,042*** (0,010)	0,043*** (0,010)
θ_1	1,753*** (0,062)	1,716*** (0,058)	1,627*** (0,068)	1,627*** (0,063)
θ_2	-0,770*** (0,062)	-0,732*** (0,057)	-0,644*** (0,070)	-0,645*** (0,063)
β_1	1,452	0,995	7,067**	6,377***

²⁰ A variação cambial é a variação percentual da taxa de câmbio nominal real/dólar (média do período).

²¹ Como destacado por Stock e Yogo (2005), a presença de instrumentos fracos pode resultar em estimadores de VI viesados. Assim, seguindo esses autores, nós consideramos que os instrumentos são fracos quando o viés do estimador de VI ou MGM em relação ao viés do estimador MQO é maior do que algum valor b (por exemplo, $b = 5\%$).

²² Os valores críticos desse teste são apresentados em Stock e Yogo (2005).

(continuação:)

Parâmetros	Eq. (6)		Eq. (12)	
	VI	MGM	VI	MGM
	(1,005)	(0,798)	(3,104)	(2,190)
β_2	2,196***	2,407***	2,602**	2,469***
	(0,771)	(0,865)	(1,125)	(0,931)
<i>J-statistic (p-valor)</i>	0,213	0,486	0,803	0,664
<i>Teste de Hausman (p-valor)</i>	0,008	0,036	0,000	0,017
<i>Cragg-Donald F-stat</i>	26,61 [†]	26,61 [†]	24,00 [†]	24,00 [†]
<i>R²-ajustado</i>	0,996	0,996	0,996	0,996

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

As estimativas dos parâmetros da função de reação do BCB obtidas por VI e MGM são bastante semelhantes. Para a especificação (6), os valores dos coeficientes medindo as respostas de curto prazo (β'_1) e de longo prazo (β_1) da taxa Selic à inflação não foram estatisticamente diferentes de zero na média condicional dessa taxa de juros. Isso sugere que o BCB não tem adotado uma política de estabilização da inflação corrente em torno da meta de inflação, pois um aumento do hiato da inflação não tem sido acompanhado de um aumento significativo da taxa Selic. Em contraposição, nós podemos observar que a taxa Selic respondeu às alterações no hiato de produto. Os coeficientes de longo prazo sobre essa variável foram iguais a 2,2 e 2,4 para a regra (6) estimada por VI e MGM, respectivamente, e foram significativos a 1%. Por fim, a suavização da taxa Selic ($\theta_1 + \theta_2$) foi aproximadamente 0,98. Esse resultado está em conformidade com a literatura sobre suavização da taxa de juros de curto prazo e reflete o ajustamento desse instrumento de política em intervalos e em montantes discretos.²³

Em relação à regra monetária (12), as estimativas do coeficiente β_1 indicam que, na média condicional da taxa Selic, o BCB tem respondido fortemente aos desvios da inflação esperada com relação à meta de inflação. Em específico, os valores obtidos para esse parâmetro indicam que a regra de política monetária satisfaz o princípio de Taylor (1993), isto é, o BCB tem aumentado a taxa Selic o suficiente para elevar a taxa de juros real em resposta a uma elevação na inflação esperada. Esse resultado está em linha com aqueles encontrados por Minella et al. (2003), Moura e Carvalho (2010), Sanches-Fung (2011), Aragón e Medeiros (2013) e Minella e Souza-Sobrinho (2013). Quando comparado às estimativas de β_1 para a função de reação (6), destaca-se que o BCB tem respondido mais intensamente à inflação esperada do que à inflação corrente. Esse procedimento é consistente com um formulador de política *forward-looking* e indica que o BCB tem se preocupado

²³ Sobre a suavização da taxa de juros de curto prazo, ver Goodfriend (1991) e Rudebusch (1995).

principalmente em ancorar as expectativas da inflação à meta de inflação estabelecida pelo CMN. Quanto ao coeficiente β_2 , os resultados foram análogos aqueles obtidos para a regra monetária (6) e mostram que a autoridade monetária brasileira também tem respondido às pressões do lado da demanda da economia.

2.4.3 Resultados das regressões quantílicas

Agora, iremos apresentar os resultados da função de reação do BCB utilizando o método RQIV. Na Tabela 3, temos os coeficientes estimados por quantis e seus respectivos erros padrão (entre parênteses) para a especificação (8). As estimativas são exibidas para cada quantil $\tau \in \{0,05, 0,1, 0,2, \dots, 0,9, 0,95\}$. Diferentemente dos resultados de VI e MGM, observamos que a resposta de curto prazo da taxa de juros Selic ao hiato da inflação, $\beta'_1(\tau)$, é estatisticamente diferente de zero a partir do quantil 0,5 até o quantil 0,9. Em contraposição, para os quantis inferiores da distribuição condicional da taxa Selic, a resposta à inflação não é significativa. Assim, os resultados obtidos mostram que a reação do BCB ao hiato da inflação é mais forte quando a taxa Selic é ajustada em um nível mais alto do que sua mediana condicional. Adicionalmente, nós observamos que a resposta à inflação aumenta entre os quantis 0,5 e 0,9. Isso sugere que o BCB tem respondido à inflação mais agressivamente para níveis mais altos da taxa Selic (e do hiato da inflação). Esse resultado também é observado por Chevapatrakul et al. (2009) e Wolters (2012) para o Federal Reserve, e por Chevapatrakul e Paez-Farrell (2014) para o Banco Central da Austrália.

A Tabela 3 permite ainda observar que a resposta de curto prazo da taxa Selic ao hiato do produto (β'_2) é significativa a partir do quantil 0,1 até o quantil 0,8, e não é estatisticamente diferente de zero nos quantis extremos da distribuição condicional da taxa de juros. Comparando com os resultados obtidos por VI, temos que a resposta ao hiato do produto na média condicional é, em geral, maior do que as estimativas obtidas para os quantis. Entretanto, essa diferença é apenas modesta visto que o intervalo de confiança para estimativa de VI inclui as estimativas obtidas por RQIV.

Tabela 3 – Estimativas de RQIV da função de reação (8)

Quantil	β_1	β_2	θ_1	θ_2
0,05	-0,020 (0,042)	0,035 (0,022)	1,796*** (0,107)	-0,838*** (0,108)
0,1	-0,043 (0,032)	0,032** (0,015)	1,784*** (0,110)	-0,813*** (0,110)
0,2	0,002 (0,025)	0,027** (0,011)	1,764*** (0,125)	-0,784*** (0,124)
0,3	-0,001 (0,018)	0,027*** (0,010)	1,758*** (0,101)	-0,777*** (0,100)
0,4	0,013 (0,018)	0,029*** (0,011)	1,734*** (0,090)	-0,749*** (0,088)
0,5	0,030* (0,017)	0,032*** (0,011)	1,683*** (0,082)	-0,696*** (0,080)
0,6	0,048*** (0,018)	0,034*** (0,011)	1,678*** (0,075)	-0,691*** (0,074)
0,7	0,062*** (0,023)	0,041*** (0,013)	1,656*** (0,081)	-0,667*** (0,080)
0,8	0,083*** (0,029)	0,034** (0,017)	1,626*** (0,087)	-0,639*** (0,089)
0,9	0,087** (0,037)	0,023 (0,021)	1,635*** (0,114)	-0,646*** (0,113)
0,95	0,091 (0,060)	0,034 (0,027)	1,655*** (0,189)	-0,674*** (0,183)

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

Com relação aos coeficientes de suavização da taxa de juros, os resultados revelam que esses são significativamente diferentes de zero. Entre os quantis 0,05 e 0,8, nós observamos também uma redução no coeficiente $\theta_1(\tau)$, enquanto que $\theta_2(\tau)$ apresenta uma elevação. Ao somarmos $\theta_1(\tau) + \theta_2(\tau)$, podemos verificar que a suavização da taxa Selic eleva-se de 0,959 no quantil 0,05 para 0,981 no quantil 0,95. Isso mostra que a política monetária do BCB é caracterizada por uma alta suavização da taxa Selic e que essa suavização aumenta nos quantis mais elevados da distribuição.

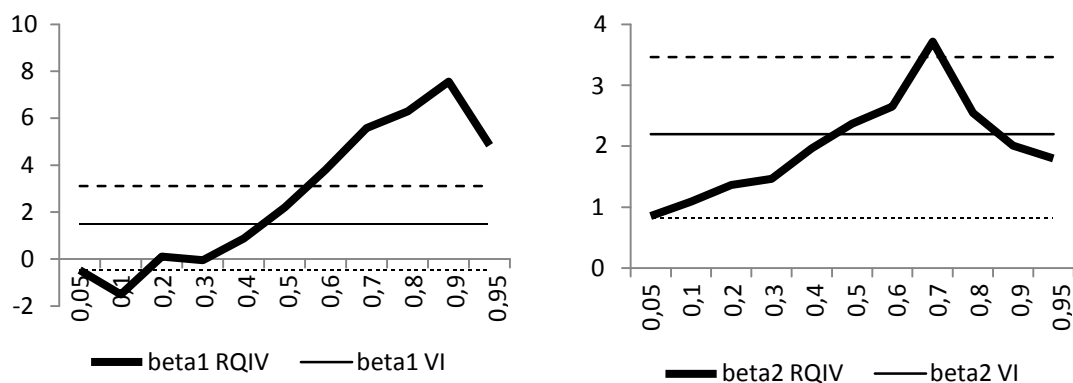
A Figura 2 apresenta as respostas de longo prazo da taxa Selic aos desvios da inflação em relação à meta e ao hiato do produto para a especificação (8). A linha espessa mostra os coeficientes obtidos por RQIV e as linhas horizontais mostram as estimativas de VI com o intervalo de confiança de 90% (representado pelas linhas tracejadas). Seguindo Wolters (2012), nós não apresentamos o intervalo de confiança para os coeficientes nos quantis porque, em geral, obtivemos elevados erros padrão que, conseqüentemente, implicaram em bandas de confiança muito amplas.²⁴ Uma possível explicação para isso é que a soma dos parâmetros de suavização é um valor muito próximo de 1, resultando em estimativas muito altas para os erros padrão obtidos pelo método Delta.²⁵

²⁴ Os erros padrão das respostas de longo prazo da taxa Selic podem ser disponibilizados, caso sejam requeridos.

²⁵ Chevapatrakul et al. (2009) resolvem esse problema estimando a regra de Taylor original, isto é, sem o parâmetro de suavização. Entretanto, como a suavização da taxa de juros de curto prazo é uma característica

Posto isso, nós podemos observar que, quando a taxa Selic está na parte inferior da distribuição condicional, a sua resposta à inflação e ao hiato do produto é mais passiva e torna-se mais ativa ao passo que caminhamos para a direita da sua distribuição. Além disso, verificamos que, na parte superior da distribuição, a resposta da taxa de juros à inflação foi maior do que o resultado obtido por VI. Vale ressaltar que as estimativas de $\beta_1(\tau)$ foram significativas nos quantis 0,6 (3,81 com erro padrão de 1,89) e 0,7 (5,59 com erro padrão de 3,31), enquanto a estimativa de VI não foi estatisticamente diferente de zero. Isso sugere que resposta da taxa Selic à inflação é mais forte quando essa taxa de juros está acima de sua mediana condicional. Já a parte inferior da distribuição mostra uma menor resposta à inflação em comparação à estimativa de VI, embora os coeficientes sejam insignificantes em ambos os casos. Em contraste com o coeficiente da inflação, a resposta de longo prazo ao hiato do produto é mais estável sobre toda a distribuição, uma vez que as estimativas pontuais obtidas por regressão quantílica estão, em geral, dentro do intervalo de confiança da estimativa de VI.

Figura 2 Respostas de longo prazo da taxa Selic à inflação (β_1) e hiato do produto (β_2) para a função de reação (8). Nota: As linhas tracejadas denotam um intervalo de confiança de 90% para os coeficientes estimados por VI.



A Tabela 4 mostra os coeficientes de curto prazo da regra monetária (13) estimados para os quantis e os seus respectivos erros padrão (entre parênteses). A resposta de curto prazo da taxa Selic ao hiato da inflação esperada é estatisticamente diferente de zero a partir do quantil 0,4. Os resultados mostram também que essa resposta apresenta uma tendência crescente na medida em que nos movemos para a direita na distribuição condicional da taxa Selic. Em adição, nós podemos observar que a partir do quantil 0,6, a estimativa de $\beta_1'(\tau)$ é superior à estimativa obtida por VI. Entretanto, essa diferença não é significativa, pois os

observada na política monetária do BCB, nós optamos por não seguir o caminho de Chevapatrakul et al. (2009), pois incorreríamos em erros de especificação da função de reação a ser estimada.

intervalos de confiança das estimativas nos quantis incluem a estimativa pontual obtida por VI. Finalmente, quando comparamos esses resultados com aqueles apresentados na Tabela 3, nós verificamos que a resposta de curto prazo da taxa Selic ao hiato da inflação esperada é superior a reação ao hiato da inflação corrente entre os quantis 0,4 e 0,95. Isso indica que o comportamento *forward-looking* do BCB é observado não apenas na média condicional, mas também em grande parte da distribuição da taxa Selic.

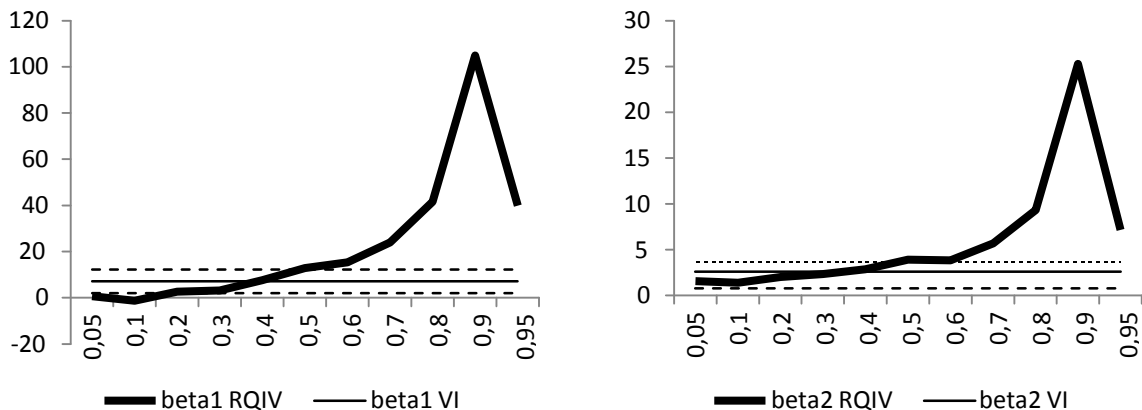
Tabela 4 – Estimativas de RQIV da função de reação (13)

Quantil	β_1	β_2	θ_1	θ_2
0,05	0,027 (0,099)	0,065*** (0,024)	1,787*** (0,135)	-0,829*** (0,138)
0,1	-0,042 (0,088)	0,045** (0,023)	1,765*** (0,136)	-0,797*** (0,142)
0,2	0,052 (0,064)	0,040** (0,016)	1,640*** (0,138)	-0,660*** (0,141)
0,3	0,060 (0,046)	0,044*** (0,013)	1,687*** (0,108)	-0,705*** (0,109)
0,4	0,092** (0,041)	0,035*** (0,012)	1,652*** (0,098)	-0,664*** (0,097)
0,5	0,114*** (0,034)	0,034*** (0,010)	1,584*** (0,087)	-0,593*** (0,086)
0,6	0,142*** (0,028)	0,035*** (0,010)	1,563*** (0,076)	-0,573*** (0,075)
0,7	0,133*** (0,032)	0,032*** (0,011)	1,572*** (0,076)	-0,578*** (0,075)
0,8	0,134*** (0,047)	0,030** (0,015)	1,530*** (0,089)	-0,534*** (0,088)
0,9	0,154** (0,073)	0,037* (0,022)	1,505*** (0,138)	-0,506*** (0,133)
0,95	0,201* (0,109)	0,036 (0,026)	1,663*** (0,167)	-0,668*** (0,159)

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

A resposta ao hiato do produto é significativa entre os quantis 0,05 e 0,9, e apresenta uma tendência decrescente ao longo da distribuição condicional da taxa de juros. Em relação à suavização da taxa de juros, nós podemos notar que o coeficiente $\theta_1(\tau)$ tem uma tendência decrescente, enquanto que o coeficiente $\theta_2(\tau)$ apresenta um comportamento oposto. Como no caso da regra monetária (8), a soma $\theta_1(\tau) + \theta_2(\tau)$ indica uma maior suavização nos quantis superiores da distribuição da taxa Selic.

Figura 3 Respostas de longo prazo da taxa Selic à Dj_t (β_1) e hiato do produto (β_2) para a função de reação (13). Nota: As linhas tracejadas denotam um intervalo de confiança de 90% para os coeficientes estimados por VI.



Na Figura 3, são apresentadas as respostas de longo prazo da taxa Selic a variável Dj_t e ao hiato do produto, para a especificação (13). Podemos observar que a resposta da taxa de juros a essas variáveis são crescentes ao longo da distribuição condicional. No entanto, os erros padrão obtidos permitem afirmar que a estimativa de $\beta_1(\tau)$ é significativa apenas no quantil 0,6 (15,41 com erro padrão de 8,87). Por outro lado, as estimativas do coeficiente do hiato do produto (β_2) foram significativas nos quantil 0,05 (1,56 com erro padrão de 0,80) e 0,3 (2,33 com erro padrão de 1,10), mas não significativas nos demais quantis da distribuição condicional.

2.4.4 Robustez dos resultados

Nesta seção, nós verificamos a robustez dos resultados através de dois exercícios: i) utilizamos diferentes medidas de hiato do produto; ii) incluímos a taxa de câmbio na função de reação do BCB.

2.4.4.1 Diferentes medidas de hiato do produto

A Tabela 5 apresenta os resultados obtidos por VI, MGM e RQIV para a função de reação (8) para duas diferentes medidas do hiato do produto. Na primeira metade da tabela, consideramos o hiato do produto (y_{TL}) obtido de um modelo de tendência linear, enquanto que na segunda metade utilizamos o hiato do produto (y_{TQ}) calculado a partir de um modelo de tendência quadrática para o logaritmo natural do produto. Para essas especificações, identificamos semelhanças com os resultados considerando o hiato do produto obtido do filtro HP. Para ambas as especificações, a resposta de curto prazo da taxa de juros à inflação é

crescente ao longo da sua distribuição. Além disso, na parte superior da distribuição condicional, essa resposta tem sido mais alta do que os resultados obtidos por VI e MGM e estatisticamente diferente de zero entre os quantis 0,5 e 0,9. Com relação à resposta de curto prazo ao hiato do produto, nós observamos que ela é significativa do quantil 0,05 até o quantil 0,7 e apresenta uma tendência decrescente.

No que se refere às respostas de longo prazo da taxa Selic, dois resultados podem ser destacados. Primeiro, a resposta ao hiato da inflação na média condicional e entre os quantis 0,5 e 0,7 são estatisticamente diferentes de zero e satisfazem o princípio de Taylor (1993). Segundo, a reação da taxa Selic ao hiato do produto é estatisticamente diferente de zero até o quantil 0,7. Contudo, toda a parte significativa de RQIV está dentro do intervalo de confiança estimado por VI para média condicional. Assim, inferimos que a resposta de longo prazo da taxa Selic ao hiato do produto é mais estável do que a resposta ao hiato da inflação ao longo de distribuição desse instrumento de política.

A Tabela 6 mostra os resultados obtidos por VI, MGM e RQIV para a função de reação (13) considerando as diferentes medidas de hiato do produto (tendência linear e tendência quadrática). Conforme vem sendo observado acima, verificamos não linearidades na resposta de curto prazo da taxa Selic à inflação esperada. Em específico, nós observamos que a reação de curto prazo do BCB à inflação esperada é significativa entre os quantis 0,3 e 0,95, mas não no extremo da cauda inferior da distribuição. Por sua vez, à resposta da taxa de juros ao hiato do produto não é estatisticamente diferente de zero nos quantis inferiores a 0,2 e acima do quantil 0,8.

Tabela 5 – Estimativas RQIV da função de reação (8)

Quantil	Especificação com y_{TL}					
	β_1	β_2	θ_1	θ_2	β_1	β_2
<i>IV</i>	0,036*	0,022***	1,768***	-0,792***	1,560*	0,945***
	(0,019)	(0,007)	(0,063)	(0,064)	(0,797)	(0,237)
<i>MGM</i>	0,038*	0,022***	1,706***	-0,728***	1,714*	0,997***
	(0,021)	(0,007)	(0,060)	(0,059)	(0,873)	(0,280)
0,05	-0,023	0,030**	1,784***	-0,819***	-0,662	0,870*
	(0,045)	(0,012)	(0,107)	(0,105)	(1,595)	(0,492)
0,1	-0,029	0,030*	1,791***	-0,822***	-0,905	0,955**
	(0,034)	(0,009)	(0,109)	(0,108)	(1,220)	(0,439)
0,2	0,009	0,019**	1,828***	-0,853***	0,360	0,769*
	(0,032)	(0,009)	(0,137)	(0,134)	(1,226)	(0,400)
0,3	0,026	0,016*	1,755***	-0,780***	1,060	0,652*
	(0,025)	(0,008)	(0,117)	(0,114)	(0,942)	(0,344)
0,4	0,026	0,015*	1,758***	-0,777***	1,394	0,783*
	(0,023)	(0,009)	(0,091)	(0,089)	(1,087)	(0,402)
0,5	0,048**	0,016*	1,694***	-0,716***	2,160**	0,722**
	(0,024)	(0,009)	(0,084)	(0,082)	(0,942)	(0,313)
0,6	0,067*	0,019**	1,702***	-0,720***	3,664***	1,042***
	(0,026)	(0,009)	(0,081)	(0,079)	(1,351)	(0,364)
0,7	0,083*	0,028***	1,666***	-0,683***	4,884**	1,645***
	(0,030)	(0,010)	(0,083)	(0,082)	(2,125)	(0,600)
0,8	0,093*	0,019	1,630***	-0,645***	6,583	1,342
	(0,033)	(0,014)	(0,090)	(0,089)	(4,206)	(0,887)
0,9	0,081*	0,008	1,631***	-0,641***	8,315	0,864
	(0,042)	(0,021)	(0,121)	(0,116)	(13,41)	(1,744)
0,95	0,099	0,011	1,707***	-0,716***	10,62	1,164
	(0,067)	(0,026)	(0,186)	(0,178)	(26,38)	(2,884)
Quantil	Especificação com y_{TO}					
<i>IV</i>	0,032*	0,023***	1,771***	-0,791***	1,691*	1,190***
	(0,019)	(0,008)	(0,064)	(0,064)	(0,968)	(0,363)
<i>MGM</i>	0,034*	0,023***	1,705***	-0,724***	1,887*	1,288***
	(0,020)	(0,007)	(0,060)	(0,059)	(1,075)	(0,427)
0,05	-0,034	0,028**	1,785***	-0,811***	-1,263	1,057
	(0,044)	(0,014)	(0,108)	(0,106)	(2,317)	(0,742)
0,1	-0,033	0,032***	1,793***	-0,820***	-1,218	1,202*
	(0,034)	(0,010)	(0,109)	(0,109)	(1,465)	(0,662)
0,2	0,009	0,021**	1,786***	-0,807***	0,406	0,999*
	(0,030)	(0,009)	(0,133)	(0,131)	(1,378)	(0,578)
0,3	0,018	0,023***	1,756***	-0,777***	0,885	1,124**
	(0,024)	(0,008)	(0,115)	(0,113)	(1,084)	(0,520)
0,4	0,027	0,018**	1,745***	-0,761***	1,618	1,078*
	(0,021)	(0,009)	(0,090)	(0,088)	(1,188)	(0,544)
0,5	0,045*	0,017*	1,701***	-0,720***	2,379**	0,895**
	(0,023)	(0,009)	(0,084)	(0,082)	(1,124)	(0,437)
0,6	0,065***	0,020**	1,703***	-0,718***	4,238**	1,286**
	(0,025)	(0,010)	(0,080)	(0,079)	(1,794)	(0,584)
0,7	0,075***	0,023**	1,689***	-0,701***	6,191*	1,941*
	(0,028)	(0,010)	(0,082)	(0,082)	(3,386)	(1,037)
0,8	0,084***	0,016	1,649***	-0,656***	11,33	2,182
	(0,032)	(0,013)	(0,091)	(0,091)	(13,13)	(2,727)
0,9	0,080**	0,009	1,631***	-0,638***	10,34	1,186
	(0,040)	(0,021)	(0,120)	(0,117)	(19,39)	(2,780)
0,95	0,100	0,010	1,713***	-0,714***	139,8	14,35
	(0,066)	(0,027)	(0,181)	(0,174)	(4690,0)	(472,1)

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

Tabela 6 – Estimativas RQIV da função de reação (13)

Quantil	Especificação com y_{TL}					
	β_1	β_2	θ_1	θ_2	β_1	β_2
IV	0,149*** (0,029)	0,031*** (0,007)	1,613*** (0,070)	-0,634*** (0,071)	7,165*** (2,268)	1,465*** (0,407)
MGM	0,165*** (0,026)	0,033*** (0,006)	1,582*** (0,061)	-0,605*** (0,063)	7,380*** (2,051)	1,472*** (0,392)
0,05	0,052 (0,105)	0,037** (0,017)	1,754*** (0,168)	-0,804*** (0,170)	1,049 (2,089)	0,752* (0,391)
0,1	0,021 (0,102)	0,020 (0,014)	1,750** (0,158)	-0,800** (0,163)	0,425 (2,052)	0,409 (0,311)
0,2	0,135 (0,073)	0,030*** (0,011)	1,586*** (0,156)	-0,612*** (0,157)	5,087 (3,371)	1,104* (0,591)
0,3	0,119*** (0,046)	0,028*** (0,008)	1,650*** (0,117)	-0,671*** (0,116)	5,858** (2,767)	1,359** (0,606)
0,4	0,127*** (0,039)	0,021*** (0,008)	1,655*** (0,101)	-0,671*** (0,099)	7,878** (3,383)	1,316** (0,597)
0,5	0,151*** (0,033)	0,023*** (0,006)	1,608*** (0,092)	-0,624*** (0,090)	9,168*** (2,707)	1,386*** (0,503)
0,6	0,155*** (0,029)	0,022*** (0,006)	1,556*** (0,078)	-0,569*** (0,077)	11,71*** (4,095)	1,654** (0,686)
0,7	0,160*** (0,031)	0,023*** (0,007)	1,574*** (0,070)	-0,584*** (0,069)	17,24* (9,359)	2,488* (1,424)
0,8	0,172*** (0,046)	0,023** (0,010)	1,511*** (0,092)	-0,513*** (0,090)	102,2 (534,8)	13,52 (70,15)
0,9	0,150* (0,090)	0,014 (0,020)	1,530*** (0,165)	-0,539*** (0,156)	15,80 (28,12)	1,440 (2,510)
0,95	0,214* (0,120)	0,027 (0,025)	1,665*** (0,193)	-0,658*** (0,182)	-30,37 (93,41)	-3,821 (12,94)
Quantil	Especificação com y_{TO}					
IV	0,141*** (0,029)	0,032*** (0,007)	1,622*** (0,071)	-0,638*** (0,072)	8,714** (3,398)	1,966*** (0,693)
MGM	0,156*** (0,026)	0,034*** (0,007)	1,585*** (0,063)	-0,602*** (0,064)	9,127*** (3,239)	1,994*** (0,690)
0,05	0,025 (0,105)	0,027 (0,018)	1,770** (0,161)	-0,815** (0,163)	0,537 (2,290)	0,591 (0,448)
0,1	-0,016 (0,101)	0,031 (0,016)	1,782*** (0,153)	-0,826*** (0,159)	-0,363 (2,313)	0,711 (0,454)
0,2	0,095 (0,072)	0,028** (0,011)	1,680*** (0,152)	-0,708*** (0,155)	3,365 (3,022)	0,997* (0,594)
0,3	0,106** (0,046)	0,028*** (0,008)	1,660*** (0,116)	-0,675*** (0,116)	6,908 (4,326)	1,829* (1,038)
0,4	0,102*** (0,039)	0,022*** (0,009)	1,685*** (0,098)	-0,700*** (0,097)	7,142* (3,773)	1,523* (0,791)
0,5	0,151*** (0,033)	0,025*** (0,007)	1,607*** (0,093)	-0,620*** (0,091)	12,21** (4,869)	2,036** (0,946)
0,6	0,149*** (0,029)	0,024*** (0,007)	1,573*** (0,078)	-0,581*** (0,078)	18,89 (11,55)	3,068 (2,041)
0,7	0,159*** (0,031)	0,025*** (0,008)	1,559*** (0,072)	-0,565*** (0,072)	27,31 (23,72)	4,303 (3,922)
0,8	0,166*** (0,047)	0,023** (0,010)	1,527*** (0,095)	-0,525*** (0,093)	-77,32 (325,8)	-10,789 (45,58)
0,9	0,149* (0,085)	0,014 (0,021)	1,531*** (0,163)	-0,537*** (0,155)	23,66 (60,67)	2,175 (5,598)
0,95	0,197* (0,118)	0,026 (0,025)	1,662*** (0,193)	-0,646*** (0,184)	-12,74 (19,02)	-1,651 (2,969)

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

2.4.4.2 Efeitos da taxa de câmbio

Vários estudos têm investigado se os bancos centrais respondem diretamente às variações cambiais. Clarida et al. (1998) encontram que os Bancos Centrais da Alemanha e do Japão incluem a taxa de câmbio real nas suas funções de reação, embora a magnitude dessas respostas seja pequena. Mohanty e Klau (2004) estimam regras de Taylor modificadas e constatam que vários bancos centrais de países emergentes (tais como Brasil e Chile) respondem às mudanças na taxa de câmbio. Lubik e Schorfheide (2007) estimam um modelo DSGE para as economias da Austrália, Nova Zelândia, Canadá e Reino Unido e verificam que apenas os bancos centrais dos dois primeiros países respondem à taxa de câmbio. Em linha com Lubik e Schorfheide (2007), Furlani et al. (2010) encontram que o BCB não altera a taxa Selic em resposta à movimentos na taxa de câmbio. Mello e Moccerro (2009) observam que o instrumento de política monetária responde à taxa de câmbio no México, mas não no Brasil, Chile e Colômbia. Aizenman et al. (2011) e Ostry et al. (2012) encontram que os bancos centrais de vários mercados emergentes que adotaram o regime de metas de inflação respondem à taxa de câmbio.

São várias as razões que podem levar a autoridade monetária a preocupar-se diretamente com a taxa de câmbio. Primeiro, em uma economia com parte da dívida denominada em moeda estrangeira, as depreciações cambiais podem aumentar o serviço da dívida, prejudicar os balanços das firmas e bancos, restringir o crédito, aumentar as falências, e reduzir o emprego e o produto agregado. Haussmann et al. (2001) e Calvo e Reinhart (2002) destacam que os efeitos sobre os balanços dos agentes econômicos tem sido a principal razão de porque bancos centrais procuram evitar desvalorizações em suas moedas quando há choques externos. Por outro lado, Aghion et al. (2009) desenvolvem um modelo teórico para mostrar que apreciações da taxa de câmbio podem reduzir os ganhos das empresas e, assim, as suas capacidades de tomar empréstimos e realizar inovações. Isso afetaria negativamente o crescimento de longo prazo do produto, com um maior impacto em economias com o sistema financeiro menos desenvolvido. Aizenman et al. (2011) apresentam um simples modelo macroeconômico para analisar a política monetária em uma pequena economia aberta. Eles verificam que um elevado peso sobre a volatilidade cambial na função perda do banco central aumenta a resposta do instrumento de política à taxa de cambial e pode trazer ganhos de bem-estar. Esses autores argumentam ainda que esses ganhos podem ser maiores em economias emergentes, exportadoras de commodities, vulneráveis a choques nos termos de troca e com sistema financeiro pouco desenvolvido.

Para verificar se o BCB tem respondido à taxa de câmbio, nós supomos que a política discricionária desse *policymaker* consiste em escolher a taxa Selic no período t de formar a minimizar a função perda:

$$L_t = \frac{1}{2} \left[(\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda_y y_t^2 + \lambda_e e_t^2 + \lambda_i (i_t - i^*)^2 + \lambda_{\Delta i} (i_t - i_{t-1})^2 \right] \quad (15)$$

sujeito às restrições

$$y_t = E_t y_{t+1} - \sigma^{-1} (i_t - E_t \pi_{t+1}) + \alpha e_t + u_t^d \quad (16)$$

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \kappa y_t + \gamma e_t + u_t^s \quad (17)$$

$$e_t = E_t (e_{t+1}) - [i_t - E_t (\pi_{t+1})] + u_t^e \quad (18)$$

onde e_t é o hiato da taxa de câmbio real efetiva (isto é, o desvio do logaritmo natural da taxa de câmbio real efetiva em relação à sua tendência estimada pelo filtro HP), λ_e é o peso relativo do hiato da taxa de câmbio real na função perda do BCB, $E_t(e_{t+1})$ é a expectativa da taxa de câmbio real para o período $t+1$, u_t^d é um termo de erro ruído-branco que reflete o impacto de outros determinantes da taxa de câmbio (tais como variações no prêmio de risco), e os parâmetros α e γ são constantes positivas.^{26,27} Das Eqs. (16) e (17), observa-se que uma depreciação cambial afeta positivamente o hiato do produto e a inflação da economia. A Eq. (18) mostra que a taxa de câmbio é determinada pela paridade descoberta da taxa de juros (*Uncovered Interest Rate Parity* - UIP).²⁸

As condições de primeira ordem resultantes da minimização da função perda (15) sujeito às restrições (16)-(18) podem ser combinadas para se chegar à seguinte regra de taxa de juros:

$$i_t = (1 - \theta_1) \left[\beta_0 + \beta_1 E_{t-1} (\pi_t - \pi^*) + \beta_2 E_{t-1} (y_t) + \beta_3 E_{t-1} (e_t) \right] + \theta_1 i_{t-1} \quad (19)$$

onde $\beta_0 = i^*$; $\beta_1 = [\kappa(\sigma^{-1} + \alpha) + \gamma] \lambda_i$; $\beta_2 = \lambda_y (\sigma^{-1} + \alpha) \lambda_i$; $\beta_3 = \lambda_e \lambda_i$; $\theta_1 = \lambda_{\Delta i} (\lambda_i + \lambda_{\Delta i})$.

Para estimar a regra de taxa de juros (19), nós realizamos as alterações descritas na seção 3.1 e chegamos a seguinte especificação:

$$i_t = \beta'_0 + \beta'_1 (\pi_t - \pi_t^*) + \beta'_2 y_t + \beta'_3 e_t + \theta_1 i_{t-1} + \theta_2 i_{t-2} + \varepsilon_t \quad (20)$$

Nesse caso, a função de reação do BCB no quantil τ pode ser expressa como:

²⁶ Nós usamos a série (nº 11752) do índice da taxa de câmbio real efetiva - IPCA disponibiliza pelo BCB.

²⁷ É importante destacar que, em modelos novos-keynesianos para uma pequena economia aberta, o hiato do produto e a inflação ao consumidor dependem da variação corrente e/ou variação esperada da taxa de câmbio real (ver, por exemplo, Areosa e Medeiros, 2007; Leitimo e Söderström, 2008; Divino, 2009). Aqui, nós incluímos apenas a taxa de câmbio corrente nas curvas de Phillips e IS para simplificar a obtenção da regra monetária ótima.

²⁸ Nós seguimos alguns trabalhos da literatura e ajustamos as variáveis externas (exógenas) à zero (ver, por exemplo, Bonomo e Brito, 2002; Leitimo e Söderström, 2008).

$$q_{\tau}(i_t | \pi_t - \pi_t^*, y_t, e_t, i_{t-1}, i_{t-2}) = \beta'_0(\tau) + \beta'_1(\tau)(\pi_t - \pi_t^*) + \beta'_2(\tau)y_t + \beta'_3(\tau)e_t + \theta_1(\tau)i_{t-1} + \theta_2(\tau)i_{t-2} \quad (21)$$

Além das regras de taxa de juros (20) e (21), nós também estimamos duas especificações com a variável Dj_t em substituição ao hiato da inflação corrente, a saber:

$$i_t = \beta'_0 + \beta'_1 Dj_t + \beta'_2 y_t + \beta'_3 e_t + \theta_1 i_{t-1} + \theta_2 i_{t-2} + \varepsilon_t \quad (22)$$

$$q_{\tau}(i_t | Dj_t, y_t, e_t, i_{t-1}, i_{t-2}) = \beta'_0(\tau) + \beta'_1(\tau) Dj_t + \beta'_2(\tau)y_t + \beta'_3(\tau)e_t + \theta_1(\tau)i_{t-1} + \theta_2(\tau)i_{t-2} \quad (23)$$

Os resultados das especificações (20)-(23) são apresentados na Tabela 7. Para ambas as especificações, as respostas da taxa de juros foram similares às obtidas anteriormente sem incluir a taxa de câmbio. A reação de curto prazo da taxa Selic ao hiato da inflação corrente não foi diferente de zero para a regra estimada na média condicional, mas foi crescente e, em geral, significativa nos quantis superiores da distribuição condicional. Em contraposição, o coeficiente que mede a resposta de curto prazo ao hiato do produto foi significativo na média condicional, bem como em quase todos os quantis da distribuição da taxa Selic. Os resultados revelam também que o BCB responde positivamente à taxa de câmbio real tanto na média condicional quanto ao longo da sua distribuição da taxa de juros. Isso é consistente com as evidências apresentadas por Soares e Barbosa (2006), que encontram uma resposta positiva da taxa Selic à taxa de câmbio real, e por Palma e Portugal (2014), que mostram que o BCB tem atribuído um peso positivo à taxa de câmbio real na sua função perda. Por fim, os resultados mostram que a resposta à taxa de câmbio real é comumente maior na cauda superior da distribuição condicional da taxa Selic para ambas as especificações.

Tabela 7 – Estimativas de RQIV da função de reação com taxa de câmbio

Quantil	β_1	β_2	β_3	θ_1	θ_2	β_1	β_2
	Especificações (20) e (21)						
<i>VI</i>	0,005 (0,021)	0,070*** (0,015)	0,021*** (0,006)	1,645*** (0,080)	-0,656*** (0,080)	0,421 (1,638)	5,724 (3,461)
<i>MGM</i>	0,014 (0,023)	0,068*** (0,015)	0,020*** (0,005)	1,609*** (0,088)	-0,620*** (0,088)	1,181 (1,790)	5,931* (3,562)
0,05	-0,063 (0,033)	0,045 (0,028)	0,021** (0,034)	1,653*** (0,116)	-0,684*** (0,144)	-2,042 (1,711)	1,464 (1,011)
0,1	-0,069 (0,034)	0,063*** (0,021)	0,021** (0,028)	1,678*** (0,128)	-0,701*** (0,128)	-2,977 (2,222)	2,731* (1,624)
0,2	-0,020 (0,035)	0,042** (0,021)	0,011 (0,029)	1,701*** (0,160)	-0,718*** (0,161)	-1,100 (1,977)	2,234 (1,744)
0,3	-0,004 (0,024)	0,039** (0,020)	0,007 (0,026)	1,706*** (0,138)	-0,722*** (0,138)	-0,227 (1,539)	2,489 (1,967)
0,4	0,029 (0,021)	0,052*** (0,017)	0,013** (0,023)	1,619*** (0,111)	-0,631*** (0,111)	2,492 (2,120)	4,485 (3,322)
0,5	0,034** (0,017)	0,053*** (0,017)	0,013*** (0,021)	1,647*** (0,084)	-0,659*** (0,084)	2,899 (1,767)	4,564 (2,983)
0,6	0,040** (0,017)	0,054*** (0,019)	0,012** (0,023)	1,639*** (0,090)	-0,650*** (0,090)	3,656* (2,072)	4,918 (3,574)
0,7	0,041* (0,023)	0,074*** (0,022)	0,020*** (0,027)	1,527*** (0,110)	-0,539*** (0,110)	3,315 (2,073)	6,051 (4,741)
0,8	0,038 (0,032)	0,079*** (0,026)	0,028*** (0,033)	1,496*** (0,116)	-0,501*** (0,114)	8,264 (15,48)	17,41 (40,73)
0,9	0,062* (0,036)	0,087*** (0,032)	0,035*** (0,043)	1,392*** (0,153)	-0,405*** (0,150)	4,753 (4,494)	6,679 (7,757)
0,95	0,103** (0,045)	0,149 (0,100)	0,053 (0,155)	1,147*** (0,313)	-0,166 (0,326)	5,482 (10,03)	7,914 (19,55)
Quantil	Especificações (22) e (23)						
<i>VI</i>	0,052 (0,034)	0,068*** (0,014)	0,019*** (0,005)	1,597*** (0,084)	-0,611*** (0,087)	3,754 (2,992)	4,928* (2,820)
<i>MGM</i>	0,055* (0,033)	0,070*** (0,014)	0,020*** (0,005)	1,578*** (0,083)	-0,590*** (0,085)	4,539 (3,489)	5,843* (3,463)
0,05	-0,003 (0,103)	0,057* (0,034)	0,011 (0,014)	1,641*** (0,142)	-0,684*** (0,144)	-1,468 (3,476)	1,538* (0,917)
0,1	-0,039 (0,095)	0,072** (0,028)	0,020 (0,012)	1,628*** (0,148)	-0,677*** (0,152)	-0,640 (2,735)	1,523** (0,763)
0,2	0,011 (0,075)	0,042* (0,023)	0,009 (0,010)	1,658*** (0,165)	-0,678*** (0,169)	1,388 (5,138)	1,963 (1,852)
0,3	-0,033 (0,050)	0,058*** (0,019)	0,012* (0,007)	1,632*** (0,138)	-0,646*** (0,139)	6,154 (6,182)	4,426 (3,155)
0,4	0,081** (0,041)	0,056*** (0,018)	0,010* (0,006)	1,553*** (0,111)	-0,563*** (0,111)	8,777 (8,818)	5,708 (5,256)
0,5	0,081** (0,032)	0,055*** (0,016)	0,011** (0,005)	1,583*** (0,085)	-0,587*** (0,085)	16,50 (16,83)	7,755 (9,371)
0,6	0,096*** (0,030)	0,050*** (0,016)	0,011** (0,005)	1,595*** (0,080)	-0,600*** (0,080)	16,01 (14,73)	6,967 (8,323)
0,7	0,082** (0,037)	0,045** (0,019)	0,017** (0,007)	1,578*** (0,095)	-0,586*** (0,095)	23,62 (39,45)	14,44 (28,35)
0,8	0,083 (0,054)	0,048* (0,026)	0,017 (0,010)	1,440*** (0,119)	-0,447*** (0,118)	31,94 (66,63)	20,49 (49,76)
0,9	0,083 (0,070)	0,082** (0,032)	0,034** (0,016)	1,411*** (0,159)	-0,408*** (0,158)	-24,98 (113,5)	-25,56 (100,4)
0,95	0,033 (0,090)	0,110** (0,049)	0,049* (0,027)	1,368*** (0,248)	-0,358 (0,252)	-16,03 (91,82)	-24,69 (118,9)

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

2.5 CONCLUSÕES

Neste trabalho, procuramos averiguar não linearidades na função de reação do BCB através da estimação de regressões quantílicas. Como a regra de política monetária apresenta regressores endógenos, nós seguimos os procedimentos sugeridos por Wolters (2012) e o método de regressão quantílica inversa (RQIV), proposto por Chernozhukov e Hansen (2005, 2006), para estimar os parâmetros da função de reação quantílica do BCB no período de metas de inflação. Este método nos possibilitou detectar não linearidades na função de reação do BCB sem a necessidade de fazer suposições específicas acerca dos fatores causais dessas não linearidades.

Os resultados das estimações para média condicional mostraram uma reação insignificante da taxa Selic ao hiato da inflação corrente, mas positiva aos desvios da inflação esperada com relação à meta de inflação. Observamos também que a taxa Selic respondeu às alterações no hiato do produto, e a suavização desse instrumento de política ficou em torno de 0,98.

Já os resultados de regressão quantílica indicaram que a resposta de curto prazo do BCB à inflação corrente foi significativa e crescente entre os quantis 0,5 e 0,9. Por sua vez, a resposta de curto prazo da taxa Selic ao hiato do produto aumentou a partir do quantil 0,2 até o quantil 0,7, e não foi estatisticamente diferente de zero nos quantis extremos da distribuição condicional da taxa de juros. Nós observamos também que a reação de curto prazo da taxa Selic ao hiato da inflação esperada foi significativa a partir do quantil 0,4 da função de reação do BCB, onde apresentou uma tendência crescente. Com relação à resposta de longo prazo, os resultados sugerem que as reações da taxa Selic à inflação corrente e esperada foram, em geral, mais forte quando a taxa de juros esteve acima de sua mediana. Em contraposição, a resposta de longo prazo ao hiato do produto só foi significativa em alguns quantis no intervalo [0,05, 0,7]. Isso sugere que o BCB não reage às pressões de demanda quando a taxa de juros está muito elevada. Quando inserimos a taxa de câmbio real como um regressor da regra de taxa de juros, nós verificamos que o BCB respondeu positivamente à taxa de câmbio real tanto na média condicional quanto ao longo da sua distribuição da taxa de juros. Além disso, os resultados mostraram que a resposta à taxa de câmbio real foi, em geral, mais elevada na cauda superior da distribuição condicional da taxa Selic.

REFERÊNCIAS

- ADAM, K.; BILLI, R. M. Optimal monetary policy under commitment with a zero bound on nominal interest rates. **Journal of Money, Credit, and Banking**, v.38, n.7, 2006.
- AGHION, P.; BACCHETTA, P.; RANCIÈRE, R.; ROGOFF, K. Exchange rate volatility and productivity growth: The role of financial development. **Journal of Monetary Economics**, v.56, 2009.
- AIZENMAN J.; HUTCHISON, M.; NOY, I. Inflation Targeting and Real Exchange Rates in Emerging Markets. **World Development**, v.39, n.5, 2011.
- AMEMIYA, T. Two stage least absolute deviations estimators. **Econometrica**, v.50, 1982.
- ARAGON, E. K. da 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.
- ARAGON, E. K. da S. B.; MEDEIROS, G. B. Testing asymmetries in central bank preferences in a small open economy: a study for Brazil. **EconomiA**, v.14, 2013.
- AREOSA, W. D; MEDEIROS, M. Inflation Dynamics in Brazil: The Case of a Small Open Economy. **Brazilian Review of Econometrics**, v.27, n.1, 2007.
- BEC, F.; SALEM, M. B.; COLLARD, F. Asymmetries in monetary policy reaction function: evidence for the U.S., French and German Central Banks. **Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics**, v.6, n.2, 2002.
- BEVILAQUA, A. S.; MESQUITA M, MINELLA A. **Brazil: Taming Inflation Expectation**. Brasília: Banco Central do Brasil (Trabalhos para Discussão, 129), 2007.
- BONOMO, M.; BRITO, R. Regras monetária e dinâmica macroeconômica no Brasil: uma abordagem de expectativas racionais. **Revista Brasileira de Economia**, v.56, n.4, 2002.
- CALVO, G. Staggered prices in a utility-maximizing framework. **Journal of Monetary Economics**, v.12, n.3, 1983.
- CALVO, G. e REINHART, C. Fear of floating. **Quarterly Journal of Economics**, v. 117, n.2, 2002.
- CARRION-I-SILVESTRE, J. L.; KIM, D.; PERRON, P. GLS-based unit root tests with multiple structural breaks both under the null and the alternative hypotheses. **Econometric Theory**, v.25, 2009.
- CARVALHO, F. A.; MINELLA A. Survey forecasts in Brazil: a prismatic assessment of epidemiology, performance, and determinants. **Journal of International Money and Finance**, v.31, n.6, 2012.
- CHEN, L.A.; PONRTNOY, S. Two-stage regression quantile and tow-stage trimmed least squares estimators for structural equation models. **Communications in Statistics. Theory and Methods**, v.25, n.5, 1996.

CHEVAPATRAKUL, T.; TAE-HWAN K.; PAUL M. 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**, v. 41, n.8, 2009.

CHEVAPATRAKUL, T.; PAEZ-FARRELL J. Monetary Policy reaction Functions in Small Open Economies: a Quantile Regression Approach. **The Manchester School**, v.82, n.2, 2014.

CHERNOZHUKOV, V.; HANSEN, C. An IV Model of Quantile Treatment Effects. **Econometrica**, v.73, 2005.

CHERNOZHUKOV, V.; HANSEN, C. Instrumental Quantile Regression Inference for Structural and Treatment Effect Models. **Journal of Econometrics**. v.132, 2006.

CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. Monetary policy rules in practice: some international evidence. **European Economic Review**, v.42, 1998.

CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. The science of monetary policy: a new Keynesian perspective. **Journal of Economic Literature**, v.37, n.4, 1999.

CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory. **Quarterly Journal of Economics**, v.115, n.1, 2000.

CUKIERMAN, A.; MUSCATELLI, V. Non Linear Taylor Rules and Asymmetric Preferences in Central Banking: evidence from the UK and the US. **The B.E Journal of Macroeconomics**, v.8, n.1, 2008.

DIVINO, J. A. Optimal monetary policy for a small open economy. **Economic Modelling**, v.26, 2009.

DOLADO, J. J.; MARIA-DOLORES, R.; RUGE-MURCIA, F. J. Nonlinear monetary policy rules: some new evidence for the US. **Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics**, v.8, n.3, 2004.

DOLADO, J. J.; MARÍA-DOLORES, R.; NAVEIRA, M. Are monetary-policy reaction functions asymmetric? The role of nonlinearity in the Phillips curve. **European Economic Review**, v.49, n.2, 2005.

FITZENBERGER, B. The moving blocks bootstrap and robust inference for linear least squares and quantile regressions. **Journal of Econometrics**, v.82, 1997.

FURLANI, L. G. C.; PORTUGAL, M. S.; LAURINI, M. P. Exchange rate movements and monetary policy in Brazil: Econometric and simulation evidence. **Economic Modelling**, v.27, 2010.

GOODFRIEND, M. Interest rates and the conduct of monetary policy. **Carnegie-Rochester Series on Public Policy**, v.34, 1991.

GREENE, W. **Econometric Analysis**. 7th edition edn, Pearson / Prentice Hall, 2012.

HANSEN, L. P. Large sample properties of generalized method of moments estimators. **Econometrica**, v.50, n.4, 1982.

HAUSMANN, R.; UGO P.; ERNESTO S. Why Do Countries Float the Way They Float? **Journal of Development Economics**, v.66, 2001.

KATO, R.; NISHIYAMA, S-I. Optimal monetary policy when interest rates are bounded at zero. **Journal of Economic Dynamics & Control**, v.29, 2005.

KIM, T-H.; MULLER, C. Two-Stage Quantile Regression When the First Stage Is based on Quantile Regression. **Econometrics Journal**, v.7, 2004.

KIM, T-H.; MULLER, C. **Bias Transmission and Variance Reduction in Two-Stage Estimation**, Aix-Marseille School of Economics Working Paper No. 1221. 2012.

KOENKER, R. **Quantile Regression**. Econometric Society Monograph, Cambridge University Press, Cambridge, 2005.

KOENKER, R.; BASSETT, G. Regression Quantiles. **Econometrica**, v.46, n.1, 33–50, 1978.

KOENKER, R.; HALLOCK, K. Quantile Regression: An Introduction. **Journal of Economic Perspectives**, v.15, n.2, 2001.

LEITEMO, K.; SÖDERSTRÖM, U. Robust monetary policy in a small open economy. **Journal of Economic Dynamics & Control**, v.32, 2008.

LOPES, K. C.; ARAGON, E. K. da S. B. Preferências Assimétricas Variantes no Tempo na Função Perda do Banco Central do Brasil. **Análise Econômica**, 32, 2014.

LUBIK, T. A.; SCHORFHEIDE, F. Do central banks respond to exchange rate movements? A structural investigation. **Journal of Monetary Economics** v.54, n.4, 2007.

MELLO, L.; MOCCERO, D. Monetary policy and inflation expectations in Latin America: long-run effects and volatility spillovers. **Journal of Money, Credit and Banking**, v.41, 2009.

MINELLA, A.; FREITAS, P. S.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. K. Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility. **Journal of International Money and Finance**, v.22, n.7, 2003.

MINELLA, A.; SOUZA-SOBRINHO, N. F. Monetary policy in Brazil through the Lens of a Semi-Structural Model. **Economic Modelling**, v.30, 2013.

MOHANTY, M.; KLAU M. **Monetary policy rules in emerging market economies: issues and evidence**. BIS Working Paper n.149, Basel: Bank for International Settlements, 2004.

MOURA, M. L.; CARVALHO, A. de. What can Taylor rules say about monetary policy in Latin America? **Journal of Macroeconomics**, v.32, n.1, 2010.

NEWKEY, W. K.; WEST, K. D. A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. **Econometrica**, v.55, n.3, 1987.

NG, S.; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. **Econometrica**, v.69, n.6, 2001.

NOBAY, A. R.; PEEL, D. Optimal monetary policy with a nonlinear Phillips curve. **Economics Letters**, v.67, n.2, 2000.

NOBAY, A. R.; PEEL, D. A. Optimal discretionary monetary policy in a model of asymmetric central bank preferences. **The Economic Journal**, v.113, 2003.

OSTRY, J. D.; GHOSH, A.; CHAMON, M. **Two Targets, Two Instruments: Monetary and Exchange Rate Policies in Emerging Market Economies**. IMF Staff Discussion Notes, n.12/1, 2012.

PALMA, A. A.; PORTUGAL, M. S. Preferences of the Central Bank of Brazil under the Inflation Targeting Regime: Commitment vs. Discretion. **Revista Brasileira de Economia** (Impresso), v.65, n.4, 2011.

PALMA, A. A.; PORTUGAL, M. S. **Preferences of the Central Bank of Brazil under the inflation targeting regime: estimation using a DSGE model for a small open economy**. Journal of Policy Modelling (2014) (*forthcoming*)

PERRON, P. The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. **Econometrica**, v.57, n.6, 1989.

PERRON, P; NG, S. Useful modifications to some unit root tests with dependent errors and their local asymptotic properties. **The Review of Economic Studies**, v.63, n.3, 1996.

PERRON, P; YABU, T. Testing for shifts in the trend with as integrated or stationary noise component. **Journal of Business and Economic Statistics**, v.27, 2009.

POWELL, J. The asymptotic Normality of Two-Stage Least Absolute Deviations Estimators. **Econometrica**, v.51, 1569-1575, 1983.

SÁ, R.; PORTUGAL, M. S. **Central bank and asymmetric preferences: an application of sieve estimators to the U.S. and Brazil**. Porto Alegre: PPGE/UFRGS, 2011. (Texto para Discussão, 10)

SACK, B. Does the Fed act gradually? A VAR analysis. **Journal of Monetary Economics**, v.46, 2000.

SACK, B.; WIELAND, V. Interest-rate smoothing and optimal monetary policy: a review of recent empirical evidence. **Journal of Economics and Business**, v.52, n.1-2, 2000.

SÁNCHEZ-FUNG, J.R. Estimating monetary policy reaction functions for emerging market economies: The case of Brazil. **Economic Modelling**, v.28, n.4, 2011.

SCHALING, E. The nonlinear curve and inflation forecast targeting: symmetric versus asymmetric monetary policy rules. **Journal of Money, Credit and Banking**, v.36, 2004.

SCHIFINO, L. A.; PORTUGAL, M. S.; TOURRUCÔO, F. **Regras monetárias ótimas para o Banco Central do Brasil: considerando a restrição de não negatividade**. Porto Alegre: PPGE/UFRGS, 2013. (Texto para Discussão, 1)

SOARES, J. J. S.; BARBOSA, F. de H. **Regra de Taylor no Brasil: 1999-2005**. XXXIV Encontro Nacional de Economia. Anais. Salvador, 2006.

STOCK, J. H.; YOGO, M. **Testing for weak instruments in linear IV regression**. In: Identification and inference for econometric models: Essays in honor of Thomas Rothenberg, ed. D.W. Andrews and J. H. Stock. Cambridge: Cambridge University Press, 2005.

SURICO, P. The Fed's monetary policy rule and U.S. inflation: The case of asymmetric preferences. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v.31, n.1, 2007.

TAYLOR, J. B. Discretion versus policy rules in practice. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v.39, 1993.

TILLMANN, P. Parameter uncertainty and nonlinear monetary policy. **Macroeconomic Dynamics**, v.15, 2011.

WOLTERS, M H. Estimating Monetary Policy Reaction Functions Using Quantile Regressions. **Journal of Macroeconomics**. v.34, n.2, 2012.

WOODFORD, M. **Optimal monetary policy inertia**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1999. (Working Paper, 7261).

WOODFORD, M. Optimal interest-rate smoothing. **The Review of Economics Studies**, v.70, n.4, 2003.

3 POLÍTICA MONETÁRIA ROBUSTA, QUEBRAS ESTRUTURAIS E NÃO LINEARIDADES NA FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BANCO CENTRAL DO BRASIL

Resumo: Neste trabalho, nós procuramos investigar a existência de não linearidades na função de reação do Banco Central do Brasil (BCB) decorrentes de incertezas desse *policymaker* acerca dos efeitos do hiato do produto sobre a inflação. Teoricamente, nós seguimos Tillmann (2011) para obter uma regra de política monetária ótima não linear que é robusta às incertezas acerca do *trade-off* produto-inflação na curva de Phillips. Além disso, nós realizamos testes de quebra estrutural para avaliar possíveis mudanças na condução da política monetária brasileira durante o regime de metas de inflação. Os resultados indicaram que: i) as incertezas acerca da inclinação na curva Phillips implicaram em não linearidades na função de reação do BCB; ii) não se pode rejeitar a hipótese de uma quebra estrutural nos parâmetros da regra monetária ocorrendo no terceiro trimestre de 2003; iii) houve um aumento na resposta da taxa Selic ao hiato do produto e uma redução da reação ao hiato da inflação corrente no regime Meirelles-Tombini; e iv) o BCB também tem reagido à taxa de câmbio durante o regime Meirelles-Tombini.

Palavras-Chave: Política monetária robusta. Regras de taxa de juros não lineares. Quebras estruturais. Endogeneidade. Brasil.

Abstract: In this work, we seek to investigate the existence of nonlinearities in the reaction function of the Central Bank of Brazil (CBB) arising from this policymaker's uncertainties about the effects of the output gap on inflation. Theoretically, we follow Tillmann (2011) to obtain a nonlinear optimal monetary policy rule that is robust to uncertainty about the output-inflation trade-off of the Phillips Curve. In addition, we perform structural break tests to assess possible changes in the conduct of the Brazilian monetary policy during the inflation-targeting regime. The results indicate that: i) the uncertainties about the slope in the Phillips curve implied nonlinearities in the CBB's reaction function; ii) we cannot reject the hypothesis of a structural break in the monetary rule parameters occurring in the third quarter of 2003; iii) there was an increase in the response of the Selic rate to output gap and a weaker response to the current inflation gap in Meirelles Tombini's administration; and iv) the CBB has also reacted to the exchange rate in Meirelles-Tombini's administration.

Keywords: Robust monetary policy. Non-linear interest rate rules. Structural breaks. Endogeneity. Brazil.

JEL Classification: E52. E58.

3.1 INTRODUÇÃO

Durante a década de 1990, o regime de metas de inflação passou a ser adotado por diversos países como uma alternativa para a condução da política monetária e manutenção da estabilidade dos preços. No Brasil, o regime de metas de inflação foi implementado pelo Banco Central do Brasil (BCB) em julho de 1999. Essa decisão foi tomada seis meses após a

transição de um regime de bandas cambiais para um sistema de taxa de câmbio flutuante. Com o *overshooting* cambial, e o crescimento da inflação e das expectativas inflacionárias, a intenção do governo foi implantar um regime de política comprometido institucionalmente com a manutenção da estabilidade dos preços e capaz de proporcionar uma nova âncora nominal para a inflação.

No intuito de analisar as decisões de política monetária do BCB no regime de metas de inflação, vários trabalhos têm estimado a regra de Taylor (1993) ou a função de reação *forward-looking* proposta por Clarida et al. (2000).²⁹ Por exemplo, Minella et al. (2003) e Minella e Souza-Sobrinho (2013) estimaram uma função de reação *forward-looking* e encontraram que o BCB reagiu fortemente às expectativas de inflação. Sanches-Fung (2011) estimou funções de reação para o BCB em um ambiente rico em dados (*data-rich environment*). As evidências apresentadas por esse autor mostraram que o BCB ajustou a taxa de juros Selic de acordo com o princípio de Taylor, mas não reagiu sistematicamente à evolução da taxa de câmbio.

Os trabalhos citados acima supõem que as regras de taxa de juros são funções lineares com relação as variáveis descrevendo as condições econômicas. No entanto, evidências empíricas têm apontado para importantes não linearidades na regra de política monetária. Nobay e Peel (2000), Schaling (2004) e Dolado et al. (2005) mostram que uma regra monetária ótima não linear emerge quando o banco central tem uma função perda quadrática e a curva de Phillips é não linear. Bec et al. (2002), Nobay e Peel (2003), Dolado et al. (2004), Surico (2007) e Cukierman e Muscatelli (2008) demonstram que não linearidades na regra monetária ótima podem surgir se as preferências da autoridade monetária são assimétricas com relação à inflação e/ou hiato do produto. Kato e Nishiyama (2005) e Adam e Billi (2006) verificam que o limite inferior igual à zero para a taxa de juros nominal pode levar o banco central a responder mais fortemente a uma redução da inflação com a finalidade de diminuir a probabilidade de deflação na economia.

Para o Brasil, os estudos sobre não linearidades na regra de política monetária analisam características específicas da reação assimétrica do BCB. Por exemplo, Aragón e Portugal (2010), Sá e Portugal (2011), Aragón e Medeiros (2013) constatam que a autoridade monetária brasileira apresentou uma preferência assimétrica por uma inflação acima da meta no período de metas inflacionárias. Moura e Carvalho (2010) encontram evidências empíricas

²⁹ De acordo com a regra monetária apresentada por Taylor (1993), o banco central altera a taxa de juros nominal em resposta aos desvios da inflação corrente em relação à meta de inflação e ao hiato do produto corrente. Por sua vez, a regra de política proposta por Clarida et al. (2000) supõe que a autoridade monetária ajusta a taxa de juros com base nos valores futuros esperados para inflação e hiato do produto.

de não linearidades na função de reação que são consistentes com uma preferência assimétrica do BCB em relação à inflação. Lopes e Aragón (2014) evidenciam que a não linearidade na regra da taxa de juros é decorrente de preferências assimétricas variantes no tempo, mas não de possíveis não linearidades na curva de Phillips. Schiffino et al. (2013) mostram que a restrição de não negatividade sobre taxa de juros Selic pode afetar a calibração das preferências do BCB e implicar em não linearidades na regra monetária ótima. Aragón e Medeiros (2014) estimam uma função de reação com parâmetros variando no tempo e constatam que a resposta da taxa Selic à inflação varia consideravelmente ao longo do período e tem mostrado uma tendência decrescente durante o período de metas de inflação.

Diferente dos estudos supracitados, esse trabalho tem o objetivo geral de averiguar não linearidades na função de reação do BCB decorrente da preocupação deste *policymaker* com erros de especificação do modelo macroeconômico. Em específico, nós seguimos Tillmann (2011) para obter uma regra de política monetária ótima não linear que é robusta às incertezas acerca dos efeitos do hiato do produto sobre a inflação. A estimação dessa regra monetária permite testar a existência de não linearidades na condução da política do BCB advindas dos erros de especificação do modelo. Além disso, nós buscamos realizar testes de quebra estrutural para avaliar possíveis mudanças nos coeficientes da função de reação do BCB no período do regime de metas de inflação. Em relação a esse último objetivo, é importante destacar que, de 1999 a 2013, a economia brasileira tem sido atingida por vários choques (crise energética de 2001, crise cambial de 2002, recessão de 2003, crise econômica mundial de 2008 etc), e o BCB tem sido dirigido por três diferentes presidentes (Armínio Fraga (1999-2002), Henrique Meirelles (2003-2010), e Alexandre Tombini (2011-)). Esses fatos podem ter alterado a forma como o BCB reage às variáveis macroeconômicas, tais como inflação e produto.³⁰

Devido à presença de regressores endógenos, a metodologia utilizada para testar quebras estruturais nos parâmetros da função de reação do BCB será aquela desenvolvida por Perron e Yamamoto (2013). Os procedimentos propostos por esses autores baseiam-se na estimação do modelo por mínimos quadrados ordinários (MQO) e por variáveis instrumentais (VI), o que possibilita estimar as datas das quebras estruturais e realizar os testes para verificar se essas quebras são estatisticamente significativas.

Os resultados do trabalho podem ser sumarizados da seguinte forma. Primeiro, as evidências empíricas indicam que as incertezas acerca da inclinação na curva Phillips

³⁰ Evidências de instabilidade nos parâmetros da função de reação do BCB tem sido apresentadas por Lima et al. (2007) e Aragón e Medeiros (2013, 2014).

implicaram em não linearidades na função de reação do BCB. Em específico, os resultados sugerem que quando o hiato do produto é positivo, a resposta da taxa Selic ao hiato da inflação é crescente com relação à inflação corrente, e é maior para hiatos positivos da inflação do que hiatos negativos da inflação. Segundo, os resultados dos testes para quebras estruturais rejeitam a hipótese nula de estabilidade nos parâmetros da função de reação do BCB. Em geral, nós constatamos a existência de uma quebra estrutural ocorrendo no terceiro trimestre de 2003. Isso indica que a condução da política monetária brasileira no período de presidência de Armínio Fraga foi diferente das administrações de Henrique Meirelles e Alexandre Tombini. Terceiro, nós constatamos um aumento na resposta da taxa Selic ao hiato do produto e uma redução da reação ao hiato da inflação corrente no regime Meirelles-Tombini. Por fim, as evidências empíricas também sugerem que o BCB tem reagido à taxa de câmbio durante o regime Meirelles-Tombini.

Além desta introdução, este trabalho está organizado em cinco seções. Na seção 2, apresentamos o modelo macroeconômico estrutural e o problema de otimização da autoridade monetária que fundamenta teoricamente este trabalho. Na seção 3, descrevemos a metodologia empírica usada para estimar a forma reduzida da função de reação do BCB e testamos a presença de quebras estruturais nos coeficientes dessa equação. Os resultados são mostrados na quarta seção. A quinta seção traz as conclusões finais da pesquisa.

3.2 MODELO TEÓRICO

Nessa seção, apresentam-se o modelo macroeconômico estrutural e o problema de otimização do banco central, e deriva-se a regra monetária ótima que é robusta aos erros de especificação do modelo.

3.2.1 A estrutura da economia

O modelo teórico básico que fundamenta o presente trabalho é o modelo Novo-Keynesiano padrão analisado por Woodford (2003b), Galí (2008) e Tillmann (2011), entre outros. De acordo com esse modelo, a evolução de uma economia é representada pelo seguinte sistema de duas equações:

$$y_t = E_t(y_{t+1}) - \sigma^{-1}(i_t - E_t\pi_{t+1} - r_t^n) \quad (1)$$

$$\pi_t = \beta E_t\pi_{t+1} + \kappa_t(y_t) + u_t^s \quad (2)$$

onde y_t é o hiato do produto (o desvio do produto em relação ao produto potencial), π_t é a taxa de inflação, $E_t(y_{t+1})$ e $E_t\pi_{t+1}$ são os valores esperados para o hiato do produto e taxa de inflação em $t+1$ condicionados à informação disponível no período t , i_t é a taxa de juros nominal, r_t^n e u_t^s são, respectivamente, um choque na taxa natural de juros e um choque de custos. Assume-se que r_t^n e u_t^s são processos ruído branco com média zero e variância igual a 1. O parâmetro $\beta \in (0,1)$ é o fator de desconto subjetivo e $\sigma^{-1} > 0$ é a elasticidade de substituição intertemporal.

A curva IS, dada pela Eq. (1), é uma versão log-linearizada da equação de Euler para o consumo derivada da decisão ótima das famílias sobre consumo e poupança, após a imposição da condição de *market clearing*. O valor esperado para o hiato do produto mostra que, como as famílias preferem suavizar o consumo ao longo do tempo, a expectativa de um nível mais alto do consumo leva a um aumento do consumo presente, aumentando assim a demanda corrente pelo produto.

Já a curva de Phillips, dada pela Eq. (2), apreende a característica de preços nominais sobrepostos, onde as empresas possuem uma probabilidade constante de manter o preço do produto fixado em qualquer período do tempo (CALVO, 1983). A natureza discreta do ajuste de preços incentiva cada empresa a ajustar um preço mais elevado quanto maior a expectativa da inflação futura.

Seguindo Tillmann (2011), supõe-se que a autoridade monetária está incerta sobre o coeficiente medindo a inclinação da curva de Phillips, κ_t , dado por:

$$\kappa_t = \bar{\kappa} + z_t^{\kappa} \quad (3)$$

Especificamente, o banco central conhece o seu valor de referência desse coeficiente, $\bar{\kappa}$, mas desconhece a distorção do modelo, z_t^{κ} . Supõe-se ainda que o banco central não seja capaz de atribuir uma distribuição de probabilidade para z_t^{κ} .

3.2.2 O problema de otimização da autoridade monetária

Suponha que, condicionado à informação disponível no início do período, a autoridade monetária procura escolher a taxa de juros corrente i_t e uma sequência de taxa de juros futuras de forma a minimizar:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t L_t \quad (4)$$

sujeito as equações (1) e (2). A função perda do banco central no período t , L_t , é dada por:

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

em que π^* é a meta de inflação, λ_y é o peso relativo sobre o hiato do produto, e λ_i e $\lambda_{\Delta i}$ são os pesos relativos dados à estabilização da taxa de juros ao redor de uma meta implícita, i^* , e da taxa de juros no período $t-1$, i_{t-1} .³¹ A autoridade monetária é assumida estabilizar a inflação em torno da meta de inflação, manter o hiato do produto fechado a zero, e estabilizar a taxa de juros nominal em torno da meta i^* e da taxa de juros nominal em $t-1$.

Embora o banco central veja o modelo (1) e (2) com $z_t^k = 0$ (ou $\kappa_t = \bar{\kappa}$) como o modelo mais provável, ele se preocupa com os erros de especificação desse modelo de referência. Visto que a autoridade monetária não é capaz de atribuir uma distribuição de probabilidade para z_t^k , ela procurará seguir uma política que seja ótima ao pior resultado possível dentro de uma vizinhança do modelo de referência. Seguindo Hansen e Sargent (2008), supõe-se que o erro de especificação z_t^k do pior caso é escolhido por um agente malevolente fictício que procura maximizar a função perda do banco central. O modelo em que a autoridade monetária procura escolher i_t de forma a minimizar a função perda (5) e o agente malevolente procura escolher z_t^k que maximiza essa perda é denominado por Hansen e Sargent (2008) de modelo do pior-caso (*worst-case model*).

Ao minimizar a função perda no pior modelo possível dentro de um dado conjunto de modelos, o banco central determina a sua política ótima levando em consideração certo grau de erro de especificação do modelo. Isso é feito explicitamente ao supor que, dependendo do grau de robustez, o banco central aloca um orçamento ω para o agente malevolente, que usa esses recursos para criar o erro de especificação z_t^k . Dessa forma, a restrição orçamentária do agente malevolente é dada por:

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{1}{2} (z_t^k)^2 \leq \omega \quad (6)$$

Quando ω é zero, tem-se um problema de controle não robusto, isto é, a política ótima obtida não é robusta ao erro de especificação do modelo. Dessa maneira, para analisar os efeitos do erro de especificação é necessário deixar ω ser uma constante positiva.

³¹ A suavização da taxa de juros é justificada por várias razões, tais como: i) presença de incertezas quanto aos valores dos dados e dos coeficientes do modelo macroeconômico; ii) grandes mudanças na taxa de juros poderiam desestabilizar os mercados cambial e financeiro; iii) constantes variações na taxa de juros de curto prazo, mesmo se forem pequenas, provocariam grande efeito sobre a demanda agregada e taxa de inflação. Para uma pesquisa teórica e empírica sobre suavizamento da taxa de juros de política monetária, ver Clarida et al. (1998), Sack (1998), Woodford (1999, 2003a) e Sack e Wieland (2000).

Em conformidade com Hansen e Sargent (2008), a política monetária robusta é aquela que resolve o seguinte problema de min-max:

$$\min_{\{i_t\}} \max_{\{z_t^k\}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{1}{2} \left[(\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda_y (y_t)^2 + \lambda_i (i_t - i^*)^2 + \lambda_{\square} (i_t - i_{t-1})^2 \right] \quad (7)$$

sujeito as equações (1), (2) e (6). Supondo que o *policymaker* e o agente malevolente são incapazes de se comprometer com um plano ótimo, o problema de otimização (7) é resolvido sob discrição. Isto implica que o banco central e o agente malevolente tomam as expectativas das variáveis futuras como dadas e escolhem, respectivamente, a taxa de juros e erro de especificação corrente re-otimizando em cada período. Nesse caso, o Lagrangiano do problema de otimização pode ser escrito como:

$$\begin{aligned} \min_{\pi_t, y_t, i_t} \max_{z_t^k} L = & \frac{1}{2} \left[(\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda_y (y_t)^2 + \lambda_i (i_t - i^*)^2 + \lambda_{\square} (i_t - i_{t-1})^2 - \theta_{\kappa} (z_t^k)^2 \right] \\ & - \mu_t^y \left[(y_t) - E_t(y_{t+1}) + \sigma^{-1} (i_t - E_t \pi_{t+1} - r_t^n) \right] \\ & - \mu_t^{\pi} \left[\pi_t - \beta E_t \pi_{t+1} - (\bar{\kappa} + z_t^k)(y_t) - u_t^s \right] \end{aligned} \quad (8)$$

em que μ_t^y e μ_t^{π} são os multiplicadores de Lagrange associados a curva IS e a curva de Phillips.

O parâmetro $\theta_{\kappa} \in]0, +\infty[$ é inversamente relacionado à ω , e indica o conjunto de modelos disponíveis ao agente malevolente. Se θ_{κ} é um valor baixo (ou ω é alto), a autoridade monetária desenha uma política que é robusta a um amplo conjunto de erros de especificação, z_t^k . Assim, um menor valor de θ_{κ} indica uma maior preocupação do banco central com a robustez de sua política.

3.2.3 A regra monetária ótima

As condições de primeira ordem do problema min-max (8) com relação à y_t , π_t , i_t e z_t^k são, respectivamente:

$$\lambda_y (y_t) - \mu_t^y + (\bar{\kappa} + z_t^k) \mu_t^{\pi} = 0 \quad (9)$$

$$(\pi_t - \pi^*) - \mu_t^{\pi} = 0 \quad (10)$$

$$\lambda_i (i_t - i^*) + \lambda_{\Delta i} (i_t - i_{t-1}) - \mu_t^y \sigma^{-1} = 0 \quad (11)$$

$$-\theta_{\kappa} z_t^k + \mu_t^{\pi} (y_t) = 0 \quad (12)$$

Usando (10) em (12), obtém-se $z_t^k = (\theta_k)^{-1}(\pi_t - \pi^*)(y_t)$. Dado isso, pode-se usar (10) e (11) para eliminar os multiplicadores de Lagrange em (9) e resolver para obter a seguinte regra ótima de taxa de juros:

$$i_t = (1 - \rho_1) \left[c_0 + c_1(\pi_t - \pi^*) + c_2 y_t + c_3 (\pi_t - \pi^*)^2 y_t \right] + \rho_1 i_{t-1} \quad (13)$$

onde

$$c_0 = i^*; c_1 = \frac{\bar{\kappa}\sigma^{-1}}{\lambda_\gamma}; c_2 = \frac{\lambda_y \sigma^{-1}}{\lambda_\gamma}; c_3 = \frac{\theta_k^{-1} \sigma^{-1}}{\lambda_\gamma}; \rho_1 = \frac{\lambda_{\Delta i}}{\lambda_\gamma + \lambda_{\Delta i}}$$

É possível observar que a diferença entre a regra monetária (13) e a regra de Taylor (1993) diz respeito à inclusão da variável $(\pi_t - \pi^*)^2(y_t)$ e do termo de suavização da taxa de juros, $\rho_1 i_{t-1}$. Em adição, pode-se verificar que quanto menor o valor de θ_k (isto é, maior preferência do banco central por robustez), maior a resposta do banco central à variável $(\pi_t - \pi^*)^2(y_t)$.

Em razão da estrutura não linear da Eq. (13), as respostas de longo prazo do instrumento de política monetária ao desvio da inflação corrente em relação à meta inflacionária e ao hiato do produto são dadas por:

$$\frac{\partial i}{\partial (\pi - \pi^*)} = c_1 + 2c_3 (\pi - \pi^*) y \quad (14)$$

$$\frac{\partial i}{\partial y} = c_2 + c_3 (\pi - \pi^*)^2 \quad (15)$$

A Eq. (14) mostra que, quando o hiato do produto é positivo, a resposta da taxa juros ao hiato da inflação (ou desvio da inflação em relação à meta de inflação) tem duas importantes características: i) ela é crescente com relação à inflação corrente; e ii) ela é maior para hiatos positivos da inflação do que hiatos negativos da inflação do mesmo tamanho (em termos absolutos). Assim, como destacado por Tillmann (2011), a incerteza do banco central com respeito à inclinação da curva de Phillips introduz não linearidade e assimetria na regra ótima para a taxa de juros. Em relação à resposta ao hiato do produto, a Eq. (15) indica que um maior hiato da inflação gera uma reação mais forte da autoridade monetária ao produto da economia.

3.3 METODOLOGIA

Nesta seção, deriva-se a forma reduzida para a regra de taxa de juros robusta que será estimada com a finalidade de testar não linearidades na condução de política monetária do BCB decorrentes dos erros de especificação considerados na seção 2. Além disso, apresentam-se os métodos de estimação e os testes de quebras estruturais que serão utilizados para verificar a estabilidade dos coeficientes na regra monetária e os dados que serão utilizados no estudo.

3.3.1 A forma reduzida da regra de política monetária

Para fins de estimação, três alterações são realizadas na regra monetária (13). Primeiro, um choque aleatório para a taxa de juros, v_t , é incluído nessa equação. Segundo, nós consideramos uma meta de inflação variável (π^*). Esta modificação é necessária visto que, no período de 1999-2004, as metas de inflação, estabelecidas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN), mudaram anualmente. Terceiro, a taxa de juros nominal em $t-2$ é inserida na regra de política para minorar possíveis problemas de autocorrelação serial.³² Fazendo essas alterações, a especificação da regra de política a ser estimada é dada por:

$$i_t = d_0 + d_1(\pi_t - \pi_t^*) + d_2 y_t + d_3(\pi_t - \pi_t^*)^2 y_t + \rho_1 i_{t-1} + \rho_2 i_{t-2} + v_t \quad (16)$$

em que $d_\tau = (1 - \rho_1 - \rho_2)c_\tau$, $\tau = 0, 1, 2, 3$. Os coeficientes d_1 , d_2 e d_3 (c_1 , c_2 e c_3) medem a resposta de curto prazo (longo prazo) da taxa de juros ao hiato da inflação corrente, hiato do produto e à interação do quadrado do hiato da inflação com o hiato do produto.

3.3.2 Testes de quebra estrutural

A função de reação (16) supõe que os parâmetros das regressões são constantes no tempo. Entretanto, após a adoção do regime de metas de inflação em 1999, a economia brasileira tem sido atingida por inúmeros choques (crise energética de 2001, crise cambial de 2002, recessão de 2003, crise econômica mundial de 2008 etc), e BCB tem sido dirigido por três diferentes presidentes (Armínio Fraga, Henrique Meirelles e Alexandre Tombini). Esses fatos podem ter alterado a condução da política monetária brasileira, isto é, modificado as

³² Este procedimento também foi adotado por Aragón e Portugal (2010) e Minella e Souza-Sobrinho (2013).

respostas do BCB às alterações na taxa de inflação e no hiato do produto. Para verificar isso, esse trabalho utilizará testes de quebras estruturais para testar a hipótese de estabilidade dos parâmetros da regra de taxa de juros.

A literatura econométrica sobre testes para quebra estrutural nos parâmetros de uma regressão é vasta.³³ Recentemente, alguns trabalhos tem considerado o problema de realizar testes para quebras estruturais em equações com regressores endógenos (isto é, correlacionados com os erros). Hall et al. (2012) mostram que a minimização de um critério de Mínimos Quadrados em Dois Estágios produz estimadores consistentes para as frações das quebras. Perron e Yamamoto (2014) expõem uma simples prova dos resultados de Hall et al. (2012). Adicionalmente, eles mostram que todas as suposições feitas por Bai e Perron (1998, 2003a), obtidas com regressores originais não correlacionados contemporaneamente com os erros, são satisfeitas. Desse modo, os resultados de Bai e Perron (1998, 2003a) são válidos para equações com regressores endógenos.

Como a regra monetária (16) possui regressores potencialmente endógenos (o hiato da inflação e o hiato do produto), este trabalho segue Perron e Yamamoto (2013) e usa um procedimento alternativo para testar quebras estruturais em modelos lineares com regressores endógenos. Tal procedimento consiste em ignorar a endogeneidade dos regressores e realizar os testes de quebras baseados na estimação da equação estrutural por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Essa metodologia é justificada por quatro razões, a saber: i) mudanças nos verdadeiros parâmetros do modelo implicam em mudanças nas probabilidades limites do estimador MQO; ii) o modelo pode ser reformulado de forma que os regressores e erros não sejam correlacionados, permitindo assim que o procedimento empírico e as distribuições limites dos testes de quebra apresentados por Bai e Perron (1998, 2003a) possam ser utilizados; iii) como os regressores gerados pelo procedimento de variáveis instrumentais (VI) tem menos variação quadrática do que os regressores originais, uma alteração nos verdadeiros parâmetros leva a uma maior mudança na média condicional da variável dependente em uma estrutura de MQO do que em uma estrutura de VI; iv) usar a abordagem MQO leva a estimativas consistentes das frações das quebras, e aperfeiçoa a eficiência das estimativas e o poder dos testes em várias situações. A fim de ilustrar o procedimento de estimação das quebras estruturais, deixe um modelo de regressão linear múltipla com m quebras que ocorrem em $\{T_1, \dots, T_m\}$ ser expresso por:

³³ Há uma grande quantidade de trabalhos estatísticos e econométricos sobre testes para quebras estruturais. Para uma excelente revisão sobre isto, ver Perron (2006).

$$i = \bar{X}d + v \quad (17)$$

onde $i = (i_1, \dots, i_T)'$ é a variável dependente e $\bar{X} = \text{diag}(X_1, \dots, X_{m+1})$ é uma matriz $T \times (m+1)p$ com $X_i = (x_{T_{i-1}+1}, \dots, x_{T_i})'$ para $i = 1, \dots, m+1$, $T_0 = 0$ e $T_{m+1} = T$. Observe que cada matriz X_i é o subconjunto da matriz de regressores correspondente ao regime i . A matriz \bar{X} é uma partição diagonal da matriz $T \times p$ de regressores, X , com a partição sendo tomada com relação ao conjunto $\{T_1, \dots, T_m\}$. Alguns ou todos regressores em X podem ser correlacionados com os erros. O vetor $d = (d'_1, \dots, d'_{m+1})'$ é um vetor $(m+1)p$ de coeficientes e $v = (v_1, \dots, v_T)'$ é o vetor de distúrbios.

Deixe as verdadeiras datas das quebras serem denotadas por um sobrescrito 0, isto é, $\{T_1^0, \dots, T_m^0\}$, \bar{X}_0 ser uma partição diagonal de X de acordo com $\{T_1^0, \dots, T_m^0\}$ e d^0 ser o vetor dos verdadeiros valores dos parâmetros. Além disso, as verdadeiras frações das quebras são denotadas por $(\lambda_1^0, \dots, \lambda_m^0) = (T_1^0/T, \dots, T_m^0/T)$. Dado isso, observe que o Processo Gerador dos Dados (DGP) para (17) pode ser escrito como:

$$\begin{aligned} i &= \bar{X}_0 d^0 + P_{\bar{X}_0} v + (I - P_{\bar{X}_0}) v \\ &= \bar{X}_0 [d^0 + (\bar{X}'_0 \bar{X}_0)^{-1} \bar{X}'_0 v] + (I - P_{\bar{X}_0}) v = \bar{X}_0 d_T^* + v^* \end{aligned} \quad (18)$$

em que $v^* = (I - P_{\bar{X}_0}) v$ e $d_T^* = d^0 + (\bar{X}'_0 \bar{X}_0)^{-1} \bar{X}'_0 v$. Pode-se verificar que $d_T^* \rightarrow_p d^*$ e \bar{X}_0 é não correlacionado com v^* . Dessa forma, o estimador MQO, \hat{d}^* , será consistente para d^* . Diante disso, as datas das quebras podem ser estimadas através da minimização da soma dos quadrados dos resíduos da regressão:

$$i = \bar{X} d^* + v^* \quad (19)$$

As estimativas das datas das quebras são dadas por:

$$(\hat{T}_1^*, \dots, \hat{T}_m^*) = \arg \min_{T_1, \dots, T_m} SSR_T^*(T_1, \dots, T_m) \quad (20)$$

onde $SSR_T^*(T_1, \dots, T_m) = (i - \bar{X} d^*)'(i - \bar{X} d^*)$ é a soma dos quadrados dos resíduos para a partição (T_1, \dots, T_m) , tal que $T_i - T_{i-1} \geq q$ onde $q \geq 0$ é a quantidade mínima de observações que um regime i deve conter. Perron e Yamamoto (2013) mostram que as estimativas das frações das quebras $(\hat{\lambda}_1^*, \dots, \hat{\lambda}_m^0) = (\hat{T}_1^*/T, \dots, \hat{T}_m^*/T)$ são consistentes e tem a mesma taxa de convergência

que aquelas obtidas pela abordagem MQO usual com regressores não correlacionados com os erros.

Para testar a existência de quebras estruturais nos parâmetros da função de reação do BCB, nós seguimos Bai e Perron (2003a) e utilizamos dois testes. O primeiro é o teste $\sup F_T$ cujo objetivo é testar a hipótese nula de ausência de quebra estrutural contra a hipótese alternativa de $m = k$ quebras. Para apresentarmos a estatística de teste, vamos denotar (T_1, \dots, T_k) como a partição tal que $T_i = [T\lambda_i]$ ($i = 1, \dots, k$), e R com uma matriz tal que $(R\hat{d}^*)' = (d_1^{*'} - d_2^{*'}, \dots, d_k^{*'} - d_{k+1}^{*'})$. Defina

$$F_T(\lambda_1, \dots, \lambda_k; p) = \frac{1}{T} \left(\frac{T - (k+1)}{kp} \right) \hat{d}^{*'} R' (R\hat{V}(\hat{d}^*)R')^{-1} R\hat{d}^* \quad (21)$$

onde $\hat{V}(\hat{d}^*)$ é uma estimativa da matriz de covariância \hat{d}^* . A estatística $\sup F_T$ é dada por:

$$\sup F_T(k; p) = F_T(\hat{\lambda}_1^*, \dots, \hat{\lambda}_k^*; p) \quad (22)$$

onde $(\hat{\lambda}_1^*, \dots, \hat{\lambda}_k^*)$ minimiza a soma global dos quadrados dos resíduos. A distribuição assintótica da estatística $\sup F_T$ depende de um parâmetro de fracionamento (*trimming*), $\varepsilon = q/T$.

O segundo teste, denominado de $F_T(l+1|l)$, tem a finalidade de testar a hipótese nula de l quebras contra a hipótese alternativa de $l+1$ quebras. Para o modelo com l quebras, as estimativas das datas das quebras são obtidas através do procedimento sequencial (Bai, 1997; Bai e Perron, 1998). A estratégia de Bai e Perron (1998, 2003a) consiste em testar a presença de uma quebra estrutural adicional em cada um dos $l+1$ segmentos. O teste é aplicado a cada segmento que contém as observações \hat{T}_{i-1} até \hat{T}_i ($i = 1, \dots, l+1$). Nós rejeitamos a hipótese nula de l quebras em favor de um modelo com $l+1$ se o mínimo global da soma dos quadrados dos resíduos (sob todos os segmentos onde uma quebra adicional é incluída) é suficientemente menor que a soma dos quadrados dos resíduos do modelo com l quebras.

Os valores críticos para os testes $\sup F_T$ e $F_T(l+1|l)$ são apresentados em Bai e Perron (2003b). Entretanto, quando a correlação entre os regressores e os erros muda entre os segmentos, ou a distribuição marginal dos regressores exibem alterações (devido a uma mudança na média e/ou variância dos regressores), as distribuições limite daquelas estatísticas

diferem das apresentadas por Bai e Perron (2003b).³⁴ Neste caso, Perron e Yamamoto (2013) mostram que os testes $\sup F_T$ e $F_T(l+1|l)$ podem sofrer de pequenas distorções de tamanho. Seguindo a sugestão desses autores, os resultados serão apresentados considerando os valores críticos obtidos utilizando o método de *bootstrap* com regressores fixados de Hansen (2000).

Embora o método baseado em MQO seja apropriado em várias situações, nós também estimamos as datas das quebras e realizamos os testes para quebras estruturais baseados no procedimento de VI. Para isso, nós assumimos que existe um conjunto de q variáveis z_t que podem servir como instrumentos. Deixe $Z = (z_1, \dots, z_T)'$ denotar uma matriz T por q . Nós buscamos estimar as datas desconhecidas das quebras usando as variáveis observadas (i, X, Z) . Nesse caso, a regressão de VI relevante é dada por:

$$i = \bar{X}^* d + \tilde{u} \quad (23)$$

onde $\bar{X}^* = \text{diag}(\hat{X}_1, \dots, \hat{X}_{m+1})$, $\hat{X}_i = (\hat{x}_{T_{i-1}+1}, \dots, \hat{x}_{T_i})'$, e $\hat{X} = (\hat{x}_1, \dots, \hat{x}_T)' = P_Z X$ onde $P_Z = Z(Z'Z)^{-1}Z'$. O termo de erro é $\tilde{u} = (\tilde{u}_1, \dots, \tilde{u}_T)'$ com $\tilde{u}_t = \eta_t = (x'_t - \hat{x}'_t)\delta_j$ para $T_{j-1}+1 \leq t \leq T_j$. As estimativas das datas das quebras são dadas por:

$$(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m) = \arg \min_{T_1, \dots, T_m} SSR_T(T_1, \dots, T_m) \quad (24)$$

onde SSR_T é a soma dos quadrados dos resíduos da regressão (23) estimada por MQO e avaliada na (T_1, \dots, T_m) .

Na prática, nós empregamos o seguinte procedimento:

- i) estimamos as formas reduzidas de $\hat{X}_1, \dots, \hat{X}_{m+1}$ e \hat{X} por MQO, encontramos as datas das quebras sequencialmente e utilizamos os testes $\sup F_T(l+1|l)$ para testar a significância estatística dessas mudanças;
- ii) se as formas reduzidas são instáveis, nós obtemos os valores preditos de $\hat{X}_1, \dots, \hat{X}_{m+1}$ e \hat{X} em cada subamostra delimitada pelas datas das quebras estimadas no passo (i). Caso a forma reduzida seja estável, o regressor gerado é obtido considerando a amostra completa;
- iii) nós estimamos a função de reação (16) com os regressores endógenos substituídos pelos regressores gerados no passo (ii) e usamos a estatística $F_T(l+1|l)$ para testar a existência de quebras estruturais nessas equações.

³⁴ Para testes de quebra estrutural considerando mudanças na distribuição marginal dos regressores, ver Hansen (2000).

Perron e Yamamoto (2013, 2014) destacam que o procedimento de VI descrito acima é eficiente quando comparado ao de Hall et al. (2012) porque utiliza toda informação da amostra.³⁵ Entretanto, se as formas reduzidas são instáveis, a mudança na distribuição marginal dos regressores na equação estrutural estimada impede a utilização dos valores críticos apresentados em Bai e Perron (2003b) para os testes $\sup F_T$ e $F_T(l+1|l)$. Neste caso, nós seguimos Perron e Yamamoto (2013) e empregamos o método de *bootstrap* com regressores fixados de Hansen (2000).

3.4 RESULTADOS

3.4.1 Dados e teste de raiz unitária

Para estimar as funções de reação não lineares do BCB descritas na seção 3.1, serão utilizados dados mensais para o período de janeiro de 2000 a dezembro de 2013. As séries serão obtidas dos *sites* do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) e Banco Central do Brasil. A variável dependente, i_t , é a taxa de juros Selic acumulada no mês e anualizada. Esta variável tem sido utilizada como o principal instrumento da política monetária sob o sistema de metas inflacionárias.

A taxa de inflação, π_t , é a inflação acumulada nos últimos dozes meses, medida pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).³⁶ A meta de inflação mensal (π_t^*) é obtida através da interpolação linear das metas anuais.

O hiato do produto, y_t , é mensurado pela diferença percentual entre o índice de produção industrial ajustado sazonalmente e o produto potencial. Aqui, um importante problema surge porque o produto potencial é uma variável não observada e, por isso, deve ser estimado. Diante disso, a variável *proxy* para o produto potencial é obtida de três maneiras: pelo filtro Hodrick-Prescott (HP), por um modelo de tendência linear (TL) e por um modelo de tendência quadrática (TQ). As séries de hiato do produto construídas a partir das diferentes estimativas do produto potencial são denominadas de $y_{HP,t}$ (HP), $y_{TL,t}$ (TL) e $y_{TQ,t}$ (TQ).

³⁵ O procedimento de Hall et al. (2012) consiste em aplicar testes para mudanças nos parâmetros da forma estrutural para todas as subamostras definidas pelas estimativas das datas das quebras nas formas reduzidas.

³⁶ O IPCA é calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e é o índice de preços utilizado pelo CMN como referência para o regime de metas de inflação.

Tabela 1 – Testes de raiz unitária

Variável	Regressores exógenos	ADF(k)	ERS	$MZ_{\alpha}^{OLS}(k)$	$MZ_t^{OLS}(k)$
i_t	c,t	-3,309* (4)	3,690*** (4)	-25,40*** (4)	-3,558*** (4)
π_t	c	-1,909(13)	3,325* (13)	-8,432** (13)	-2,022** (13)
π_t^*	c	-3,225** (0)	5,271(0)	-5,866* (0)	-1,657* (0)
$y_{HP,t}$	-	-3,521*** (0)	1,418*** (0)	-18,75*** (0)	-3,036*** (0)
$y_{TL,t}$	-	-2,497** (0)	3,073** (0)	-9,305** (0)	-2,070** (0)
$y_{TO,t}$	-	-2,792*** (0)	2,613** (0)	-10,59** (0)	-2,254** (0)

Nota: *** denota significância a 1%, ** a 5%, * a 10%.

Para verificarmos a estacionariedade das variáveis do modelo, nós utilizamos quatro testes de raiz unitária, a saber: ADF (*Augmented Dickey-Fuller*), ERS, de Elliot et al. (1996), e os testes MZ_{α}^{OLS} e MZ_t^{OLS} , sugerido por Perron e Ng (1996) e Ng e Perron (2001).³⁷ Como indicado por Ng e Perron (2001), a escolha do número de defasagens (k) foi baseada no critério de informação Akaike Modificado (MAIC) considerando um número máximo de defasagens de $kmax = \text{int}(12(T/100)1/4) = 13$. Foram incluídas como componentes determinísticos a constante (c) e uma tendência linear (t) para o caso em que esses componentes foram estatisticamente significativos. Os resultados da Tabela 1 mostram que, em geral, podemos rejeitar a hipótese de raiz unitária nas séries taxa Selic, inflação, meta de inflação e hiato do produto.

3.4.2 A função de reação do BCB com parâmetros constantes

Inicialmente, nós estimamos a função de reação do BCB considerando que os parâmetros dessa equação são constantes. Como a inflação e o hiato do produto são variáveis potencialmente endógenas, a regra de taxa de juros (16) é estimada usando o método de VI com a matriz de covariância robusta a heteroscedasticidade e autocorrelação serial nos resíduos. Em específico, é empregado o método proposto por Newey e West (1987) com kernel de Bartlett e bandwidth fixo para estimar a matriz de variância e covariância. Os instrumentos usados são um termo constante, as defasagens 1-2 da taxa Selic e do desvio da inflação com relação à meta, as defasagens 2-3 do hiato do produto, a variação da taxa de câmbio nominal em $t-1$ (ΔE_{t-1}) e à interação do quadrado do hiato da inflação com o hiato do produto em $t-2$. Estes instrumentos implicam em 2 restrições de sobre identificação. A validade destas restrições é testada através do teste J de Hansen (1982). Adicionalmente, dois outros testes são utilizados, a saber: i) o teste de Durbin-Wu-Hausman para testar a hipótese nula de exogeneidade dos regressores $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6, \beta_7, \beta_8, \beta_9, \beta_{10}, \beta_{11}, \beta_{12}, \beta_{13}, \beta_{14}, \beta_{15}, \beta_{16}, \beta_{17}, \beta_{18}, \beta_{19}, \beta_{20}, \beta_{21}, \beta_{22}, \beta_{23}, \beta_{24}, \beta_{25}, \beta_{26}, \beta_{27}, \beta_{28}, \beta_{29}, \beta_{30}, \beta_{31}, \beta_{32}, \beta_{33}, \beta_{34}, \beta_{35}, \beta_{36}, \beta_{37}, \beta_{38}, \beta_{39}, \beta_{40}, \beta_{41}, \beta_{42}, \beta_{43}, \beta_{44}, \beta_{45}, \beta_{46}, \beta_{47}, \beta_{48}, \beta_{49}, \beta_{50}, \beta_{51}, \beta_{52}, \beta_{53}, \beta_{54}, \beta_{55}, \beta_{56}, \beta_{57}, \beta_{58}, \beta_{59}, \beta_{60}, \beta_{61}, \beta_{62}, \beta_{63}, \beta_{64}, \beta_{65}, \beta_{66}, \beta_{67}, \beta_{68}, \beta_{69}, \beta_{70}, \beta_{71}, \beta_{72}, \beta_{73}, \beta_{74}, \beta_{75}, \beta_{76}, \beta_{77}, \beta_{78}, \beta_{79}, \beta_{80}, \beta_{81}, \beta_{82}, \beta_{83}, \beta_{84}, \beta_{85}, \beta_{86}, \beta_{87}, \beta_{88}, \beta_{89}, \beta_{90}, \beta_{91}, \beta_{92}, \beta_{93}, \beta_{94}, \beta_{95}, \beta_{96}, \beta_{97}, \beta_{98}, \beta_{99}, \beta_{100}$; e ii) o teste F de Cragg-

³⁷ A hipótese nula dos testes é que a série é não estacionária, ou seja, raiz unitária.

Donald, proposto por Stock e Yogo (2005), para testar a hipótese nula de que os instrumentos são fracos.³⁸

Na Tabela 2, os resultados dos testes para as diferentes medidas do hiato do produto indicam que podemos rejeitar as hipóteses de que os regressores d_1 , d_2 e d_3 são exógenos, e que os instrumentos utilizados nas regressões são fracos. Além disso, o teste J mostra que não podemos rejeitar a hipótese nula de que as restrições de sobre identificação são satisfeitas.

Tabela 2 – Estimativas das funções de reação do BCB

Parâmetros	HP	TL	TQ
d_0	0,034 (0,078)	0,084 (0,081)	0,034 (0,079)
d_1	0,075*** (0,024)	0,106*** (0,033)	0,105*** (0,033)
d_2	0,022** (0,008)	0,017** (0,007)	0,019** (0,008)
d_3	0,003*** (0,001)	0,003*** (0,001)	0,002*** (0,001)
θ_1	1,776*** (0,080)	1,790*** (0,087)	1,788*** (0,079)
θ_2	-0,786*** (0,078)	-0,806*** (0,084)	-0,800*** (0,076)
$\partial i/\partial(\pi - \pi^*)$	6,515	5,272	6,981
$\partial i/\partial(y)$	4,606	2,519	3,256
<i>J-statistic (p-valor)</i>	0,548	0,489	0,414
<i>Teste de Hausman (p-valor)</i>	0,000	0,000	0,000
<i>Cragg-Donald F-stat</i>	14,79 [†]	14,18 [†]	15,15 [†]
<i>R²-ajustado</i>	0,995	0,995	0,995

Notas: *** denota significância a 1%, ** a 5%, * a 10%. Os erros padrão estão entre os parênteses. [†] Indica que o viés relativo do estimador de VI em relação ao estimador MQO é no máximo 5%.

As estimativas dos parâmetros da função de reação (16) são reportadas na Tabela 2. Com exceção de d_0 , os valores dos coeficientes da regra monetária foram significativos a 5% e bastante semelhantes considerando as diferentes medidas do hiato do produto. As estimativas para a resposta de curto prazo da taxa Selic ao nível do hiato da inflação, d_1 , foram iguais a 0,075 para a especificação HP, e 0,106 para a especificação TL. Para o hiato do produto, os valores do coeficiente d_2 indicam que o BCB também tem respondido a essa variável, mas com menos vigor em comparação ao hiato da inflação.

Em relação à presença de não linearidade na função de reação do BCB, nós destacamos que o coeficiente d_3 foi positivo e estatisticamente diferente de zero. Isso sugere que a incerteza relacionada aos efeitos do hiato do produto sobre a inflação tem sido importante na explicação do ajuste da taxa de juros Selic. Adicionalmente, a significância de

³⁸ Como destacado por Stock e Yogo (2005), a presença de instrumentos fracos pode resultar em estimadores de VI viesados. Assim, seguindo esses autores, os instrumentos serão considerados fracos quando o viés do estimador de VI em relação ao viés do estimador MQO for maior do que algum valor b (por exemplo, $b = 5\%$).

d_3 indica que, quando o hiato do produto é positivo, a resposta da taxa Selic ao hiato da inflação é crescente com relação à inflação corrente, e é maior para hiatos positivos da inflação do que hiatos negativos da inflação do mesmo tamanho (em termos absolutos).

Dada a estrutura não linear na função de reação, a resposta de longo prazo da taxa Selic ao hiato da inflação é dada por $\partial i / \partial (\pi - \pi^*) = [d_1 + 2d_3 E(\pi - \pi^*)y] / (1 - \rho_1 - \rho_2)$, onde $E(\bullet)$ denota a média amostral. Os resultados apresentados na Tabela 2 indicam que a reação da taxa Selic a um hiato da inflação de 1 ponto percentual foi igual a 6,52 para a especificação HP, e 5,27 para a especificação TL. Isso mostra que a regra de política monetária tem satisfeito o princípio de Taylor (1993), ou seja, o BCB tem elevado a taxa Selic o suficiente para aumentar a taxa de juros real em resposta a uma elevação no hiato da inflação corrente. Vale ressaltar também que as estimativas de $\partial i / \partial (\pi - \pi^*)$ estão acima das obtidas por Moura e Carvalho (2010), Aragón e Portugal (2010) e Aragón e Medeiros (2013). Esses trabalhos não consideram a não linearidade advinda da incerteza acerca da inclinação da curva de Phillips, além de analisar a condução da política para um período mais curto do regime de metas de inflação.

A resposta de longo prazo da taxa Selic ao hiato do produto, dada por $\partial i / \partial y = [d_2 + d_3 E((\pi - \pi^*)^2)] / (1 - \rho_1 - \rho_2)$, mostra que o BCB tem reagido ao hiato do produto. Quando comparamos os resultados das três especificações consideradas, nós observamos que a reação da taxa Selic foi maior ao hiato do produto calculado a partir do filtro HP e menor para o hiato do produto obtido do modelo de tendência linear.

Por fim, a suavização da taxa Selic para as diferentes medidas de hiato do produto foram aproximadamente de 0,990, 0,988 e 0,984, respectivamente. Esse resultado está em consenso com a literatura acerca de suavização da taxa de juros no curto prazo e reflete o ajustamento desse instrumento de política em intervalos e em montantes discretos.

3.4.3 A função de reação do BCB com quebra estrutural

Uma suposição importante feita sobre a regra monetária apresentada na seção anterior é que os seus parâmetros têm se mantido estáveis ao longo do período analisado. Aqui, nós relaxamos essa suposição e investigamos a presença de quebras estruturais nos coeficientes da função de reação do BCB. Para isso, utilizamos os métodos baseados em MQO e VI descritos na seção 3.2.

De início, nós testamos a estabilidade dos parâmetros das formas reduzidas. Este procedimento é necessário para a utilização dos testes de quebra estrutural no método de VI.³⁹ A Tabela 3 apresenta os resultados dos testes de quebra estrutural e as estimativas das datas das quebras para a forma reduzida de cada variável endógena da função de reação (16) utilizando as diferentes medidas de hiato do produto.⁴⁰ Seguindo Perron e Yamamoto (2013), nós utilizamos o método de *bootstrap* com regressores fixados de Hansen (2000) para avaliar a significância dos testes.⁴¹ Os resultados dos testes mostram que há pelo menos uma quebra em cada equação. Com exceção da variável $\pi_t - \pi_t^*$ que possui apenas uma quebra, o teste $F_T(l+1|l)$ indica a existência de múltiplas quebras nas formas reduzidas para o hiato da inflação corrente e hiato do produto nas suas diferentes medidas. Com respeito às datas das quebras, nós verificamos que as datas são semelhantes entre as diferentes medidas de hiato do produto. Além disso, nós constatamos que 45% das quebras ocorreram nos anos de 2003 e 2008, que foram períodos de instabilidade e crise na economia brasileira.

Tabela 3 - Testes de quebra estrutural para as formas reduzidas

Função de reação	Variável dependente	SupF(1)	$F_T(2 1)$	$F_T(3 2)$	Datas das quebras
(HP)	$\pi_t - \pi_t^*$	96,62 ^[**]	63,96 ^[***]	27,62	03:01;05:04
	$y_{HP,t}$	66,07 ^[***]	78,83 ^[***]	41,78 ^[***]	05:03;08:11;10:11
	$(\pi_t - \pi_t^*)^2$	468,1 ^[***]	42,44	-	03:08
(TL)	$\pi_t - \pi_t^*$	98,25 ^[**]	52,59 ^[***]	35,95 ^[**]	03:01;05:01;10:05
	$y_{TL,t}$	66,01 ^[***]	93,36 ^[***]	64,83 ^[***]	04:07;08:11;10:11
	$(\pi_t - \pi_t^*)^2$	470,9 ^[***]	44,80	-	03:08
(TQ)	$\pi_t - \pi_t^*$	99,28 ^[**]	54,77 ^[**]	33,49 ^[*]	03:01; 05:01; 10:05
	$y_{TQ,t}$	57,74 ^[***]	91,46 ^[***]	60,48 ^[***]	04:07;08:11;10:11
	$(\pi_t - \pi_t^*)^2$	444,7 ^[***]	45,12	-	03:08

Nota: *** denota significância a 1%, ** a 5%, * a 10%. O teste foi realizado pelo método de *bootstrap* com regressores fixados de Hansen (2000).

Agora, nós vamos testar a estabilidade dos parâmetros da função de reação do BCB através dos métodos baseados em MQO e VI. A Tabela 4 apresenta os resultados dos testes e as estimativas das datas das mudanças. Nós podemos verificar que tanto o método baseado em MQO quanto em VI, o teste *SupF* permite rejeitar a hipótese nula de estabilidade dos parâmetros das função de reação do BCB a um nível de significância de 5%. Por sua vez, o teste $F_T(2|1)$ indica a existência de apenas uma quebra estrutural. A estimativa da data da quebra (julho de 2003) sugere que a condução da política monetária brasileira foi diferente

³⁹ Como sugerido por Perron e Yamamoto (2013, 2014), Hall et al. (2012) e Boldea et al. (2012).

⁴⁰ Para todos os testes de quebra estrutural, nós consideramos o procedimento sequencial de Bai e Perron (1998), fixamos o número máximo de quebras em 3 e utilizamos uma aparagem de 15% (o que implica que cada regime terá no mínimo 23 observações).

⁴¹ Para todos os testes, o número de replicações *bootstrap* foi igual a 1000.

entre as administrações de Armínio Fraga e de Henrique Meirelles e Alexandre Tombini. Esse resultado está linha com aqueles obtidos por Medeiros e Aragón (2013).

Tabela 4 - Testes para quebra estrutural na função de reação do BCB

Especif.	Sup $F_T(1)$	$F_T(2 1)$	Data da quebra
Método baseado em MQO			
(HP)	75,01 ^[**]	17,42	03:07
(TL)	77,18 ^[**]	20,40	03:07
(TQ)	78,88 ^[***]	20,21	03:07
Método baseado em VI			
(HP)	57,71 ^[**]	17,04	03:07
(TL)	60,09 ^[***]	21,24	03:07
(TQ)	61,36 ^[**]	21,12	03:07

Nota: *** denota significância a 1%, ** a 5%, * a 10%. O teste foi realizado pelo método de *bootstrap* com regressores fixados de Hansen (2000).

Dado os resultados dos testes de quebra estrutural, o próximo passo consiste na estimação das funções de reação para os dois subperíodos determinados pela data da quebra, a saber: 2000:04-2003:07 (regime Fraga) e 2003:08-2013:12 (regime Meirelles-Tombini). O método de estimação utilizado foi o de VI, onde levamos em conta as quebras estruturais nas formas reduzidas. A Tabela 5 apresenta os resultados do modelo. Em geral, nós podemos observar que os coeficientes estimados são semelhantes quando analisados para as diferentes medidas de hiato do produto. Em específico, os resultados revelam uma redução na resposta de curto prazo da taxa Selic ao nível do hiato da inflação (d_1). Para todas as especificações considerando diferentes medidas de hiato do produto, o coeficiente d_1 foi significativo a 1% no regime Fraga. Em contraposição, no regime Meirelles-Tombini, apenas a regra de política com $y_{TQ,t}$ apresentou um coeficiente d_1 estatisticamente diferente de zero. Em relação à resposta de curto prazo da taxa Selic ao nível do hiato do produto (d_2), nós podemos observar que esta não foi significativa no regime Fraga, mas positiva e significativa no regime Meirelles-Tombini. Os resultados mostram também que o coeficiente d_3 , que mede o efeito da incerteza acerca do *trade-off* na curva de Phillips sobre a taxa de juros Selic, apresentou um pequeno aumento após a data da quebra.

Tabela 5 – Estimativas das funções de reação do BCB

Parâmetros	HP		TL		TQ	
	00:04- 03:07	03:08- 13:12	00:04- 03:07	03:08- 13:12	00:04- 03:07	03:08- 13:12
d_0	1,265 (1,232)	0,127** (0,061)	1,350 (1,088)	0,183*** (0,060)	1,199 (1,081)	0,136** (0,064)
d_1	0,284*** (0,075)	0,006 (0,015)	0,294*** (0,080)	0,021 (0,015)	0,292*** (0,078)	0,026* (0,015)
d_2	0,010 (0,054)	0,015*** (0,004)	0,013 (0,055)	0,010** (0,005)	0,026 (0,052)	0,012** (0,005)
d_3	0,002* (0,001)	0,003*** (0,0004)	0,002* (0,001)	0,003*** (0,0003)	0,002** (0,001)	0,003*** (0,0003)
θ_1	1,410*** (0,129)	1,723*** (0,057)	1,444*** (0,125)	1,712*** (0,056)	1,471*** (0,121)	1,691*** (0,057)
θ_2	-0,530*** (0,104)	-0,735*** (0,055)	-0,567*** (0,095)	-0,730*** (0,054)	-0,584*** (0,089)	-0,706*** (0,056)
$\partial_i/\partial(\pi-\pi^*)$	2,144	0,398	1,977	0,904	2,110	1,420
$\partial_i/\partial(y)$	0,558	2,193	0,521	1,162	0,636	1,520
R^2 -ajustado	0,997		0,997		0,997	

Nota: *** denota significância a 1%, ** a 5%, * a 10%. Desvio padrão (entre os parênteses). † Indica que o viés relativo do estimador de VI em relação ao estimador MQO é no máximo 5%.

A importância de considerarmos a incerteza na curva de Phillips é refletida nas respostas de longo prazo do BCB ao hiato da inflação e ao hiato do produto. Como vemos na Tabela 5, a reação de longo prazo do BCB ao hiato da inflação ($\partial i/\partial(\pi-\pi^*)$) diminuiu após a data da quebra. Isso indica que, apesar do aumento em d_3 , a redução da resposta ao nível do hiato da inflação empurrou para baixo a resposta de longo prazo da taxa Selic à inflação. Já a resposta de longo prazo ao hiato do produto, dada por $\partial i/\partial y$, aumentou após no regime Meirelles-Tombini em decorrência do acréscimo em ambos os coeficientes d_2 e d_3 . Essa maior atenção da autoridade monetária brasileira ao excesso de demanda pós-2003 também foi verificada por Aragón e Medeiros (2014).

3.4.4 Análise de robustez

Nesta subseção, nós consideramos a robustez dos resultados expostos na seção anterior. Os objetivos desse exercício são: i) estender o modelo de Tillmann (2011) para verificar se aqueles resultados são mantidos quando o problema de otimização do BCB e o modelo macroeconômico estrutural levam em consideração a taxa de câmbio; e ii) investigar como o BCB tem respondido às oscilações na taxa de câmbio. Além disso, nós procuramos estimar uma função de reação em que a autoridade monetária atua *forward-looking* respondendo aos desvios da inflação esperada em relação à meta de inflação.

Em relação à importância da taxa de câmbio para a condução da política monetária, vários estudos têm investigado se os bancos centrais respondem diretamente às variações

cambiais. Clarida et al. (1998) encontram que os Bancos Centrais da Alemanha e do Japão incluem a taxa de câmbio real nas suas funções de reação, embora a magnitude dessas respostas seja pequena. Mohanty e Klau (2004) estimam regras de Taylor modificadas e constataam que vários bancos centrais de países emergentes (tais como Brasil e Chile) respondem às mudanças na taxa de câmbio. Lubik e Schorfheide (2007) estimam um modelo DSGE para as economias da Austrália, Nova Zelândia, Canadá e Reino Unido e verificam que apenas os bancos centrais dos dois primeiros países respondem à taxa de câmbio. Em linha com Lubik e Schorfheide (2007), Furlani et al. (2010) encontram que o BCB não altera a taxa Selic em resposta à movimentos na taxa de câmbio. Mello e Moccerro (2009) observam que o instrumento de política monetária responde à taxa de câmbio no México, mas não no Brasil, Chile e Colômbia. Aizenman et al. (2011) e Ostry et al. (2012) encontram que os bancos centrais de vários mercados emergentes que adotaram o regime de metas de inflação respondem à taxa de câmbio.

São várias as razões que podem levar a autoridade monetária a preocupar-se diretamente com a taxa de câmbio. Primeiro, em uma economia com parte da dívida denominada em moeda estrangeira, as depreciações cambiais podem aumentar o serviço da dívida, prejudicar os balanços das firmas e bancos, restringir o crédito, aumentar as falências, e reduzir o emprego e o produto agregado. Haussmann et al. (2001) e Calvo e Reinhart (2002) destacam que os efeitos sobre os balanços dos agentes econômicos tem sido a principal razão de porque bancos centrais procuram evitar desvalorizações em suas moedas quando há choques externos. Por outro lado, Aghion et al. (2009) desenvolvem um modelo teórico para mostrar que apreciações da taxa de câmbio podem reduzir os ganhos das empresas e, assim, as suas capacidades de tomar empréstimos e realizar inovações. Isso afetaria negativamente o crescimento de longo prazo do produto, com um maior impacto em economias com o sistema financeiro menos desenvolvido. Aizenman et al. (2011) apresentam um simples modelo macroeconômico para analisar a política monetária em uma pequena economia aberta. Eles verificam que um elevado peso sobre a volatilidade cambial na função perda do banco central aumenta a resposta do instrumento de política à taxa de cambial e pode trazer ganhos de bem-estar. Esses autores argumentam ainda que esses ganhos podem ser maiores em economias emergentes, exportadoras de commodities, vulneráveis a choques nos termos de troca e com sistema financeiro pouco desenvolvido.

Para verificar se o BCB tem respondido à taxa de câmbio em um ambiente de incerteza acerca da inclinação da curva de Phillips, nós seguimos o modelo de Galí e Monacelli (2005) e Galí (2008) para uma pequena economia aberta e supomos que a política

discricionária desse *policymaker* consiste em escolher a taxa Selic no período t de formar a otimizar a seguinte função perda:

$$\min_{\{i_t\}} \max_{\{z_t^k\}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{1}{2} \left[(\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda_y y_t^2 + \lambda_q q_t^2 + \lambda_i (i_t - i^*)^2 + \lambda_{\Delta i} (i_t - i_{t-1})^2 \right] \quad (25)$$

sujeito a

$$y_t = E_t y_{t+1} - \sigma_{\alpha}^{-1} (i_t - E_t \pi_{t+1} - r_t^n) - \sigma_{\alpha}^{-1} \alpha (1 - \alpha)^{-1} E_t (q_{t+1} - q_t) \quad (26)$$

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + (\kappa_{\alpha} + z_t^k) y_t - \beta \alpha (1 - \alpha)^{-1} E_t (q_{t+1} - q_t) + \alpha (1 - \alpha)^{-1} E_t (q_t - q_{t-1}) + u_t^s \quad (27)$$

$$q_t = E_t q_{t+1} - (i_t - E_t \pi_{t+1}) + \varepsilon_t \quad (28)$$

$$E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^{\tau} (z_t^k)^2 \leq \omega \quad (29)$$

onde π_t é a inflação medida pelo IPCA, q_t é o hiato da taxa de câmbio real efetiva (isto é, o desvio do logaritmo natural da taxa de câmbio real efetiva em relação à sua tendência estimada pelo filtro HP), λ_q é o peso relativo do hiato da taxa de câmbio real na função perda do BCB, $E_t(q_{t+1})$ é a expectativa da taxa de câmbio real para o período $t+1$, e ε_t é um termo de erro ruído-branco que reflete o impacto de outros determinantes da taxa de câmbio (tais como variações no prêmio de risco).⁴² Como mostrado em Galí (2008), os parâmetros $\sigma_{\alpha}, \kappa_{\alpha} > 0$ são convoluções dos parâmetros do modelo macroeconômico estrutural e $\alpha \in [0,1]$ é interpretado como uma medida de abertura da economia. Das Eqs. (26) e (27), nós podemos observar que, dado $E_t q_{t+1}$, uma depreciação cambial (aumento de q_t) tem um efeito direto positivo sobre o hiato do produto e a inflação da economia. A Eq. (28) mostra que a taxa de câmbio é determinada pela paridade descoberta da taxa de juros (*Uncovered Interest Rate Parity* - UIP).⁴³

As condições de primeira ordem resultantes da otimização da função perda (25) sujeito às restrições (26)-(28) podem ser combinadas para se chegar à seguinte regra de taxa de juros:

$$i_t = (1 - \rho_1) \left[c_0 + c_1 (\pi_t - \pi^*) + c_2 y_t + c_3 (\pi_t - \pi^*)^2 y_t + c_4 q_t \right] + \rho_1 i_{t-1} \quad (30)$$

onde

$$c_0 = i^*; c_1 = [\kappa_{\alpha} + \alpha(1 + \beta)\sigma_{\alpha}] [\lambda_i \sigma_{\alpha} (1 - \alpha)]; c_2 = \lambda_y [\lambda_i \sigma_{\alpha} (1 - \alpha)]; \\ c_3 = 1 [\lambda_i \sigma_{\alpha} (1 - \alpha) \theta_k]; c_4 = \lambda_q [\lambda_i]; \rho_1 = \lambda_{\Delta i} [\lambda_i + \lambda_{\Delta i}]$$

⁴² Nós usamos a série (n° 11752) do índice da taxa de câmbio real efetiva - IPCA disponibiliza pelo BCB. O hiato da taxa de câmbio foi obtido através do filtro HP.

⁴³ Nós seguimos alguns trabalhos da literatura e ajustamos as variáveis externas (exógenas) à zero (ver, por exemplo, Bonomo e Brito, 2002; Leitmo e Söderström, 2008).

Considerando uma meta de inflação variável, e inserindo a taxa de juros nominal em $t-2$ e um choque aleatório, u_t , em (30), nós chegamos à seguinte especificação da função de reação:

$$i_t = d_0 + d_1(\pi_t - \pi_t^*) + d_2 y_t + d_3(\pi_t - \pi_t^*)^2 y_t + d_4 q_t + \rho_1 i_{t-1} + \rho_2 i_{t-2} + u_t \quad (31)$$

em que $d_\tau = (1 - \rho_1 - \rho_2)c_\tau$, $\tau = 0, 1, 2, 3, 4$.

Adicionalmente, nós seguimos Minella et al. (2003), de Mello e Moccero (2009), Aragón e Portugal (2010) e Minella e Souza-Sobrinho (2013) e também estimamos uma especificação da função de reação que inclui o desvio das expectativas da inflação em relação a meta de inflação. Neste caso, a regra de política monetária é expressa por:

$$i_t = d_0 + d_1(\pi_{t,t+1}^e - \pi_t^*) + d_2 y_t + d_3(\pi_{t,t+1}^e - \pi_t^*)^2 y_t + d_4 q_t + \rho_1 i_{t-1} + \rho_2 i_{t-2} + u_t \quad (32)$$

onde $\pi_{t,t+1}^e$ é a inflação esperada doze meses à frente condicionada à informação disponível em t .^{44,45}

Na estimação das especificações (31) e (32), nós usamos o hiato do produto calculado a partir do filtro HP e levamos em conta a endogeneidade dos hiatos da inflação (corrente e esperado), do produto e da taxa de câmbio.⁴⁶ A Tabela 6 apresenta os resultados dos testes de quebra estrutural para as formas reduzidas dos regressores endógenos. Em geral, os testes para uma quebra foram estatisticamente diferentes de zero, com exceção da forma reduzida para a taxa de câmbio na especificação (31). Além disso, o teste $F_{\mathcal{T}(l+1|l)}$ aponta para a existência de três quebras estruturais nos parâmetros das equações de i_t , y_t e q_t (na especificação 32), e duas quebras nas equações de i_t e y_t (na regra 31), e

. É importante ressaltar que essas quebras são consideradas nos primeiro estágio da estimação das funções de reação por VI.

⁴⁴ A inflação esperada ($\pi_{t,t+1}^e$) diz respeito a mediana das previsões de inflação doze meses a frente (inflação acumulada entre t e $t+11$) feitas pelo mercado e coletadas pela Gerência-Executiva de Relacionamento com Investidores (Gerin) do BCB. Para o período de janeiro de 2000 a outubro de 2001, a pesquisa do BCB não apresenta informações diretas sobre a inflação esperada para os próximos doze meses, mas dispõe de informações sobre as expectativas de inflação para o ano corrente e seguinte. Nesse caso, segue-se Carvalho e Minella (2012) e aproxima-se $\pi_{t,t+1}^e$ subtraindo-se o valor efetivo da inflação até o mês corrente das expectativas para o ano corrente e utilizando as expectativas para o ano seguinte proporcionalmente ao número de meses restantes.

⁴⁵ Sobre os determinantes das expectativas de inflação no Brasil, ver Bevilaqua et al. (2008) e Carvalho e Minella (2012).

⁴⁶ Para a especificação (31), os instrumentos usados foram i_{t-1} , i_{t-2} , $\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*$, $\pi_{t-2} - \pi_{t-2}^*$, $y_{HP,t-2}$, $y_{HP,t-3}$, $(\pi_{t-2} - \pi_{t-2}^*)^2 y_{HP,t-2}$, q_{t-1} e uma constante. Já na especificação (32), nós incluímos os instrumentos i_{t-1} , i_{t-2} , $\pi_{t-1,t+10}^e - \pi_{t-1}^*$, $\pi_{t-2,t+9}^e - \pi_{t-2}^*$, $y_{HP,t-2}$, $y_{HP,t-3}$, $(\pi_{t-2,t+9}^e - \pi_{t-2}^*)^2 y_{HP,t-2}$, q_{t-1} e uma constante.

Tabela 6 - Testes de quebra estrutural para as formas reduzidas

Função de reação	Variável dependente	SupF(1)	F _T (2 1)	F _T (3 2)	Datas das quebras
(31)	$\pi_t - \pi_t^*$	114,7 ^[***]	116,5 ^[***]	35,54 ^[**]	03:01;05:02;08:12
	$y_{HP,t}$	155,2 ^[***]	50,64 ^[***]	20,95	06:03;09:03
	$(\pi_t - \pi_t^*)^2 y_{1t}$	480,8 ^[***]	175,3 ^[***]	53,12 ^[***]	02:08;04:08;08:10
	q_t	30,62	-	-	-
(32)	$(\pi_{t,t+1}^e - \pi_t^*)$	315,7 ^[***]	36,36 ^[**]	19,72	03:01;05:02
	$y_{HP,t}$	143,3 ^[***]	35,59 ^[**]	33,35 ^[**]	03:08;07:12;10:01
	$(\pi_{t,t+1}^e - \pi_t^*)^2 y_{HP,t}$	187,1 ^[**]	55,69 ^[**]	31,94	02:11;04:11
	q_t	42,85 ^[**]	24,53	-	02:10

Nota: *** denota significância a 1%, ** a 5%, * a 10%. O teste foi realizado pelo método de *bootstrap* com regressores fixados de Hansen (2000).

A Tabela 7 traz os resultados dos testes para a instabilidade nos parâmetros das funções de reação (31) e (32). Os testes baseados em MQO indicam que não se pode rejeitar a hipótese de uma quebra em ambas as especificações, enquanto que o método baseado em VI só identifica uma quebra na função de reação (31). Nós seguimos o método baseado em MQO porque esse método é, em geral, mais poderoso na identificação do número de quebras do que o método baseado em VI para identificar (Perron e Yamamoto, 2013). O método sequencial de Bai e Perron (1998) estimou uma quebra em 2003:07 para a especificação (31), e uma quebra em 2002:10 para a especificação (32). Mais uma vez, essas datas permitem classificar a condução da política monetária brasileira em dois regimes: regime Fraga e regime Meirelles-Tombini.

Tabela 7 - Testes para quebra estrutural na função de reação do BCB

Especif.	SupF _T (1)	SupF _T (2 1)	SupF _T (3 1)	T ₁
Método baseado em MQO				
(31)	85,69 ^[***]	14,81	-	03:07
(32)	50,65 ^[**]	25,83	-	02:10
Método baseado em VI				
(31)	79,33 ^[**]	29,32	-	03:07
(32)	30,49	-	-	-

Nota: *** denota significância a 1%, ** a 5%, * a 10%. O teste foi realizado pelo método de *bootstrap* com regressores fixados de Hansen (2000).

A Tabela 8 apresenta as estimativas das funções de reação (31) e (32) obtidas por VI para os subperíodos determinados pelo método baseado em MQO. Inicialmente, destaca-se que o coeficiente que implica em não linearidade na regra monetária do BCB, d_3 , apresenta-se positivo em ambas as especificações e estatisticamente significativo a 5% para os subperíodos com exceção do período de 2002:11 a 2013:12 na especificação (32). Além disso, nós podemos observar a resposta da taxa de juros à taxa de câmbio que foi positiva e significativa

a 1% na especificação (31) e significativa a 5% no segundo subperíodo da especificação (32). Isso é consistente com as evidências apresentadas por Soares e Barbosa (2006), que encontram uma resposta positiva da taxa Selic à taxa de câmbio real, e por Palma e Portugal (2014), que mostram que o BCB tem atribuído um peso positivo à taxa de câmbio real na sua função perda.

Tabela 8 – Estimativas das funções de reação do BCB

Parâmetros	(31)		(32)	
	00:04-03:07	03:08-13:12	00:04-02:10	02:11-13:12
d_0	1,475 (1,506)	0,110** (0,055)	3,794 (2,419)	0,070 (0,061)
d_1	0,272*** (0,078)	-0,002 (0,011)	0,202 (0,146)	0,080** (0,033)
d_2	0,032 (0,080)	0,026*** (0,006)	-0,136 (0,111)	0,026*** (0,007)
d_3	0,002** (0,001)	0,003*** (0,0003)	0,009*** (0,002)	0,001 (0,0004)
d_4	0,015*** (0,006)	0,010*** (0,003)	0,005 (0,012)	0,007** (0,003)
θ_1	1,283*** (0,133)	1,687*** (0,045)	1,242*** (0,184)	1,691*** (0,081)
θ_2	-0,414*** (0,074)	-0,698*** (0,043)	-0,462*** (0,096)	-0,701*** (0,080)
$\partial_i/\partial(\pi-\pi^*)$	1,918	-0,293	0,913	8,245
$\partial_i/\partial(y)$	0,612	3,716	-0,543	2,864
R^2 -ajustado	0,998		0,997	

Nota: *** denota significância a 1%, ** a 5%, * a 10%. Desvio padrão (entre os parênteses). † Indica que o viés relativo do estimador de VI em relação ao estimador MQO é no máximo 5%.

Em relação às reações à inflação e ao produto, os resultados indicam que, para a especificação (31), a resposta de longo prazo ao hiato da inflação diminuiu, enquanto que a resposta de longo prazo da taxa de juros ao hiato do produto aumentou. Esses resultados são semelhantes àqueles encontrados na seção 4.3 considerando uma regra monetária em uma economia fechada. Para a especificação (32), as respostas de longo prazo mostram que tanto a reação ao hiato da inflação esperada quanto à reação ao hiato do produto aumentaram no regime Meirelle-Tombini. Isso sugere que, nesse regime, o BCB se tornou mais *forward-looking*, isto é, mais preocupado com os desvios da inflação esperada do que com os desvios da inflação corrente em relação à meta.

3.5 CONCLUSÃO

O trabalho teve como objetivo geral constatar não linearidades na função de reação do BCB decorrente da preocupação deste *policymaker* com erros de especificação do modelo

macroeconômico. Os objetivos específicos delineados foram: i) obter uma regra de política monetária ótima não linear e robusta às incertezas acerca do produto potencial e dos efeitos do hiato do produto sobre a inflação; ii) testar a existência de não linearidades na regra de taxa de juros do BCB advindas dos erros de especificação do modelo; e iii) realizar testes de quebra estrutural para avaliar possíveis mudanças nos coeficientes da função de reação do BCB no período do regime de metas de inflação.

Devido presença de regressores potencialmente endógenos na função de reação a metodologia utilizada para testar quebras estruturais nos parâmetros da função de reação do BCB foi desenvolvida por Perron e Yamamoto (2013). O procedimento proposto por esses autores baseia-se na estimação do modelo por MQO e VI, o que possibilita estimar as datas das quebras estruturais e realizar os testes para verificar se essas quebras são estatisticamente significativas.

Os resultados dos testes para quebras estruturais rejeitaram fortemente a hipótese nula de estabilidade nos parâmetros da função de reação do BCB. Em geral, nós constatamos a existência de uma quebra estrutural ocorrendo no terceiro trimestre de 2003. Isso indica que a condução da política monetária brasileira no período de presidência de Armínio Fraga foi diferente do período de Henrique Meirelles, bem como da atual administração de Alexandre Tombini.

Além disso, as evidências empíricas indicaram que as incertezas acerca da inclinação na curva Phillips implicaram em não linearidades na função de reação do BCB. Em específico, os resultados sugerem que quando o hiato do produto é positivo, a resposta da taxa Selic ao hiato da inflação é crescente com relação à inflação corrente, e é maior para hiatos positivos da inflação do que hiatos negativos da inflação. Nós também constatamos um aumento na resposta da taxa Selic ao hiato do produto e uma redução da reação ao hiato da inflação corrente no regime Meirelles-Tombini. Por fim, as evidências empíricas também sugerem que o BCB também tem reagido à taxa de câmbio durante o regime Meirelles-Tombini.

REFERÊNCIAS

ADAM, K.; BILLI, R. M. Optimal monetary policy under commitment with a zero bound on nominal interest rates. **Journal of Money, Credit, and Banking**, v.38, n.7, 2006.

AGHION, P.; BACCHETTA, P.; RANCIÈRE, R.; ROGOFF, K. Exchange rate volatility and productivity growth: The role of financial development. **Journal of Monetary Economics**, v.56, 2009.

- AIZENMAN J.; HUTCHISON, M.; NOY, I. Inflation Targeting and Real Exchange Rates in Emerging Markets. **World Development**, v.39, n.5, 2011.
- ARAGON, E. K. da 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.
- ARAGON, E. K. da S. B.; MEDEIROS, G. B. Testing asymmetries in central bank preferences in a small open economy: a study for Brazil. **Economia**, v.14, 2013.
- ARAGON, E. K. da S. B.; MEDEIROS, G. B. Monetary policy in Brazil: evidence of a reaction function with time-varying parameters and endogenous regressors. **Empirical Economics**, 2014. doi: 10.1007/s00181-013-0791-5
- BAI, J. Estimating multiple breaks one at a time. **Econometric Theory**, v.13, 1997.
- BAI, J.; PERRON, P. Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. **Econometrica**, v.66, n.1, 1998.
- BAI, J.; PERRON, P. Computation and analysis of multiple structural change models. **Journal of Applied Econometrics**, v.18, n.1, 2003a.
- BAI, J.; PERRON, P. **Critical Values for Multiple Structural Change Tests**. Unpublished Tables, Department of Economics, Boston University, 2003b.
- BEC, F.; SALEM, M. B.; COLLARD, F. Asymmetries in monetary policy reaction function: evidence for the U.S., French and German Central Banks. **Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics**, v.6, n.2, 2002.
- BEVILAQUA, A. S.; MESQUITA M, MINELLA A. **Brazil: Taming Inflation Expectation**. Brasília: Banco Central do Brasil (Trabalhos para Discussão, 129), 2007.
- BOLDEA, O.; HALL, A. R.; HAN, S. Asymptotic Distribution Theory for Break Point Estimators in Models Estimated via 2SLS, **Econometric Reviews**, v.31, n.1, 2012.
- BONOMO, M.; BRITO, R. Regras monetária e dinâmica macroeconômica no Brasil: uma abordagem de expectativas racionais. **Revista Brasileira de Economia**, v. 56, n.4, 2002.
- CALVO, G. Staggered prices in a utility-maximizing framework. **Journal of Monetary Economics**, v.12, n.3, 1983.
- CALVO, G. e REINHART, C. Fear of floating. **Quarterly Journal of Economics**, v. 117, n.2, 2002.
- CARVALHO, F. A.; MINELLA A. Survey forecasts in Brazil: a prismatic assessment of epidemiology, performance, and determinants. **Journal of International Money and Finance**, v.31, n.6, 2012.
- CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. Monetary policy rules in practice: some international evidence. **European Economic Review**, v.42, 1998.

CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory. **Quarterly Journal of Economics**, v.115, n.1, 2000.

CUKIERMAN, A.; MUSCATELLI, V. Non Linear Taylor Rules and Asymmetric Preferences in Central Banking: evidence from the UK and the US. **The B.E Journal of Macroeconomics**, v.8, n.1, 2008.

DOLADO, J. J.; MARIA-DOLORES, R.; RUGE-MURCIA, F. J. Nonlinear monetary policy rules: some new evidence for the US. **Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics**, v.8, n.3, 2004.

DOLADO, J. J.; MARÍA-DOLORES, R.; NAVEIRA, M. Are monetary-policy reaction functions asymmetric? The role of nonlinearity in the Phillips curve. **European Economic Review**, v.49, n.2, 2005.

FURLANI, L. G. C.; PORTUGAL, M. S.; LAURINI, M. P. Exchange rate movements and monetary policy in Brazil: Econometric and simulation evidence. **Economic Modelling**, v.27, 2010.

GALÍ, J. **Monetary policy, inflation, and the business cycle: an introduction to the New Keynesian framework**. New Jersey: Princeton University Press, 2008.

GALÍ, J.; MONACELLI, T. Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy. **Review of Economic Studies**, v.72, n.3, 2005.

HALL, A.R.; HAN, S.; BOLDEA, O. Inference Regarding Multiple Structural Changes in Linear Models with Endogenous Regressors. **Journal of Econometrics**, v.170, n.2, 2012.

HANSEN, L. P. Large sample properties of generalized method of moments estimators. **Econometrica**, v.50, n.4, 1982.

HANSEN, B. E. Testing for structural change in conditional models. **Journal of Econometrics**, v.97, 2000.

HANSEN, L.P.; SARGENT, T. J. **Robustness**. Princeton: Princeton University Press, 2008.

HAUSMANN, R.; UGO P.; ERNESTO S. Why Do Countries Float the Way They Float? **Journal of Development Economics**, v.66, 2001.

KATO, R.; NISHIYAMA, S-I. Optimal monetary policy when interest rates are bounded at zero. **Journal of Economic Dynamics & Control**, v.29, 2005.

LEITEMO, K.; SÖDERSTRÖM, U. Robust monetary policy in a small open economy. **Journal of Economic Dynamics & Control**, v.32, 2008.

LOPES, K. C.; ARAGON, E. K. da S. B. Preferências Assimétricas Variantes no Tempo na Função Perda do Banco Central do Brasil. **Análise Econômica**, v.32, 2014.

- LIMA, E. C. R.; MAKHA, A.; MENDONÇA, M. **Monetary policy regimes in Brazil**. Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2007. (Texto para Discussão, 1285a).
- LUBIK, T. A.; SCHORFHEIDE, F. Do central banks respond to exchange rate movements? A structural investigation. **Journal of Monetary Economics** v.54, n.4, 2007.
- MELLO, L.; MOCCERO, D. Monetary policy and inflation expectations in Latin America: long-run effects and volatility spillovers. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 41, 2009.
- MINELLA, A.; FREITAS, P. S.; GOLDBAJN, I.; MUINHOS, M. K. Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility. **Journal of International Money and Finance**, v.22, n.7, 2003.
- MINELLA, A.; SOUZA-SOBRINHO, N. F. Brazil through the lens of a semi-structural model. **Economic Modelling**, v.30, 2013.
- MOHANTY, M.; KLAU M. **Monetary policy rules in emerging market economies: issues and evidence**. BIS Working Paper n.149, Basel: Bank for International Settlements, 2004.
- MOURA, M.L.; CARVALHO A.de. What can Taylor rules say about monetary policy in Latin America? **Journal of Macroeconomics**, v.32, n.1, 2010.
- NEWBY, W. K.; WEST, K. D. A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. **Econometrica**, v.55, n.3, 1987.
- NG, S.; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. **Econometrica**, v. 69, n. 6, 2001.
- NOBAY, A. R.; PEEL, D. Optimal monetary policy with a nonlinear Phillips curve. **Economics Letters**, v.67, n.2, 2000.
- NOBAY, A. R.; PEEL, D. A. Optimal discretionary monetary policy in a model of asymmetric central bank preferences. **The Economic Journal**, v.113, 2003.
- OSTRY, J. D.; GHOSH, A.; CHAMON, M. **Two Targets, Two Instruments: Monetary and Exchange Rate Policies in Emerging Market Economies**. IMF Staff Discussion Notes, n.12/1, 2012.
- PALMA, A. A.; PORTUGAL, M. S. **Preferences of the Central Bank of Brazil under the inflation targeting regime: estimation using a DSGE model for a small open economy**. Journal of Policy Modelling (2014) (forthcoming)
- PERRON, P. Dealing with structural breaks, in Palgrave **Handbook of Econometrics**, v. 1: Econometric Theory, K. Patterson and T.C. Mills (eds.). New York, 2006.
- PERRON, P; NG, S. Useful modifications to some unit root tests with dependent errors and their local asymptotic properties. **The Review of Economic Studies**, v.63, n.3, 1996.

PERRON, P.; YAMAMOTO, Y. Using OLS to estimate and test for structural changes in models with endogenous regressors. **Journal of Applied Econometrics**, 2013.
doi: 10.1002/jae.2320

PERRON, P.; YAMAMOTO, Y. A Note on Estimating and Testing for Multiple Structural Changes in Models with Endogenous Regressors via 2SLS. **Econometric Theory**, v.30, n.2, 2014.

SÁNCHEZ-FUNG, J.R. Estimating monetary policy reaction functions for emerging market economies: The case of Brazil. **Economic Modelling**, v.28, n.4, 2011.

SÁ, R.; PORTUGAL, M. S. **Central bank and asymmetric preferences: an application of sieve estimators to the U.S. and Brazil**. Porto Alegre: PPGE/UFRGS, 2011. (Texto para Discussão, 10).

SACK, B. **Does the Fed act gradually? A VAR analysis**. Washington, DC: Board of Governors of the Federal Reserve System, 1998. (Finance and Economics Discussion Series, 17).

SACK, B.; WIELAND, V. Interest-rate smoothing and optimal monetary policy: a review of recent empirical evidence. **Journal of Economics and Business**, v.52, n.1-2, 2000.

SCHALING, E. The nonlinear curve and inflation forecast targeting: symmetric versus asymmetric monetary policy rules. **Journal of Money, Credit and Banking**, v.36, 2004.

SCHIFINO, L. A; PORTUGAL, M. S.; TOURRUCÔO, F. **Regras monetárias ótimas para o Banco Central do Brasil: considerando a restrição de não negatividade**. Porto Alegre: PPGE/UFRGS, 2013. (Texto para Discussão, 1).

SOARES, J. J. S.; BARBOSA, F. de H. **Regra de Taylor no Brasil: 1999-2005**. XXXIV Encontro Nacional de Economia. Anais. Salvador, 2006.

STOCK, J. H.; YOGO, M. **Testing for weak instruments in linear IV regression**. In: Identification and inference for econometric models: Essays in honor of Thomas Rothenberg, ed. D.W. Andrews and J. H. Stock. Cambridge: Cambridge University Press, 2005.

TAYLOR, J. B. Discretion versus policy rules in practice. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v.39, 1993.

TILLMANN, P. Parameter uncertainty and nonlinear monetary policy. **Macroeconomic Dynamics**, v.15, 2011.

SURICO, P. The Fed's monetary policy rule and U.S. inflation: The case of asymmetric preferences. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v.31, n.1, 2007.

TAYLOR, J. B. Discretion versus policy rules in practice. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v.39, 1993.

WOODFORD, M. **Optimal monetary policy inertia**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1999. (Working Paper, 7261).

WOODFORD, M. Optimal interest-rate smoothing. **The Review of Economics Studies**, v.70, n.4, 2003a.

WOODFORD, M. **Interest and Prices**. Princeton: Princeton University Press, 2003b.

4 INSTABILIDADES NA CURVA DE PHILLIPS NOVO-KEYNESIANA:UM ESTUDO EMPÍRICO PARA O BRASIL

Resumo: O presente trabalho propôs analisar os determinantes da inflação no Brasil através da estimação da Curva de Phillips Novo-Keynesiana (CPNK) proposta por Blanchard e Galí (2007) e a versão padrão proposta por Galí e Gertler (1999). Além disso, realizamos testes de quebras estrutural para avaliar possíveis mudanças na dinâmica da inflação brasileira durante o período de 2002 a 2014. Os resultados indicaram que: i) os testes de quebra estrutural apontam a existência de pelo menos uma mudança estrutural nos coeficientes da CPNK; ii) o componente *forward-looking* da inflação é dominante, embora sua relevância tenha sido reduzida após 2004; iii) a taxa de desemprego tem afetado negativamente a inflação, embora seja observado uma redução desse impacto nos últimos anos; iv) as mudanças na taxa de câmbio apenas tiveram efeitos sobre a inflação na primeira subamostra e tem perdido relevância no período mais recente; v) o efeito do hiato do produto sobre a inflação corrente diminuiu nos anos recentes; vi) em geral, nós rejeitamos a hipótese nula de uma curva de Phillips vertical no longo prazo a um nível de significância de 5%, mas não a 1%.

Palavras-Chave: Curva de Phillips Novo-Keynesiana. Desemprego. Quebras estruturais. Endogeneidade. Brasil.

Abstract : This paper proposed to analyze the determinants of inflation in Brazil through the estimation of the new Keynesian Phillips curve (NKPC) proposed by Blanchard and Galí (2007) and the standard version proposed by Galí and Gertler (1999). In addition, we perform structural break tests to assess possible changes in the dynamics of inflation in Brazil during the period 2002 to 2014. The results indicated that: i) structural break tests indicate the existence of at least one structural change in the coefficients of NKPC ; ii) the forward-looking component of inflation is dominant, though its importance has been reduced after 2004; iii) the unemployment rate has negatively affected inflation, although a reduction of this impact has been observed in recent years; iv) changes in the rate of exchange only had effects on inflation in the first subsample and losing relevance in the most recent period; v) the effect of the output gap on the current inflation has declined in recent years; vi) overall, we reject the null hypothesis of a vertical Phillips curve in the long term at a significance level of 5%, but not 1%.

Keywords: New Keynesian Phillips Curve. Unemployment. Structural breaks. Endogeneity. Brazil

JEL Classification: E31. E24. C50

4.1 INTRODUÇÃO

O modelo Novo-Keynesiano surgiu como um novo arcabouço teórico para análise da dinâmica de variáveis macroeconômicas (tais como, o produto e inflação), bem como para o estudo dos efeitos de políticas econômicas. Essa abordagem teórica tem combinado algumas suposições da Teoria dos Ciclos Reais de Negócios (por exemplo, a otimização dinâmica e o equilíbrio geral) com outras suposições Keynesianas, tais como a concorrência monopolística

e a rigidez nominal (GALÍ, 2011). Nesse contexto, surge a Curva de Phillips Novo-Keynesiana (CPNK) que relaciona a inflação no período t à inflação esperada para o período $t+1$ e a uma medida de atividade econômica, tal como o hiato do produto ou o custo marginal real.^{47,48}

Nos últimos anos, vários trabalhos têm apresentado importantes contribuições à CPNK. Galí e Gertler (1999) e Christiano et al. (2005) propuseram um modelo híbrido onde a CPNK tem um componente *backward-looking*, isto é, a inflação corrente depende da inflação passada.⁴⁹ Mankiw e Reis (2002) introduziram o conceito de rigidez de informação e mostraram que isso gera inércia inflacionária. Woodford (2003) derivou uma CPNK híbrida a partir da suposição de que firmas não otimizadoras indexam parcialmente seus preços à inflação passada. Cogley e Sbordone (2006) apresentaram um modelo em que as firmas não otimizadoras indexam seus preços e a taxa de inflação apresenta uma tendência que pode variar no tempo. Eles verificaram que a CPNK resultante implica que a inflação corrente depende da inflação passada, da tendência da inflação, da inflação esperada para vários períodos no futuro e de termos envolvendo o fator de desconto e a taxa de crescimento do produto real.

Diferente dos trabalhos citados acima, Blanchard e Galí (2007) contribuem à literatura sobre a CPNK ao introduzir rigidez de salário real no modelo Novo-Keynesiano. Com isso, esses autores apresentam uma nova versão da CPNK em que a inflação corrente depende das expectativas de inflação, inflação passada, do hiato do produto e de variações no hiato do produto. Quando comparado à versão padrão, essa nova versão da CPNK tem duas diferenças relevantes. Primeiro, a estabilização da inflação não é mais equivalente à estabilização do produto e, por isso, a política monetária depara-se com um *trade-off* entre estabilizar a inflação e o hiato do produto.⁵⁰ Isso ocorre porque a diferença entre o nível natural e o nível

⁴⁷ A Curva de Phillips tornou-se conhecida a partir do trabalho do economista A. W. Phillips que, em 1958, constatou uma forte relação inversa entre inflação de salários e a taxa de desemprego no Reino Unido no período de 1861-1957. Lipsey (1960) estendeu o trabalho de Phillips (1958) e deu uma interpretação teórica para a relação entre inflação de salários e taxa de desemprego. Samuelson e Solow (1960) investigaram a Curva de Phillips para os Estados Unidos. Além disso, eles propuseram a Curva de Phillips modificada para descrever a relação inversa entre a mudança no nível geral de preços (taxa de inflação) e taxa de desemprego. Friedman (1968) e Phelps (1968) estenderam a versão original da Curva de Phillips ao considerar a importância das expectativas de inflação para a dinâmica da inflação. Eles destacaram também a ausência de um *trade-off* permanente entre inflação e desemprego.

⁴⁸ A Curva de Phillips Novo-Keynesiana foi inicialmente derivada por Roberts (1995).

⁴⁹ Essa extensão tem permitido a CPNK reproduzir de forma mais adequada à persistência inflacionária apresentada pelos dados.

⁵⁰ Blanchard e Galí (2007) mostram que a CPNK padrão implica que a estabilização da inflação equivale à estabilização do produto, isto é, não há *trade-off* entre esses dois objetivos. Esse resultado é denominado por aqueles autores de “coincidência divina”.

eficiente do produto não é mais constante, mas afetado por choques.⁵¹ Segundo, a nova versão da CPNK torna possível analisar a relação entre inflação e desemprego. Em específico, a CPNK proposta por Blanchard e Galí (2007) permite expressar a inflação como função da inflação passada, da inflação esperada, da taxa de desemprego e dos choques de oferta.

Para o Brasil, embora exista uma grande quantidade de estudos sobre a Curva de Phillips, pouca atenção tem sido devotada à análise empírica da CPNK proposta por Blanchard e Galí (2007).⁵² Por exemplo, Mazali e Divino (2010) estimaram a nova versão da CPNK e identificaram um bom grau de ajustamento aos dados brasileiros. Eles observaram ainda que inflação passada afeta mais fortemente a inflação corrente do que a inflação esperada, e que um aumento da taxa de desemprego reduz a inflação. Resultados diferentes podem ser observados no trabalho de Mendonça et al. (2012). Esses autores encontraram que, de maneira geral, a nova versão da CPNK tem dificuldades em representar a dinâmica inflacionária brasileira no período recente. Os autores destacaram ainda que o efeito da taxa de desemprego sobre a inflação é próximo de zero.

Uma importante suposição em comum entre os trabalhos de Mazali e Divino (2010) e Mendonça et al. (2012) é que eles assumem que os parâmetros da CPNK permaneceram constantes ao longo dos períodos analisados. Em contraposição, desde 2000, a economia brasileira tem sido atingida por vários choques (crise energética de 2001, crise cambial de 2002, recessão de 2003, crise econômica mundial de 2008 etc) e a condução da política monetária brasileira parece ter apresentado mudanças importantes (Aragón e Portugal, 2010; Aragón e Medeiros, 2013, 2014). É possível que esses fatores tenham alterado a forma como as empresas ajustam seus preços e os agentes econômicos formam suas expectativas, induzindo assim a mudanças estruturais nos coeficientes da CPNK.

Posto isso, a proposta do presente trabalho é analisar os determinantes da inflação no Brasil através da estimação da CPNK proposta por Blanchard e Galí (2007), bem como testar a presença de mudanças estruturais nos coeficientes dessa equação. Adicionalmente, nós procuraremos verificar a estabilidade dos parâmetros da CPNK padrão, apresentada por Galí e Gertler (1999). Devido à potencial endogeneidade dos regressores e a erros de mensuração decorrentes do uso de *proxys* para as expectativas de inflação e custo marginal real, as especificações da CPNK serão estimadas pelo método de variáveis instrumentais (VI) e

⁵¹ Seguindo Blanchard e Galí (2007), o produto eficiente é aquele produzido sob competição perfeita, enquanto o produto natural é aquele observado em uma economia com preços flexíveis e concorrência monopolística.

⁵² Para detalhes sobre a estimação da Curva de Phillips para o Brasil, ver Portugal et al. (1999), Minella et al. (2003), Lima (2003), Muinhos (2004), Fasolo e Portugal (2004), Alves e Areosa (2005), Tombini e Alves (2006), Schwartzman (2006), Areosa e Medeiros (2007), Correa e Minella (2010), Carvalho (2010), Areosa et al. (2011), Arruda et al. (2011), Tristão e Torrent (2013), e Machado e Portugal (2014).

Métodos Generalizados dos Momentos (MGM). Além disso, a metodologia utilizada para testar quebras estruturais nos parâmetros da CPNK será aquela desenvolvida por Perron e Yamamoto (2013) para regressões em que às variáveis explicativas são correlacionadas com o termo de erro. O procedimento desenvolvido por esses autores baseia-se na estimação do modelo por mínimos quadrados ordinários (MQO) e por VI, o que possibilita estimar as datas das quebras estruturais e realizar os testes para verificar se essas quebras são estatisticamente significativas.

Na literatura, os trabalhos voltados a testar estabilidade dos parâmetros da CPNK tem analisado a dinâmica da inflação nos Estados Unidos. Zhang et al. (2008) procuraram caracterizar a natureza de possíveis mudanças na CPNK durante o período de 1968 a 2005. Os autores encontraram que o comportamento *forward-looking* da inflação desempenha um papel menor no regime de inflação alta e volátil quando comparado ao período de inflação moderada. Boldea et al. (2012) encontraram instabilidades nos parâmetros da CPNK para o período 1969 a 2005. Em específico, os resultados desses autores mostraram que o coeficiente do hiato do produto é insignificante e o componente *forward-looking* da inflação tem se tornado mais importante em anos recentes. Perron e Yamamoto (2013) analisaram a estabilidade da CPNK entre 1960 e 1997. Eles encontraram que após 1991, a CPNK perdeu o poder de explicar a dinâmica inflacionária norte-americana.

Entre os resultados obtidos pelo presente trabalho, nós destacamos os seguintes. Primeiro, os resultados dos testes de quebra estrutural indicam a existência de pelo uma mudança estrutural nos coeficientes da CPNK para o o Brasil. Segundo, o componente *forward-looking* da inflação é dominante na explicação da dinâmica inflacionária brasileira, embora sua relevância tenha sido reduzida após 2004. Em contraposição, o efeito da inflação passado sobre a inflação corrente tem aumentado no período mais recente. Terceiro, a taxa de desemprego tem afetado negativamente a inflação, embora seja observado uma redução desse impacto nos últimos anos. Quarto, as mudanças na taxa de câmbio não tiveram efeitos sobre a inflação corrente para o modelo com parâmetros constantes. Porém, ao considerarmos as quebras estruturais, o efeito dessa variável foi positivo e estatisticamente significativo na primeira subamostra, mas perdeu relevância e tornou-se negativo no período mais recente. Quinto, com relação ao custo marginal real, nós observamos que o efeito do hiato do produto sobre a inflação corrente diminuiu nos anos recentes. Por último, na maior parte das regressões estimadas, nós rejeitamos a hipótese nula de uma curva de Phillips vertical no longo prazo a um nível de significância de 5%, mas não a 1%.

Além desta introdução, este trabalho está organizado em cinco seções. Na seção 2, apresentamos o modelo macroeconômico estrutural que fundamenta teoricamente este trabalho. Na seção 3, nós descrevemos a metodologia empírica usada para estimar a forma reduzida da nova versão da Curva de Phillips e testar a presença de quebras estruturais nos coeficientes dessa equação. Na quarta seção, apresentamos os dados utilizados nas estimações e descrevemos os resultados obtidos. A última seção é reservada às conclusões.

4.2 MODELO TEÓRICO

4.2.1 Firmas e famílias

Blanchard e Galí (2007) assumem que existe um contínuo de firmas agindo em competição monopolística e cada uma produzindo um bem diferenciado. As firmas se deparam com uma curva de demanda isoelástica e são sujeitas a seguinte função de produção Cobb-Douglas:

$$Y = M^\alpha N^{1-\alpha}, \quad \alpha \in (0,1) \quad (1)$$

em que Y é o produto, M é o insumo não produzido sujeito a choques de oferta e N é o trabalho.⁵³

É também assumido um grande número de famílias idênticas com preferências separáveis e uma função de utilidade instantânea dada por:

$$U(C, N) = \log(C) - \exp\{\xi\} \frac{N^{1+\phi}}{1+\phi} \quad (2)$$

onde C é o consumo composto com elasticidade de substituição entre os bens dada por ϵ , N é a oferta de trabalho, ξ é um parâmetro de preferência (possivelmente variante no tempo), e ϕ é a inclinação da curva de oferta de trabalho.

A taxa marginal de substituição (tms) entre consumo e trabalho é derivada da solução do problema das famílias. A tms (expressa em logaritmo natural) é dada por:

$$tms = c + \phi n + \xi \quad (3)$$

⁵³ Para manter a notação mais simples, nós retiramos o subscrito tempo que indica a variável em tempo corrente.

em que c e n denotam o logaritmo natural do consumo (C) e do emprego (N), respectivamente.

4.2.2 Alocação eficiente (primeiro melhor)

Como definido por Blanchard e Galí (2007), uma economia operando sob competição perfeita em todos os mercados deve apresentar o maior nível de produto (primeiro melhor). Nesta economia, existem alocações eficientes de todos os fatores de produção e nenhum desemprego involuntário. Da função de produção (1) e função de utilidade (2), o nível de produto expresso em logaritmo natural será:

$$y_1 = \alpha m + (1 - \alpha)n_1 \quad (4)$$

com

$$n_1 = \left(\frac{1}{(1 + \phi)} \right) \left[\log(1 - \alpha) - \xi \right]$$

onde y_1 e n_1 são os níveis eficientes de produto e emprego, respectivamente, e m é o log do insumo não produzido.

4.2.3 Equilíbrio com preços flexíveis (segundo melhor)

O segundo melhor nível do produto (ou produto natural) é definido como o nível ótimo do produto sob competição monopolística. Neste caso, as firmas têm poder de mercado e por isso possuem um *mark up* $\mu^p = \log[\varepsilon/(\varepsilon - 1)]$ sobre o custo marginal, onde ε é a elasticidade-preço da demanda. Das expressões (1) e (2), o nível de produto natural será:

$$y_2 = \alpha m + (1 - \alpha)n_2 \quad (5)$$

sendo

$$n_2 = \left(\frac{1}{(1 + \phi)} \right) \left[\log(1 - \alpha) - \mu^p - \xi \right]$$

onde y_2 e n_2 são os níveis ótimos de produto e emprego sob competição monopolística considerando preços e salários flexíveis. A diferença entre as Eqs. (4) e (5) é constante e igual a:

$$y_1 - y_2 = \delta = \frac{\mu^p (1 - \alpha)}{(1 + \phi)} \quad (6)$$

4.2.4 A Curva de Phillips Novo-Keynesiana

Seja uma economia fechada sob competição monopolística e salários flexíveis, então a CPNK pode ser expressa da seguinte forma:

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \kappa (y - y_2) \quad (7)$$

onde $\beta \in (0,1)$ é o fator de desconto, $\kappa = \lambda (1 + \phi) \alpha (1 - \alpha)$, com $\lambda = \theta^{-1} (1 - \theta) (1 - \beta \theta)$ em que $\theta \in (0,1)$ representa a fração de firmas *à la* Calvo (1983), isto é, as firmas não ajustam seus preços de modo predeterminado. As firmas possuem uma probabilidade de não ajustarem seus preços em qualquer dado período t . A Eq. (7) mostra que a inflação corrente (π_t) depende da inflação esperada ($E_t \pi_{t+1}$) condicionada ao conjunto de informação no período t e do hiato do produto, definido como a distância em logaritmo do produto atual (y) do seu nível de produto natural (y_2).

Observe que nem choques de oferta nem choques de preferência aparecem diretamente na Eq. (7). Os choques afetam indiretamente o nível de produto natural, y_2 , e, conseqüentemente, o hiato do produto ($y - y_2$). Desse modo, a Eq. (7) implica que estabilizar a inflação é equivalente a estabilizar o hiato do produto ($y - y_2$). Porém, da Eq. (6), nós temos que a diferença entre y_1 e y_2 é constante e igual a δ . Isso implica que em uma estrutura de mercado de competição monopolística e salários flexíveis, a estabilização do hiato do produto ($y - y_2$) é equivalente a estabilizar o hiato entre o produto atual e o produto eficiente ($y - y_1$). Isso é consequência da constante δ , pois um choque de oferta adverso não altera δ e, por isso, não cria qualquer incentivo para a autoridade monetária desviar de uma política de inflação constante (BLANCHARD; GALÍ, 2007).

4.2.5 Rigidez de salário real

Para analisar os efeitos da rigidez real, Blanchard e Galí (2007) supõem que o salário real deixa de ser igual à taxa marginal de substituição e passa a responder lentamente as condições de mercado de trabalho, como um resultado de alguma imperfeição ou atritos nesse mercado. O salário real (w) é assumido ser ajustado parcialmente de acordo com a regra:

$$w = \gamma w_{t-1} + (1-\gamma) tms \quad (8)$$

em que $\gamma \in (0,1)$ é uma medida de rigidez de salário real.

Um importante pressuposto da Eq. (8) é que não existe nenhuma mudança nas preferências e, por isso, o nível do produto eficiente não é afetado, dado que este é derivado de uma economia com mercados competitivos. No entanto, o nível do produto do segundo melhor será afetado pela rigidez de salário em razão da estrutura de mercado de competição monopolística.

4.2.6 Equilíbrio com rigidez de salário real (segundo melhor)

Blanchard e Galí (2007) apresentam o segundo melhor nível do produto (ou produto natural) sob competição monopolística e rigidez de salário real da seguinte maneira:

$$[y_2 - y_1 + \delta] = \Theta [(y_2)_{t-1} - (y_1)_{t-1} + \delta] - \Theta(1-\alpha) [\Delta m + (1+\phi)^{-1} \Delta \xi] \quad (9)$$

em que $\Theta \equiv \gamma\alpha \frac{\gamma\alpha + (1-\gamma)(1+\phi)}{\gamma\alpha + (1-\gamma)(1+\phi)} \in [0,1]$

A Eq. (9) mostra que a introdução da rigidez de salário real no modelo implica que o hiato entre o primeiro melhor e o segundo melhor nível ótimo de produto não é mais constante, pois é afetado por choques de oferta (Δm) e choques de preferências ($\Delta \xi$). Além disso, Θ é crescente em γ , indicando que o tamanho e persistência dos desvios do hiato entre o primeiro melhor e o segundo melhor produto são crescentes com o grau de rigidez de salário real.

Os efeitos de um choque de oferta adverso (uma redução não esperada em m) gera uma variação negativa no hiato da Eq. (9). Contudo, gradativamente o tamanho do hiato converge para seu nível de estado estacionário, δ , uma vez que o salário é ajustado ao longo do tempo. Por sua vez, um choque de preferência (um aumento em ξ) leva a uma redução

tanto em y_1 quanto em y_2 . A redução em y_2 é menor do que em y_1 , de tal forma que $y_2 - y_1 + \delta > 0$, pois δ é constante (BLANCHARD; GALÍ, 2007; MAZALI; DIVINO, 2010).

4.2.7 A nova versão da Curva de Phillips Novo-Keynesiana

O modelo de Blanchard e Galí (2007) implica na seguinte relação entre inflação e o hiato do produto:

$$\pi = \beta E\pi_{t+1} + \frac{\lambda}{1-\gamma L}(x_2) \quad (10)$$

em que $x_2 = (1-\alpha)^{-1} \left[(1-\gamma)(1+\phi)(y - y_2) + \gamma\alpha (\Delta y - \Delta y_2) \right]$, $\lambda = \theta^{-1}(1-\theta)(1-\beta\theta)$ e L é o operador de defasagem.

Neste caso, estabilizar a inflação ainda é consistente com a estabilização do hiato do produto. No entanto, estabilizar o hiato do produto ($y - y_2$) não é mais desejável, pois a medida importante do hiato do produto para o bem-estar é dada por ($y - y_1$). Assim, na nova versão da CPNK, a distância entre o primeiro e o segundo melhor nível de produto não será mais constante, e sim afetado pelos choques.

A relação entre a inflação e o hiato do produto medida pelo produto atual e o primeiro melhor nível de produto é representada da seguinte forma:

$$\pi_t = \beta E\pi_{t+1} + \frac{\lambda}{1-\gamma L}(x_1) - \frac{\lambda\gamma\alpha}{1-\gamma L} \left[\Delta m + (1+\phi)^{-1} \Delta \xi \right] \quad (11)$$

sendo $x_1 = (1-\alpha)^{-1} \left[(1-\gamma)(1+\phi)(y - y_1 + \delta) + \gamma\alpha (\Delta y - \Delta y_1) \right]$. Essa equação mostra que inflação depende da inflação esperada, da defasagem distribuída da distância do produto corrente do primeiro melhor nível de produto e da defasagem distribuída de ambos os choques de oferta e de preferências. Dado isso, o modelo não implica mais em uma relação exata entre inflação e o hiato do produto relevante para o bem-estar ($y - y_1$). Assim, não existe nenhum caminho que estabilize inflação e o hiato do produto na presença de choques.

De acordo com Blanchard e Galí (2007), é possível reescrever a nova versão da CPNK em termos da taxa de desemprego e de mudanças nos preços do insumo não produzido M (Δv) da seguinte forma:

$$\pi_t = \frac{1}{1+\beta}\pi_{t-1} + \frac{\beta}{1+\beta}E_t\pi_{t+1} - \frac{\lambda(1-\alpha)(1-\gamma)\phi}{\gamma(1+\beta)}u_t + \frac{\alpha\lambda}{1+\beta}\Delta v_t \quad (12)$$

onde $\beta \in (0,1)$ é o fator de desconto, u_t é a taxa de desemprego e Δv_t é a mudança no preço real do insumo não produzido (M) no tempo t considerada como uma medida de choque de oferta.

4.3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Nesta seção, apresentamos a forma reduzida da nova versão da CPNK que será estimada e os testes de quebras estruturais que serão utilizados para verificar a estabilidade dos coeficientes da CPNK.

4.3.1 Modelo empírico

A forma reduzida a ser estimada advém da Eq. (12) na forma estrutural e pode ser representada da seguinte maneira:

$$\pi_t = d_1\pi_{t-1} + d_2E_t\pi_{t+1} - d_3u_t + d_4\Delta v_t + \zeta_t \quad (13)$$

onde $d_1 = \frac{1}{1+\beta}$, $d_2 = \frac{\beta}{1+\beta}$, $d_3 = \frac{\lambda(1-\alpha)(1-\gamma)\phi}{\gamma(1+\beta)}$, $d_4 = \frac{\alpha\lambda}{1+\beta}$, e ζ_t é o termo de erro estocástico.⁵⁴

Da Eq. (13), a inflação corrente é uma função da inflação passada, da inflação esperada para o próximo período, da taxa de desemprego e das mudanças no preço dos insumos não produzidos (M). Baseado no fato de que $\beta \in (0,1)$, podemos observar que a forma estrutural atribui as seguintes restrições sobre os parâmetros d_1 e d_2 :⁵⁵

$$d_1, d_2 \in (0,1) \text{ e } d_1 + d_2 = 1 \quad (14)$$

A intuição da restrição $d_1 + d_2 = 1$ é que não é possível manter a taxa de desemprego permanentemente abaixo do seu nível de estado estacionário sem indefinidamente aumentar a taxa de inflação (MAZALI; DIVINO, 2010).

⁵⁴ É comum a exclusão da constante na estimação da CPNK, portanto não incluiremos a constante nas regressões. Ver, por exemplo, Blanchard e Galí (2007), Mendonça et al. (2012), Alves e Correa (2013), entre outros.

⁵⁵ O fator de desconto β é sobreidentificado no modelo, uma vez que β_1 e β_2 são funções únicas de β .

Além da especificação (13), nós seguiremos Galí e Gertler (1999) e estimaremos a CPNK padrão:

$$\pi_t = d_1\pi_{t-1} + d_2E_t\pi_{t+1} + d_3x_t + \zeta_t \quad (15)$$

onde x_t representa o custo marginal real das firmas. Para essa variável, duas *proxies* serão utilizadas, a saber: i) a participação da massa salarial no PIB nominal (ou custo real unitário do trabalho),⁵⁶ e ii) o hiato do produto.

4.3.2 Testes de quebra estrutural

É vasta a literatura sobre testes para quebra estrutural nos parâmetros de uma regressão.⁵⁷ Novos trabalhos tem surgido e considerado o problema de realizar testes para quebras estruturais em equações com regressores endógenos, ou seja, correlacionados com o termo de erro. Hall et al. (2012) mostram que a minimização de um critério de Mínimos Quadrados em Dois Estágios produz estimadores consistentes para as frações das quebras. Perron e Yamamoto (2013) apresentam uma prova dos resultados de Hall et al. (2012). Adicionalmente, eles mostram que todas as suposições feitas por Bai e Perron (1998, 2003a), obtidas com regressores originais não correlacionados contemporaneamente com os erros, são satisfeitas. Destarte, os resultados de Bai e Perron (1998, 2003a) permanecem válidos para o caso em que as equações possuem regressores endógenos.

Na estimação da CPNK, a correlação entre os regressores e o termo de erro surge por duas razões. Primeira, a taxa de desemprego, a inflação esperada, o choque de oferta e o custo marginal real são variáveis endógenos em um modelo novo-Keynesiano. A segunda razão é que erros de mensuração com relação às variáveis explicativas podem surgir em decorrência do uso de previsões de inflação como *proxy* das expectativas de inflação não observáveis e do uso do custo real unitário do trabalho, hiato do produto e taxa de desemprego como *proxys* para o custo marginal real das firmas.⁵⁸ Diante disso, nós seguiremos Perron e Yamamoto (2013) e usaremos um procedimento alternativo para testar quebras estruturais em modelos lineares com regressores correlacionados com o termo de erro. O procedimento a ser seguido consiste em ignorar a endogeneidade dos regressores e realizar os testes de quebras baseados

⁵⁶ Isso é correto sobre a hipótese de uma função de produção Cobb-Douglas (GALÍ; GERTLER, 1999).

⁵⁷ São inúmeros os trabalhos estatísticos e econométricos sobre testes para quebras estruturais. Para uma revisão sobre este tema, ver Perron (2006).

⁵⁸ Como destacado por Greene (2012) erros de mensuração nas variáveis explicativas implicam que o estimador de mínimos quadrados é inconsistente e apresenta um persistente viés para zero. Em contra posição o estimador de VI é consistente e assintoticamente normalmente distribuída.

na estimação da equação estrutural por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). As justificativas para o uso dessa metodologia são: i) mudanças nos verdadeiros parâmetros do modelo implicam em mudanças nas probabilidades limites do estimador MQO; ii) o modelo pode ser reformulado de forma que os regressores e erros não sejam correlacionados, permitindo assim que o procedimento empírico e as distribuições limites dos testes de quebra apresentados por Bai e Perron (1998, 2003a) possam ser utilizados; iii) como os regressores gerados pelo procedimento de variáveis instrumentais (VI) tem menos variação quadrática do que os regressores originais, uma alteração nos verdadeiros parâmetros leva a uma maior mudança na média condicional da variável dependente em uma estrutura de MQO do que em uma estrutura de VI; iv) usar a abordagem MQO leva a estimativas consistentes das frações das quebras, e aperfeiçoa a eficiência das estimativas e o poder dos testes em várias situações. Como ilustração do procedimento de estimação das quebras estruturais, deixe um modelo de regressão linear múltipla com b quebras que ocorrem em $\{T_1, \dots, T_b\}$ ser expresso por:

$$\pi = \bar{X}d + \zeta \quad (16)$$

onde $\pi = (\pi_1, \dots, \pi_T)'$ é a variável dependente e $\bar{X} = \text{diag}(X_1, \dots, X_{b+1})$ é uma matriz $T \times (b+1)p$ com $X_i = (x_{T_{i-1}+1}, \dots, x_{T_i})'$ para $i = 1, \dots, b+1$, $T_0 = 1$ e $T_{b+1} = T$. Note que cada matriz X_i é o subconjunto da matriz de regressores correspondente ao regime i . A matriz \bar{X} é uma partição diagonal da matriz $T \times p$ de regressores, X , com a partição sendo tomada com relação ao conjunto $\{T_1, \dots, T_b\}$. O modelo permite que alguns ou todos regressores em X possam ser correlacionados com os erros. O vetor $d = (d_1', \dots, d_{b+1}')'$ é um vetor $(b+1)p$ de coeficientes e $\zeta = (\zeta_1, \dots, \zeta_T)'$ é o vetor de distúrbios.

Utilizaremos o sobrescrito 0 para denotar as verdadeiras datas das quebras, isto é, $\{T_1^0, \dots, T_b^0\}$, em que \bar{X}_0 será uma partição diagonal de X de acordo com $\{T_1^0, \dots, T_b^0\}$ e d^0 será o vetor dos verdadeiros valores dos parâmetros. Além disso, as verdadeiras frações das quebras são denotadas por $(\lambda_1^0, \dots, \lambda_b^0) = (T_1^0/T, \dots, T_b^0/T)$. Desse modo, perceba que o Processo Gerador dos Dados (DGP) para (16) pode ser representado da seguinte maneira:

$$\begin{aligned} \pi &= \bar{X}_0 d^0 + P_{\bar{X}_0} \zeta + (I - P_{\bar{X}_0}) \zeta \\ &= \bar{X}_0 [d^0 + (\bar{X}_0' \bar{X}_0)^{-1} \bar{X}_0' \zeta] + (I - P_{\bar{X}_0}) \zeta = \bar{X}_0 d_T^* + \zeta^* \end{aligned} \quad (17)$$

em que $\zeta^* = (I - P_{\bar{X}_0})\zeta$ e $d_T^* = d^0 + (\bar{X}_0' \bar{X}_0)^{-1} \bar{X}_0 \zeta$. Assim, temos que: $d_T^* \rightarrow_p d^*$ e \bar{X}_0 é não correlacionado com ζ^* . Assim, o estimador MQO, \hat{d}^* , será consistente para d^* . Dado isso, as datas das quebras podem ser estimadas através da minimização da soma dos quadrados dos resíduos da regressão:

$$\pi = \bar{X} d^* + \zeta^* \quad (18)$$

As estimativas das datas das quebras são representadas por:

$$(\hat{T}_1^*, \dots, \hat{T}_b^*) = \arg \min_{T_1, \dots, T_b} SSR_T^*(T_1, \dots, T_b) \quad (19)$$

onde $SSR_T^*(T_1, \dots, T_b) = (\pi - \bar{X} d^*)' (\pi - \bar{X} d^*)$ é a soma dos quadrados dos resíduos para a partição (T_1, \dots, T_b) , tal que $T_i - T_{i-1} \geq q$ em que $q \geq 0$ é a quantidade mínima de observações para cada regime i . Perron e Yamamoto (2013) revelam que as estimativas das frações das quebras $(\hat{\lambda}_1^*, \dots, \hat{\lambda}_b^*) = (\hat{T}_1^*/T, \dots, \hat{T}_b^*/T)$ são consistentes e tem a mesma taxa de convergência que aquelas obtidas pela abordagem MQO usual com regressores não correlacionados com os erros.

Nós seguiremos Bai e Perron (2003a) para verificar a existência de quebras estruturais nos parâmetros da Curva de Phillips e, para isso, utilizaremos dois testes. O primeiro é o teste $\sup F_T$ onde verificaremos a hipótese nula de ausência de quebra estrutural contra a hipótese alternativa de $b = k$ quebras. Para a apresentação da estatística de teste, denotaremos (T_1, \dots, T_k) como a partição tal que $T_i = [T\lambda_i]$ ($i = 1, \dots, k$), e R como uma matriz tal que $(Rd^*)' = (d_1^{*'} - d_2^{*'}, \dots, d_k^{*'} - d_{k+1}^{*'})$. Seja

$$F_T(\lambda_1, \dots, \lambda_k; p) = \frac{1}{T} \left(\frac{T - (k+1)}{kp} \right) \hat{d}^{*'} R' (R\hat{V}(\hat{d}^*)R')^{-1} R\hat{d}^* \quad (20)$$

em que $\hat{V}(\hat{d}^*)$ é uma estimativa da matriz de covariância \hat{d}^* . A estatística $\sup F_T$ é dada por:

$$\sup F_T(k; p) = F_T(\hat{\lambda}_1^*, \dots, \hat{\lambda}_k^*; p) \quad (21)$$

em que $(\hat{\lambda}_1^*, \dots, \hat{\lambda}_k^*)$ minimiza a soma global dos quadrados dos resíduos. A distribuição assintótica da estatística $\sup F_T$ dependerá de um parâmetro de fracionamento (*trimming*), em que, $\varepsilon = q/T$.

O segundo teste, denominado de $F_T(l+1|l)$, tem o objetivo de testar a hipótese nula de l quebras contra a hipótese alternativa de $l+1$ quebras. Seja um modelo com l quebras, as

estimativas das datas das quebras serão obtidas através de um procedimento sequencial (Bai, 1997; Bai e Perron, 1998). O procedimento apresentado por Bai e Perron (1998, 2003a) implica em testar a existência de uma quebra estrutural adicional em cada um dos $l+1$ segmentos. O teste ocorre em cada segmento que contém as observações \hat{T}_{i-1} até \hat{T}_i ($i = 1, \dots, l+1$). A hipótese nula de l quebras será rejeitada se um modelo com $l+1$ quebras tiver o mínimo global da soma dos quadrados dos resíduos suficientemente menor que a soma dos quadrados dos resíduos do modelo com l quebras.

Bai e Perron (2003b) apresentam os valores críticos dos testes $\sup F_T$ e $F_T(l+1|l)$. No entanto, quando a correlação entre os regressores e os erros muda entre os segmentos, ou a distribuição marginal dos regressores exibem alterações (devido a uma mudança na média e/ou variância dos regressores), as distribuições limite daquelas estatísticas diferem das apresentadas por Bai e Perron (2003b).⁵⁹ Neste caso, Perron e Yamamoto (2013) apontam que os testes $\sup F_T$ e $F_T(l+1|l)$ podem apresentar pequenas distorções de tamanho. Assim, uma sugestão desses autores, é considerar os valores críticos obtidos utilizando o método de *bootstrap* com regressores fixados de Hansen (2000).

Mesmo o método baseado em MQO sendo adequado para várias situações, nós também estimaremos as datas das quebras e realizaremos os testes para quebras estruturais baseados no procedimento de VI. Para isso, assumamos a existência de um conjunto de q_z variáveis z_t que podem servir como instrumentos. Deixe $Z = (z_1, \dots, z_T)'$ denotar uma matriz Z por q_z . Com isso, as datas desconhecidas das quebras serão estimadas levando em consideração as variáveis observadas (π, X, Z) . Assim, a regressão de VI será representada por:

$$\pi = \bar{X}^* d + \zeta \quad (22)$$

em que $\bar{X}^* = \text{diag}(\hat{X}_1, \dots, \hat{X}_{b+1})$, $\hat{X}_i = (\hat{x}_{T_{i-1}+1}, \dots, \hat{x}_{T_i})'$, e $\hat{X} = (\hat{x}_1, \dots, \hat{x}_T)' = P_Z X$ sendo $P_Z = Z(Z'Z)^{-1}Z'$. O termo de erro é $\zeta = (\zeta_1, \dots, \zeta_T)'$ com $\zeta_t = \eta_t$ para $T_{j-1}+1 \leq t \leq T_j$. As estimativas das datas das quebras são dadas por:

$$(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_b) = \arg \min_{T_1, \dots, T_b} SSR_T(T_1, \dots, T_b) \quad (23)$$

em que SSR_T é a soma dos quadrados dos resíduos da regressão (22) estimada por MQO e avaliada na (T_1, \dots, T_b) .

⁵⁹ Para melhor conhecimento sobre testes de quebra estrutural considerando mudanças na distribuição marginal dos regressores, ver Hansen (2000).

Didaticamente, o procedimento de VI seguirá os seguintes passos:

- i) estimaremos as formas reduzidas das variáveis endógenas por MQO, encontraremos as datas das quebras sequencialmente e utilizaremos os testes $\sup F_T$ e $F_T(l+1|l)$ para testar a significância estatística dessas mudanças;
- ii) se a forma reduzida não for estável, nós obteremos os valores preditos dos regressores endógenos em cada subamostra delimitada pelas datas das quebras estimadas no passo (i). Caso contrário, os regressores gerados serão obtidos considerando a amostra completa;
- iii) nós estimaremos as Eqs. (13) e (15) com os regressores endógenos substituídos pelo regressores gerados no passo (ii) e usaremos a estatística $\sup F_T$ e $F_T(l+1|l)$ para testar a existência de quebras estruturais nessas equações.

Se a forma reduzida é instável, a mudança na distribuição marginal dos regressores na equação estrutural estimada impede a utilização dos valores críticos apresentados em Bai e Perron (2003b) para os testes $\sup F_T$ e $F_T(l+1|l)$. Nesse caso, nós seguiremos Perron e Yamamoto (2013) e utilizaremos o método de *bootstrap* com regressores fixados de Hansen (2000).

Vale ressaltar ainda que o procedimento de VI descrito acima é eficiente quando comparado ao de Hall et al. (2012) porque utiliza toda informação da amostra, conforme destacam Perron e Yamamoto (2013, 2014).⁶⁰

4.4 RESULTADOS

4.4.1 Dados e testes de raiz unitária

As especificações (13) e (15) da CPNK são estimadas utilizando dados mensais para o período de março de 2002 a março de 2014. As razões para iniciarmos a análise em 2002 são as mudanças metodológicas implementadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) no cálculo da taxa de desemprego. Todas as séries foram obtidas dos *sites* do IBGE, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) e do Banco Central do Brasil (BCB).

A taxa de inflação (π_t) será a inflação mensal medida pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).⁶¹ Para a inflação esperada ($E_t\pi_{t+1}$), nós tomamos duas medidas de previsão de inflação presentes no relatório FOCUS do Banco Central do Brasil. A primeira

⁶⁰ O procedimento de Hall et al. (2012) consiste em aplicar testes para mudanças nos parâmetros da forma estrutural para todas as subamostras definidas pelas estimativas das datas das quebras nas formas reduzidas.

⁶¹ O IPCA é calculado IBGE e é o índice de preços utilizado pelo Conselho Monetário Nacional (CMN) como referência para o regime de metas de inflação.

medida, denotada por INFESPMD, corresponderá a média tomada para todos os dias do mês da expectativa da inflação para o mês seguinte. A segunda medida, denotada por INFESP30, será a expectativa de inflação no último dia do mês para a inflação do próximo mês. Em ambos os casos, utilizaremos a mediana das previsões diárias obtidas das instituições financeiras que estão incluídas na pesquisa FOCUS.

Para a taxa de desemprego (u_t), nós utilizaremos a taxa de desemprego aberto de 30 dias calculado pelo IBGE para as regiões metropolitanas de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre. Essa variável, denotada por DES e considerada como uma *proxy* da taxa de desemprego no Brasil, foi sazonalmente ajustada através do método X12-ARIMA. Adicionalmente, nós estimaremos a nova versão da CPNK considerando o hiato da taxa de desemprego (HIATODES), isto é, a diferença entre a taxa de desemprego e a sua tendência estimada pelo filtro de Hodrick-Prescott (HP).

Segundo Mazali e Divino (2010) e Mendonça et al. (2012), o choque de oferta (Δv_t) será medido pela mudança percentual na taxa de câmbio nominal R\$/US\$ entre os períodos t e $t-3$. A ideia é que uma desvalorização cambial afeta positivamente os preços dos insumos não produzidos (M) e, conseqüentemente, os demais preços da economia. A especificação formal do choque de oferta é dada por:

$$\Delta v_t = 100 \times \ln \left(\frac{(R\$/US\$)_t}{(R\$/US\$)_{t-3}} \right)$$

A participação da massa salarial no PIB nominal (CM) corresponderá ao total de pessoas ocupadas (e que receberam remuneração) multiplicado pelo rendimento nominal médio do trabalho principal efetivamente recebido e dividido pela estimativa do PIB nominal mensal calculado pelo Banco Central do Brasil.⁶² Essa variável foi sazonalmente ajustada através do método X12-ARIMA.

O hiato do produto (y_t) será mensurado pela diferença percentual entre o índice de produção industrial ajustado sazonalmente e o produto potencial e será designado de HIATOPROD. O produto potencial é uma variável não observável e, por esse motivo, deve ser estimada. Nós obteremos a variável *proxy* para o produto potencial usando o filtro HP.

A estacionariedade das variáveis do modelos foram verificadas a partir de três testes, a saber: ADF (Augmentend Dickey-Fuller); Phillips-Perron (PP); e KPSS, proposto por

⁶² Os dados sobre pessoal ocupado e rendimento nominal médio são obtidos da Pesquisa Mensal do Emprego (PME) realizada pelo IBGE considerando as regiões metropolitanas de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre.

Kwiatkowski et al. (1992). A hipótese nula dos testes ADF, PP é que a série é não-estacionária (ou raiz unitária), enquanto o teste KPSS testa a hipótese nula de que a série é estacionária. Como indicado por Ng e Perron (2001), a escolha do número de defasagens (k) se baseou no critério de informação Akaike Modificado (MAIC) considerando um número máximo de defasagens de $k_{max} = \text{int}(12(T/100)^{1/4}) = 13$. Foram incluídas como componentes determinísticos a constante (c) e uma tendência linear (t) para o caso em que este último componente foi estatisticamente significativo. Os resultados da Tabela 1 mostram que, em geral, as séries do modelo são estacionárias.

Tabela 1 – Testes de raiz unitária

Variáveis	Regressores exógenos	ADF(k)	PP	KPSS
INF	c	-4,723 ^{***} (0)	-4,852 ^{**}	0,336
INFESPMD	c	-2,634 [*] (12)	-5,006 ^{***}	0,386 [*]
INFESP30	c	-2,890 ^{**} (12)	-4,745 ^{***}	0,427 [*]
DES	c,t	-4,117 ^{***} (0)	-4,203 ^{***}	0,050
HIATODES	c	-4,283 ^{***} (0)	-4,359 ^{***}	0,039
CM	c	-2,182(4)	-3,186 [*]	0,292
HIATOPROD	c	-3,395 ^{**} (0)	-3,653 ^{***}	0,040
CHOQUE	c	-3,925 ^{***} (3)	-3,726 ^{***}	0,128

Nota: ^{***} denota significância a 1%, ^{**} a 5%, ^{*} a 10%.

4.4.2 A CPNK com parâmetros constantes

Inicialmente, nós procuramos analisar a CPNK levando em consideração que os parâmetros dessa equação são constantes. Usamos dois procedimentos para estimar as equações: o método de variáveis instrumentais (VI) e o método generalizado dos momentos (MGM). A justificativa para empregarmos esses métodos decorre do problema de endogeneidade ao qual estamos sujeitos. Além disso, as especificações são estimadas com a matriz de covariância robusta a heterocedasticidade e autocorrelação serial nos resíduos. O conjunto de instrumentos a serem usados na estimação da Eq. (13) da CPNK compreende as defasagens até a segunda ordem da inflação, da taxa de desemprego e da variação cambial, e uma defasagem da inflação esperada. Já para a Eq. (15), utilizamos as defasagens até a segunda ordem da inflação e do custo real unitário do trabalho, e uma defasagem da inflação esperada. Estes instrumentos implicam em 3 e 2 restrições de sobre identificação no caso das Eqs. (13) e (15), respectivamente. A validade destas restrições é testada através do teste J de Hansen (1982). Uma preocupação comum que surge quando utilizamos variáveis instrumentais é verificar se os instrumentos são fracos, pois na presença de instrumentos fracos haveria uma fraca correlação entre os instrumentos e as variáveis endógenas, o que

resultaria em estimadores de variáveis instrumentais viesados. Para tanto, usaremos dois testes: o teste de Cragg-Donald e o de Kleibergen-Paap, para testar a hipótese nula de que os instrumentos são fracos.^{63,64}

A Tabela 2 apresenta os resultados das estimativas da nova versão da CPNK, considerando diferentes *proxys* para o desemprego (DES e HIATODES) e inflação esperada (INFESPMD e INFESP30). De início, temos que não podemos rejeitar a hipótese nula de que as restrições de sobre identificação são satisfeitas, conforme aponta o teste *J*. Com relação aos testes de Cragg-Donald e Kleibergen-Paap, os resultados indicam que podemos rejeitar a hipótese nula de que os instrumentos utilizados nas regressões são considerados fracos.

Com relação aos coeficientes estimados temos que as variáveis inflação passada e esperada para todos os casos foram estatisticamente significantes e apresentaram os sinais esperados. No entanto, podemos notar que o componente *forward-looking* possui uma influência maior do que a inflação passada. Esse resultado está em linha com os trabalhos para a economia americana de Galí e Gertler (1999) e Perron e Yamamoto (2013) e para o Brasil, com os trabalhos de Areosa et al. (2011), Mendonça et al. (2012) e Tristão e Hudson (2013). No que se refere aos coeficientes estimados para a taxa de desemprego, temos que, em geral, eles são significativos e possuem o sinal esperado. Entretanto, notamos que o impacto dessa variável é mais relevante quando consideramos a regressão com o hiato do desemprego. Assim, conforme observado por Alves e Correa (2013) e Mazali e Divino (2010), pudemos averiguar que a dinâmica do mercado de trabalho tem impacto sobre a dinâmica do nível de preços na economia brasileira. Quanto ao coeficiente medindo o efeito do choque de oferta sobre a inflação, nós observamos que ele foi positivo, mas estatisticamente significativo a 10% em uma especificação. Por último, verificamos que a hipótese nula de que soma dos componentes *backward-looking* (d_1) e *forward-looking* (d_2) da inflação é igual a um é, em geral, rejeitada a um nível de significância de 5%, mas não a 1%. Evidências desfavoráveis a hipótese de verticalidade da curva de Phillips também são encontradas em Areosa et al. (2011) e Mendonça et al. (2012).

⁶³ Seguindo Stock e Yogo (2005), os instrumentos serão considerados fracos quando o viés do estimador de variáveis instrumentais em relação ao viés do estimador de mínimos quadrados ordinários for maior do que algum valor ν (por exemplo, $\nu=5\%$).

⁶⁴ O teste de Kleibergen-Paap (2006) surge como uma alternativa ao teste de Cragg-Donald porque, na presença de heterocedasticidade e autocorrelação nos resíduos, a estatística de Cragg e Donald (1993) não é mais válida.

Tabela 2 – Estimativas da nova versão da CPNK

Variáveis	VI	MGM	VI	MGM	VI	MGM	VI	MGM
INF ₁	0,540*** (0,083)	0,530*** (0,042)	0,432*** (0,081)	0,462*** (0,042)	0,523*** (0,083)	0,539*** (0,043)	0,436*** (0,078)	0,475*** (0,041)
INFESPMD	0,760*** (0,155)	0,783*** (0,136)	-	-	0,575*** (0,089)	0,563*** (0,064)	-	-
INFESP30	-	-	0,946*** (0,145)	0,868*** (0,146)	-	-	0,674*** (0,084)	0,616*** (0,068)
DES	-0,011 (0,007)	-0,012* (0,006)	-0,015** (0,007)	-0,014** (0,006)	-	-	-	-
HIATODES	-	-	-	-	-0,091** (0,038)	-0,095*** (0,034)	-0,083** (0,036)	-0,087*** (0,032)
CHOQUE	0,008 (0,006)	0,009 (0,006)	0,006 (0,006)	0,008 (0,006)	0,008 (0,006)	0,010* (0,006)	0,007 (0,006)	0,007 (0,005)
d ₁ +d ₂ =1 (p-valor)	5,63 (0,018)	6,71 (0,010)	7,77 (0,005)	7,00 (0,008)	4,28 (0,039)	4,062 (0,044)	4,87 (0,027)	2,685 (0,101)
J-statistic (p-valor)	0,927	0,684	0,665	0,668	0,684	0,582	0,202	0,035
Cragg-Donald F-stat	22,89 [†]	22,89 [†]	20,03 [†]	20,03 [†]	30,51 [†]	30,51 [†]	31,18 [†]	31,18 [†]
Kleibergen- Paap F-stat	17,18 [†]	15,84 [†]	19,78 [†]	18,51 [†]	23,18 [†]	47,04 [†]	24,57 [†]	50,28 [†]
R ² -ajustado	0,563	0,558	0,603	0,603	0,588	0,581	0,622	0,625

Notas: *** denota significância a 1%, ** a 5%, * a 10%. Os erros padrão estão entre os parênteses. [†] Indica que o viés relativo do estimador de VI em relação ao estimador MQO é no máximo 5%.

A Tabela 3 apresenta as estimativas para a CPNK padrão, expressa pela Eq. (15). Nós obtivemos os coeficientes para diferentes especificações onde duas *proxys* são adotadas como o custo marginal das firmas, sendo elas: a participação da massa salarial no PIB nominal (CM) e o hiato do produto (HIATOPROD). Além disso, utilizamos diferentes medidas de inflação esperada (INFESPMD e a INFESP30). Os resultados dos testes indicam que podemos rejeitar a hipótese nula de que os instrumentos são fracos. Com relação ao teste de sobre identificação, não podemos rejeitar a hipótese de que as restrições são satisfeitas.

Posto isto, os resultados da Tabela 3 mostram que os coeficientes estimados são, de forma geral, consistentes com a teoria. Para as diferentes especificações, os componentes *backward-looking* e *forward-looking* apresentaram-se estatisticamente significantes e em magnitudes mais próximas quando utilizamos a variável hiato do produto. Apesar disso, o efeito da inflação esperada permanece superior ao da inflação passada. As estimativas das medidas de custo marginal real das firmas possuem os sinais esperados. Assim sendo, um aumento (redução) na no custo marginal real das firmas está associado com um aumento (redução) na inflação. Com relação às estimativas dos efeitos do custo real unitário do trabalho, os resultados foram de magnitudes relevantes e estatisticamente significantes. Por outro lado, apesar das estimativas dos efeitos do hiato do produto apresentarem o sinal esperado, estas não são estatisticamente significantes. Alguns autores verificam que o hiato do produto não tem sido uma medida significativa na dinâmica inflacionária brasileira, sendo

eles: Machado e Portugal (2014), Arruda et al. (2011), Areosa (2010), Schwartzman (2006), Alves e Areosa (2005). Quanto a verticalidade da Curva de Phillips no longo prazo, em geral, nós rejeitamos a hipótese $H_0:d_1+d_2=1$ a 5%, mas não a 1% de significância.

Tabela 3 – Estimativas da CPNK padrão

Variáveis	VI	MGM	VI	MGM	VI	MGM	VI	MGM
INF ₋₁	0,520 ^{***} (0,095)	0,479 ^{***} (0,068)	0,346 ^{***} (0,108)	0,327 ^{***} (0,088)	0,552 ^{***} (0,090)	0,557 ^{***} (0,080)	0,433 ^{***} (0,078)	0,445 ^{***} (0,060)
INFESPMD	0,920 ^{***} (0,251)	1,061 ^{***} (0,275)	-	-	0,553 ^{***} (0,095)	0,557 ^{***} (0,079)	-	-
INFESP30	-	-	1,283 ^{***} (0,271)	1,346 ^{***} (0,325)	-	-	0,699 ^{***} (0,088)	0,697 ^{***} (0,082)
CM	0,073 [*] (0,037)	0,089 ^{**} (0,042)	0,112 ^{***} (0,041)	0,118 ^{***} (0,005)	-	-	-	-
HIATOPROD	-	-	-	-	0,003 (0,006)	0,001 (0,005)	0,003 (0,006)	0,002 (0,005)
$d_1+d_2=1$ (p-valor)	4,43 (0,035)	5,11 (0,024)	8,10 (0,004)	7,49 (0,006)	4,65 (0,031)	4,62 (0,032)	6,02 (0,014)	5,00 (0,025)
J-statistic (p-valor)	0,511	0,247	0,634	0,512	0,676	0,501	0,644	0,629
Cragg-Donald F-stat	17,37 [†]	17,37 [†]	15,03 [†]	15,03 [†]	74,99 [†]	74,99 [†]	61,73 [†]	61,73 [†]
Kleibergen- Paap F-stat	8,16 ^{††}	17,59 [†]	15,02 [†]	22,44 [†]	80,39 [†]	82,44 [†]	44,51 [†]	59,67 [†]
R ² -ajustado	0,553	0,538	0,577	0,566	0,564	0,563	0,604	0,603

Notas: *** denota significância a 1%, ** a 5%, * a 10%. Os erros padrão estão entre os parênteses. [†] Indica que o viés relativo do estimador de VI em relação ao estimador MQO é no máximo 5% e ^{††} a 10%.

4.4.3 A CPNK com quebra estrutural

Na subseção anterior, nós analisamos os determinantes da inflação considerando que os coeficientes da CPNK são estáveis (ou constantes) ao longo do período em análise. Agora, investigaremos a presença de quebras estruturais nos parâmetros das Eqs. (13) e (15), considerando as diferentes especificações utilizadas na estimação com parâmetros constantes.

Os procedimentos empregados são baseados nos métodos de MQO e VI. Iniciaremos verificando a estabilidade dos parâmetros nas formas reduzidas como procedimento para a utilização dos testes de quebra estrutural no método baseado em VI. Na Tabela 4 apresentamos os resultados dos testes de quebra estrutural e as estimativas das datas das quebras para a forma reduzida de cada variável endógena da Eq. (13), levando em consideração as quatro diferentes especificações. Para todos os testes de quebra estrutural, nós consideramos o procedimento sequencial de Bai e Perron (1998), onde foi fixado o número máximo de 3 quebras e utilizado um corte de 15% dos dados. Além disso, seguimos Perron e Yamamoto (2013) e utilizamos o método de *bootstrap* com regressores fixados de Hansen

(2000). Com relação aos resultados dos testes, só pudemos constatar duas quebras na primeira equação da especificação (I).

Tabela 4 - Testes de quebra estrutural para as formas reduzidas da nova versão da CPNK

Especificações	Variável dependente	SupF(1)	$F_T(2 1)$	$F_T(3 2)$	Datas das quebras
(I)	INFESPMD	34,35 ^[*]	25,87 ^[**]	8,541	04:07;10:08
	CHOQUE	20,97	-	-	-
	DES	12,09	-	-	-
(II)	INFESP30	22,40	-	-	-
	CHOQUE	20,29	-	-	-
	DES	12,54	-	-	-
(III)	INFESPMD	23,38	-	-	-
	CHOQUE	19,36	-	-	-
	HIATODES	11,18	-	-	-
(IV)	INFESP30	20,12	-	-	- CHOQUE
		15,08	-	-	-
	HIATODES	11,56	-	-	-

Nota: ^[**] denota significância a 5%, ^[*] a 10%. O teste foi realizado pelo método de *bootstrap* com regressores fixados de Hansen (2000). O número de replicações *bootstrap* foi igual a 1000.

Nós agora voltamos para a questão de estabilidade da nova versão da CPNK. Na Tabela 5, temos os resultados dos testes de quebra estrutural para os métodos baseados em MQO e VI. O método baseado em MQO não permite rejeitar a hipótese nula de estabilidade dos parâmetros das diferentes especificações da nova versão da CPNK. Por sua vez, o método baseado em VI aponta a existência de uma quebra estrutural para todas as especificações a um nível de significância de 1%. Por sua vez, não existe nenhuma evidência para a presença de uma segunda quebra. As estimativas das datas das quebras obtidas pelo método sequencial de Bai e Perron (1998) indicaram que os coeficientes das especificações (I), (II) e (IV) mudaram no primeiro bimestre de 2004, enquanto os coeficientes da especificação (III) apresentaram uma alteração no terceiro trimestre de 2005.

Tabela 5 - Testes para quebra estrutural da nova versão da CPNK

Especificações	Sup $F_T(1)$	$F_T(2 1)$	$F_T(3 2)$	Data da quebra
Método baseado em MQO				
(I)	27,79	-	-	-
(II)	24,88	-	-	-
(III)	24,13	-	-	-
(IV)	21,38	-	-	-
Método baseado em VI				
(I)	58,64 ^[***]	10,47	-	04:01
(II)	50,22 ^[***]	12,26	-	04:02
(III)	50,47 ^[***]	5,015	-	05:09
(IV)	47,52 ^[***]	7,555	-	04:01

Nota: ^[***] denota significância a 1%, ^{**} a 5%, ^{*} a 10%. O teste foi realizado pelo método de *bootstrap* com regressores fixados de Hansen (2000). O número de replicações *bootstrap* foi igual a 1000.

Após verificar a estabilidade dos parâmetros e estimar as datas das quebras, o próximo passo é estimar a curva de Phillips para os subperíodos determinados pela data da quebra. Nós estimamos a CPNK por VI, e os resultados são apresentados na Tabela 6. De início, pode-se observar que o efeito da taxa de desemprego sobre a inflação corrente tem se tornado menor nos anos recentes. Em relação ao choque cambial, as estimativas se mostraram positivas e significativas durante o primeiro subperíodo. Entretanto, após a data da quebra estrutural, o efeito do choque cambial sobre a inflação torna-se negativo, indicando que uma desvalorização cambial contribui para reduzir a inflação. Embora contra intuitivo, esse resultado também foi verificado por Mendonça et al. (2012).

O conjunto dos resultados revela ainda que, nos anos recentes, o efeito da inflação passada sobre a inflação corrente tem aumentado, enquanto que o efeito da inflação esperada tem diminuído. Apesar disso, o componente *forward-looking* da inflação foi mais importante do que o componente *backward-looking* em ambos os subperíodos. Segundo Zhang et al. (2008), as mudanças na dinâmica inflacionária podem estar associadas com diferentes políticas monetárias, especialmente o comportamento dos componentes *backward-looking* e *forward-looking*. Os resultados empíricos obtidos em Medeiros et al. (2014) sugerem mudanças na condução da política monetária no terceiro trimestre de 2003 e isto pode ter induzido as mudanças naqueles componentes. Novamente, não podemos rejeitar a hipótese de que a soma dos coeficientes d_1 e d_2 é igual a 1 a um nível de significância de 5%.

Tabela 6 – Estimativas da nova versão da CPNK com quebras estruturais

Variáveis	VI		VI		VI		VI	
	02:05- 04:01	04:02- 14:03	02:05- 04:02	04:03- 14:03	02:05- 05:09	05:10- 14:03	02:05- 04:01	04:02- 14:03
INF ₁	0,340* (0,184)	0,410*** (0,065)	0,246* (0,142)	0,354*** (0,070)	0,442*** (0,077)	0,339*** (0,121)	0,258** (0,104)	0,325*** (0,108)
INFESPMD	2,228* (0,868)	0,840*** (0,116)	-	-	0,744*** (0,117)	0,772*** (0,149)	-	-
INFESP30	-	-	1,826*** (0,453)	0,930*** (0,123)	-	-	0,975*** (0,156)	0,757*** (0,129)
DES	-0,075** (0,038)	-0,010** (0,005)	-0,051*** (0,019)	-0,012** (0,005)	-	-	-	-
HIATODES	-	-	-	-	-0,127** (0,056)	-0,072 (0,048)	-0,238*** (0,090)	-0,021 (0,040)
CHOQUE	0,043*** (0,012)	-0,004** (0,002)	0,026** (0,011)	-0,004* (0,002)	0,029*** (0,004)	-0,006* (0,003)	0,023*** (0,005)	-0,004 (0,003)
$d_1+d_2=1$	4,743 (0,029)	7,053 (0,008)	8,756 (0,003)	8,274 (0,004)	8,883 (0,003)	3,811 (0,051)	9,712 (0,002)	3,101 (0,078)
R ² -ajustado	0,694		0,732		0,704		0,717	

Nota: *** denota significância a 1%, ** a 5%, * a 10%. Os erros padrão estão entre os parênteses. † Indica que o viés relativo do estimador de VI em relação ao estimador MQO é no máximo 5%.

Os testes de quebra estrutural serão agora realizados para a CPNK padrão. A Tabela 7 apresenta os resultados dos testes de quebra estrutural para as formas reduzidas e os resultados apontam que há pelo menos uma quebra nas especificações (V) e (VI) em que as variáveis dependentes são INFESPMD e INDESP30. Já o teste $F_T(l+1|l)$ indica a existência de três quebras na forma reduzida da inflação esperada na especificação (VI). Posto isso, o passo seguinte é analisar a estabilidade dos parâmetros da CPNK padrão por meio dos métodos baseados em MQO e VI. Conforme mostra a Tabela 8, em apenas uma especificação o teste $SupF$ permite rejeitar a hipótese nula de ausência de quebra estrutural nos parâmetros da Curva de Phillips tanto pelo método baseado em MQO quanto em VI. Além disso, apenas o método baseado em MQO indica a existência de duas quebras a partir do teste $F_T(l+1|l)$. A data da primeira quebra (janeiro de 2004) coincide nos dois métodos utilizados, e a segunda quebra se dá em dezembro de 2005. Como discutido acima, essa mudança na dinâmica da inflação pode ser reflexos de mudanças na política monetária brasileira já que o tempo coincide.

Tabela 7 - Testes de quebra estrutural para as formas reduzidas da CPNK padrão

Especificação	Variável dependente	SupF(1)	$F_T(2 1)$	$F_T(3 2)$	Datas das quebras
(V)	INFESPMD	24,28 ^[**]	13,88	-	05:01
	CM	5,889	-	-	-
(VI)	INFESP30	20,52 ^[*]	15,44 ^[*]	15,12 ^[**]	05:01;06:10;09:11
	CM	6,109	-	-	-
(VII)	INFESPMD	11,16	-	-	-
	HIATOPROD	15,71	-	-	-
(VIII)	INFESP30	9,974	-	-	-
	HIATOPROD	13,99	-	-	-

Nota: ^[**] denota significância a 5%, ^[*] a 10%. O teste foi realizado pelo método de *bootstrap* com regressores fixados de Hansen (2000). O número de replicações *bootstrap* foi igual a 1000.

Tabela 8 - Testes para quebra estrutural na CPNK padrão

Especificações	Sup $F_T(1)$	$F_T(2 1)$	$F_T(3 2)$	Data da quebra
<i>Método baseado em MQO</i>				
(V)	2,926	-	-	-
(VI)	1,357	-	-	-
(VII)	29,27	-	-	-
(VIII)	31,81 ^[*]	15,52 ^[**]	3,265	04:01;05:10
<i>Método baseado em VI</i>				
(V)	2,204	-	-	-
(VI)	7,328	-	-	-
(VII)	15,24	-	-	-
(VIII)	22,56 ^[**]	5,614	-	04:01

Nota: ^[**] denota significância a 1%, ^[*] a 5%, ^[*] a 10%. O teste foi realizado pelo método de *bootstrap* com regressores fixados de Hansen (2000). O número de replicações *bootstrap* foi igual a 1000.

Como mostra a Tabela 8, registramos apenas quebras na especificação (VIII), portanto iremos estimá-la considerando os subperíodos determinados pela data da quebra (2002:02-2004:01 e 2004:02-2014:03), seguindo o método baseado em VI. Já o método baseado em MQO implica na estimação de três subperíodos determinados pelas datas das quebras (2002:05-2004:01, 2004:02-2005:10 e 2005:11-2014:03). Os resultados foram estimados por VI e apresentados na Tabela 9. Destacamos as estimativas do hiato do produto no primeiro regime, sendo estas positivas, estatisticamente significativas e em magnitude considerável. Como discutido anteriormente o hiato do produto não tem apresentado resultado satisfatório no ajuste da curva de Phillips, e uma possível justificativa para esse resultado é a presença de quebras nos parâmetros dessas regressões. Ainda com relação a variável hiato do produto notamos que o seu impacto tem se reduzido no segundo regime, isto é, o hiato do produto tem afetado menos a dinâmica da inflação nos últimos anos. Uma possível explicação para isso é que a indústria brasileira parece mais desaquecida pressionando o hiato do produto para baixo (Alves e Correa, 2013). Observamos também uma redução no componente *forward-looking* entre os regimes. Já as estimativas que mensuram o impacto da inflação em $t-1$ foram estatisticamente significativas apenas nos últimos subperíodos, o que nos leva a entender que essa variável tem aumentado sua importância na dinâmica da inflação.

Tabela 9 – Estimativas da CPNK padrão com Quebras Estruturais

Variáveis	VI		VI		
	02:05-04:01	04:02-14:03	02:05-04:01	04:02-05:10	05:11-14:03
INF ₁	0,126 (0,179)	0,250*** (0,074)	0,126 (0,179)	-0,001 (0,167)	0,282*** (0,084)
INFESP30	1,500*** (0,443)	0,845*** (0,090)	1,500*** (0,443)	1,157*** (0,210)	0,821*** (0,107)
HIATOPROD	0,140** (0,068)	0,001 (0,004)	0,140** (0,068)	-0,074** (0,046)	0,002 (0,004)
d ₁ +d ₂ =1 (p-valor)	4,737 (0,030)	7,507 (0,006)	4,737 (0,030)	2,897 (0,089)	6,395 (0,011)
R ² -ajustado	0,640		0,637		

Nota: *** denota significância a 1%, ** a 5%, * a 10%. Os erros padrão estão entre os parênteses. † Indica que o viés relativo do estimador de VI em relação ao estimador MQO é no máximo 5%.

4.5 CONCLUSÃO

Este trabalho propôs analisar os determinantes da inflação no Brasil através da estimação da CPNK proposta por Blanchard e Galí (2007), bem como testar a presença de mudanças estruturais nos coeficientes dessa equação. Adicionalmente, nós procuramos verificar a estabilidade dos parâmetros da CPNK padrão, apresentada por Galí e Gertler (1999). Devido à endogeneidade dos regressores, a metodologia utilizada para testar quebras estruturais nos

parâmetros da CPNK foi aquela desenvolvida por Perron e Yamamoto (2013). O procedimento desenvolvido pelos autores baseia-se na estimação do modelo por mínimos quadrados ordinários (MQO) e por variáveis instrumentais (VI), o que possibilitou estimar as datas das quebras estruturais e realizar os testes para verificar se essas quebras são estatisticamente significativas.

Primeiramente consideramos que os parâmetros das regressões são constantes e analisamos os resultados da CPNK em sua nova versão e na forma padrão. Em ambos os modelos, observamos a dominância do componente *forward-looking*. Em específico, na nova versão da CPNK os resultados revelaram a importância das variáveis *proxys* como medida de desemprego sobre a inflação. As mudanças na taxa de câmbio não tiveram efeitos sobre a inflação corrente. Já a CPNK padrão apresentou um importante resultado em que mudanças no custo real unitário do trabalho e no hiato do produto resultaram nos sinais esperados, sendo apenas relevante e estatisticamente significativa os efeitos do custo real unitário do trabalho.

Com relação aos testes de quebra estrutural, indicam a existência de pelo uma mudança estrutural nos coeficientes da CPNK para o Brasil. O componente *forward-looking* da inflação é dominante na explicação da dinâmica inflacionária brasileira, embora sua relevância tenha sido reduzida após 2004. Em contraposição, o efeito da inflação passado sobre a inflação corrente tem aumentado no período mais recente. A taxa de desemprego tem afetado negativamente a inflação, embora seja observada uma redução desse impacto nos últimos anos. Embora as mudanças na taxa de câmbio não tenham apresentado efeitos sobre a inflação corrente para o modelo com parâmetros constantes ao considerarmos as quebras estruturais, o efeito dessa variável foi positivo e estatisticamente significativo na primeira subamostra, mas perdeu relevância e tornou-se negativo no período mais recente. Com relação ao custo marginal real, nós observamos que o efeito do hiato do produto sobre a inflação corrente diminuiu nos anos recentes. Por último, na maior parte das regressões estimadas, nós rejeitamos a hipótese nula de uma curva de Phillips vertical no longo prazo a um nível de significância de 5%, mas não a 1%.

REFERÊNCIAS

ALVES, S. A. L.; AREOSA, W. D. **Targets and inflation dynamics**. Central Bank of Brazil, 2005. (Working Paper Series, 100).

ALVES, S. A. L.; CORREA A. da S. **Um Conto de Três Hiatos: Desemprego, Utilização da Capacidade Instalada da Indústria e Produto**. Banco Central do Brasil, 2013. (Trabalhos para Discussão, 339).

ARAGON, E. K. da 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.

ARAGON, E. K. da S. B.; MEDEIROS, G. B. Testing asymmetries in central bank preferences in a small open economy: a study for Brazil. **Economia**, v.14, 2013.

ARAGON, E. K. da S. B.; MEDEIROS, G. B. Monetary policy in Brazil: evidence of a reaction function with time-varying parameters and endogenous regressors. **Empirical Economics**, 2014. doi: 10.1007/s00181-013-0791-5

AREOSA, W. D., MCALEER, M., MEDEIROS, M. Moment-based estimation of smooth transition regression models with endogenous variables. **Journal of Econometrics**, v.165, p.100–111, 2011.

AREOSA, W. D.; MEDEIROS, M. Inflation dynamics in Brazil: The case of a small open economy. **Brazilian Review of Econometrics**, v.27, p.131–166, 2007.

ARRUDA, E. F.; FERREIRA, R. T.; CASTELAR, I. Modelos lineares e não lineares da curva de Phillips para previsão da taxa de inflação no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v.65, n.3, Rio de Janeiro, 2011.

BAI, J. Estimating multiple breaks one at a time. **Econometric Theory**, v.13, 1997.

BAI, J.; PERRON, P. Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. **Econometrica**, v.66, n.1, 1998.

BAI, J.; PERRON, P. Computation and analysis of multiple structural change models. **Journal of Applied Econometrics**, v.18, n.1, 2003a.

BAI, J.; PERRON, P. **Critical Values for Multiple Structural Change Tests**. Unpublished Tables, Department of Economics, Boston University, 2003b.

BLANCHARD, O. E GALÍ, J. Real wage rigidities and the new keynesian model. **Journal of Money, Credit and Banking**, v.39, p. 35–66, 2007.

BOLDEA, O.; HALL, A. R.; HAN, S. Asymptotic Distribution Theory for Break Point Estimators in Models Estimated via 2SLS. **Econometric Reviews**, v.31, p.1-33, 2012.

CALVO, G. Staggered prices in a utility-maximizing framework. **Journal of Monetary Economics**, v.12, n.3, 1983.

CARVALHO, P. V. C. **A curva de Phillips Novo-Keynesiana é Não-Linear? Evidências de países com metas de inflação**. Dissertação (Mestrado). Programa de Pós-Graduação em Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2010.

CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy. **Journal of Political Economy**, v.113, p.1-45, 2005.

CRAGG, J. G.; DONALD, S. G. Testing identifiability and specification in instrumental variables models. **Econometric Theory**, v.9, p.222–240, 1993.

COGLEY, T.; SBORDONE A. M. **Trend Inflation and Inflation Persistence in the New Keynesian Phillips Curve**. Federal Reserve Bank of New York. WP-270, 2006.

CORREA, A. S.; MINELLA A. Nonlinear mechanisms of the exchange rate pass-through: A Phillips curve model with threshold for Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 64, n.3, p.231-243, 2010.

FASOLO, A. M.; PORTUGAL, M. S. Imperfect Rationality and Inflationary Inertia: A New Estimation of the Phillips Curve for Brazil', **Estudos Econômicos**, v.34, n.4, p.725–776, 2004.

FRIEDMAN, M. The Role of Monetary Policy. **American Economic Review**, v.58, p.1-17, 1968.

GALÍ, J. The Return of the Wage Phillips Curve. **Journal of the European Economic Association**, v.9, n. 3, p 436-461, 2011.

GALÍ, J.; GERTLER, M. Inflation dynamics: A structural econometric analysis. **Journal of Monetary Economics**, 44, p. 195-222, 1999.

GREENE, W. **Econometric Analysis**. 7th edition edn, Pearson / Prentice Hall, 2012.

HALL, A.R.; HAN, S.; BOLDEA, O. Inference Regarding Multiple Structural Changes in Linear Models with Endogenous Regressors. **Journal of Econometrics**, v.170, n.2, 2012.

HANSEN, L. P. Large sample properties of generalized method of moments estimators. **Econometrica**, v.50, n.4, 1982.

HANSEN, B. E. Testing for structural change in conditional models. **Journal of Econometrics**, v.97, 2000.

KLEIBERGEN, F.; PAAP R. Generalized reduced rank tests using the singular value decomposition. **Journal of Econometrics**, v.127, n.1, p.97–126, 2006.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root. **Journal of Econometrics**, v. 54, 1992.

LIMA, E. C. R. The Nairu, Unemployment and the Rate of Inflation in Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, v.57, n.4, p.899–930, 2003.

LIPSEY, R. G. The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1862-1957: A Further Analysis. **Economica**, v.27, p.1-31, 1960.

MACHADO, V. G.; PORTUGAL, M. S. **Phillips curve in Brazil: an unobserved components approach**. Central Bank of Brazil, 2014. (Working Paper Series, 354).

MANKIW, N. G.; REIS, R. Sticky Information Versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve. **Quarterly Journal of Economics**, v.117, p.1295-1328, 2002.

MAZALI, A. A.; DIVINO, J. A. Real wage rigidity and the new Phillips curve: the Brazilian case. **Revista brasileira de economia**, v.64, n.3, p.291-306, 2010.

MEDEIROS, G.B.; PORTUGAL, M.S.; ARAGON, E.K.daS.B. **Política monetária robusta, quebras estruturais e não linearidades na função de reação do Banco Central do Brasil**. 2014. Mimeo

MENDONÇA, M. J. C.; SACHSIDA, A.; MEDRANO, L. Inflação versus desemprego: novas evidências para o Brasil. **Economia Aplicada**, v.16, n.3, p.475-500, 2012.

MINELLA, A.; FREITAS, P. S.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. K. Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility. **Journal of International Money and Finance**, v.22, n.7, 2003.

MUINHOS, M. K. Inflation targeting in an open financially integrated emerging economy: The case of Brazil, **Estudos Econômicos**, v.34, n.2, p.269–296, 2004.

NG, S.; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. **Econometrica**, v. 69, n. 6, 2001.

PERRON, P. Dealing with structural breaks, in Palgrave **Handbook of Econometrics**, v. 1: Econometric Theory, K. Patterson and T.C. Mills (eds.). New York, 2006.

PERRON, P.; YAMAMOTO, Y. A note on estimating and testing for multiple structural changes in models with endogenous regressors via 2SLS. **Econometric Theory**, 2013. doi:10.1017/S0266466613000388

PERRON, P.; YAMAMOTO, Y. A Note on Estimating and Testing for Multiple Structural Changes in Models with Endogenous Regressors via 2SLS. **Econometric Theory**, v. 30, n. 2, 2014.

PORTUGAL, M. S.; MADALOZZO, R. C.; HILLBRECHT, R. O. **Inflation, unemployment and monetary policy in Brazil**. Anais. Encontro Brasileiro de Econometria– SBE, 1999.

PHELPS, E. S. Money-Wage Dynamics and Labor Market Equilibrium. **Journal of Political Economy**, v.76, p.678-711, 1968.

PHILLIPS, A. W. The Relationship between unemployment and the rate of change of money wages in the United Kingdom 1861-1957. **Economica**, v.25, n.100, p.283-299, 1958.

ROBERTS, J. M. New Keynesian Economics and the Phillips Curve. **Journal of Money, Credit, and Banking**, v.23, p.975-984, 1995.

SAMUELSON, P. A.; SOLOW, R. M. Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy. **American Economic Review**, v.50, p.177-194, 1960.

SCHWARTZMAN, F. F. Estimativa de curva de Phillips para o Brasil com preços desagregados. **Economia Aplicada**, v.10, n.1, p.137–155, 2006.

STOCK, J. H.; YOGO, M. **Testing for weak instruments in linear IV regression**. In: Identification and inference for econometric models: Essays in honor of Thomas Rothenberg, ed. D.W. Andrews and J. H. Stock. Cambridge: Cambridge University Press, 2005.

TOMBINI, A. A.; ALVES, S. A. L. **The Recent Brazilian Disinflation Process and Costs**. Central Bank of Brazil, 2006. (Working Paper Series, 109).

TRISTAO, T. S.; TORRENT, H. S. **Relações Não Lineares Na Curva De Phillips: Uma Abordagem Semi-Paramétrica**. Anais. XLI Encontro Nacional de Economia, Foz do Iguaçu, 2013.

ZHANG, G.; OSBORN, D. R.; KIM, D. H. The New Keynesian Phillips Curve: From Sticky Inflation to Sticky Prices. **Journal of Money, Credit and Banking**, v.40, n.4, 2008.

WOODFORD, M. **Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy**. Princeton: Princeton University Press. 2003.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Na presente tese foram desenvolvidos três ensaios sobre política monetária e inflação. No primeiro ensaio procuramos detectar a presença de não linearidades na função de reação do Banco Central do Brasil utilizando o método de regressão quantílica inversa. Neste, a principal novidade com relação a literatura é que seria possível a partir do método de regressão quantílica inversa detectar não linearidades na função de reação do BCB sem a necessidade de atribuímos fatores causais para as não linearidades.

Os resultados da estimação da função de reação do BCB por RQIV podem ser sumarizados como seguem. Este método nos possibilitou detectar não linearidades na função de reação do BCB sem a necessidade de fazer suposições específicas acerca dos fatores que determinam essas não linearidades. Em específico, nós verificamos que : i) a resposta da taxa de juros ao hiato da inflação corrente e esperada foi, em geral, mais forte na parte superior da distribuição condicional da taxa de juros Selic; ii) a resposta ao hiato do produto apresentou uma tendência crescente e significativa na parte inferior da distribuição condicional da taxa Selic; iii) a resposta do BCB à taxa de câmbio real foi positiva e mais elevada na cauda superior da distribuição condicional da taxa Selic.

O segundo ensaio se dedicou a uma preocupação do *policymaker* com relação aos possíveis erros de especificação presentes no modelo macroeconômico. Assim, analisamos uma política monetária ótima que fosse robusta as incertezas da autoridade monetária com relação aos efeitos do hiato do produto sobre a inflação na curva de Phillips. Dado isto, a regra monetária ótima que é robusta a essas incertezas passa a ser não linear, logo o objetivo do trabalho foi analisar a existência de não linearidades na função de reação do BCB e a realização de testes de quebras estruturais em datas desconhecidas a fim de verificarmos se houveram mudanças na condução da política monetária brasileira durante o período de metas de inflação.

Os resultados do segundo trabalho podem ser sumarizados da seguinte forma. Primeiro, as evidências empíricas indicam que as incertezas acerca da inclinação na curva Phillips implicaram em não linearidades na função de reação do BCB. Segundo, os resultados dos testes para quebras estruturais rejeitam a hipótese nula de estabilidade nos parâmetros da função de reação do BCB. Terceiro, houve um aumento na resposta da taxa Selic ao hiato do produto e uma redução da reação ao hiato da inflação corrente no regime Meirelles-Tombini. Quarto, o BCB também tem reagido à taxa de câmbio durante o regime Meirelles-Tombini.

O último e terceiro ensaio se dedicou a estimação e análise de diferentes especificações da Curva de Phillips novo-Keynesiana. Além disso, realizamos testes de quebras estruturais nos parâmetros dessas especificações a fim de identificar mudanças na dinâmica inflacionária brasileira durante o período de análise. Os resultados indicaram que: i) os testes de quebra estrutural apontam a existência de pelo menos uma mudança estrutural nos coeficientes da CPNK; ii) o componente *forward-looking* da inflação é dominante, embora sua relevância tenha sido reduzida após 2004; iii) a taxa de desemprego tem afetado negativamente a inflação, embora seja observado uma redução desse impacto nos últimos anos; iv) as mudanças na taxa de câmbio apenas tiveram efeitos sobre a inflação na primeira subamostra e tem perdido relevância no período mais recente; v) o efeito do hiato do produto sobre a inflação corrente diminuiu nos anos recentes; vi) em geral, nós rejeitamos a hipótese nula de uma curva de Phillips vertical no longo prazo a um nível de significância de 5%, mas não a 1%.