

UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA
PROGRAMA DE PÓS GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
MESTRADO EM ECONOMIA

Marcus Vinicius Amaral e Silva

DOIS ENSAIOS EM MACROECONOMIA

João Pessoa
2014

Marcus Vinicius Amaral e Silva

DOIS ENSAIOS EM MACROECONOMIA

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Edilean Kleber da Silva Bejanaro Aragón

**João Pessoa
2014**

S586d *Silva, Marcus Vinícius Amaral e.*

Dois ensaios em macroeconomia / Marcus Vinícius Amaral e Silva.- João Pessoa, 2014.

61f. : il.

Orientador: Edilean Kleber da Silva Bejanaro Aragón

Dissertação (Mestrado) – UFPB/CCSA

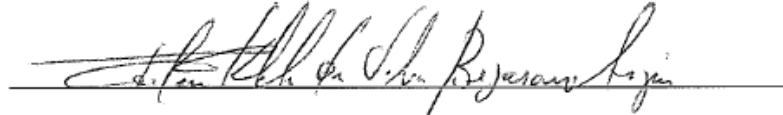
1. Macroeconomia. 2. Regra de positiva monetária.

Marcus Vinicius Amaral e Silva

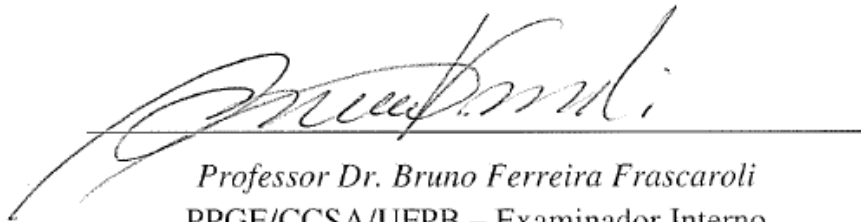
DOIS ENSAIOS EM MACROECONOMIA

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia.

COMISSÃO EXAMINADORA



Professor Dr. Edilean Kleber da Silva Bejanaro Aragón
PPGE/CCSA/UFPB – Orientador



Professor Dr. Bruno Ferreira Frascaroli
PPGE/CCSA/UFPB – Examinador Interno



Professor Dr. Jorge Luiz Mariano da Silva
PPECO/UFRN – Examinador Externo

Lista de Figuras

Capítulo 1

Figura A1: Taxa de juros Selic (i_t).....	31
Figura A2: Hiato do produto (y_t)	31
Figura A3: Desvio da inflação em torno de sua meta (Dj_t)	32
Figura A4: Variação cambial (q_t)	32

Capítulo 2

Figura A1: Inflação (π_t)	59
Figura A2: Expectativa de inflação ($E_t\pi_{t+1}$)	59
Figura A3: Hiato do produto ($y_t^{HP}, y_t^{LT}, y_t^{QT}$).....	59
Figura A4: Taxa de desemprego (u_t)	60
Figura A5: Taxa Selic (i_{t-1}).....	60
Figura A6: Variação da inflação ($\Delta\pi_{t-1}$).....	60

Lista de Tabelas

Capítulo 1

Tabela 1: Testes de raiz unitária.....	18
Tabela 2: Estatísticas de teste para estabilidade da forma reduzida.....	20
Tabela 3: Estatísticas de teste para estabilidade da equação estrutural – Modelo I.....	20
Tabela 4: Teste de Wald para quebras em comum – Modelo I.....	21
Tabela 5: Estatísticas de teste para estabilidade da equação estrutural - Modelo II.....	22
Tabela 6: Teste de Wald para quebras em comum – Modelo II.....	22
Tabela 7: Estatísticas de teste para estabilidade da equação estrutural – Modelo III.....	22
Tabela 8: Teste de Wald para quebras em comum – Modelo III.....	23
Tabela 9: Estimativa das funções de reação do BCB.....	25
Tabela A1: Modelo I – Intervalos de confiança dos pontos de quebra.....	32
Tabela A2: Modelo II - Intervalos de confiança dos pontos de quebra.....	32
Tabela A3: Modelo III - Intervalos de confiança dos pontos de quebra.....	33

Capítulo 2

Tabela 1: Testes de raiz unitária.....	44
Tabela 2: Testes para variáveis endógenas e instrumentos fracos.....	46
Tabela 3: Testes para quebras estruturais nas formas reduzidas – Modelo I.....	47
Tabela 4: Testes para quebras estruturais na CPNK – Modelo I.....	48
Tabela 5: Teste de Wald para quebras em comum – Modelo I.....	49
Tabela 6: Testes para quebras estruturais nas formas reduzidas – Modelo II.....	50
Tabela 7: Testes para quebras estruturais na CPNK – Modelo II.....	50
Tabela 8: Teste de Wald para quebras em comum – Modelo II.....	51
Tabela 9: Estimativa da CPNK – Modelo I.....	53
Tabela 10: Estimativa da CPNK – Modelo II.....	54
Tabela A1: Estatísticas descritivas das variáveis do modelo.....	61

Sumário

1 Testando quebras estruturais em uma regra de política monetária com regressores endógenos:.....	5
1.1 Introdução	6
1.2 Modelo teórico	8
1.3 Metodologia de múltiplas quebras com regressores endógenos	12
1.2.1 Literatura de mudança estrutural com regressores endógenos	12
1.2.2 Modelo empírico.....	14
1.4 Resultados	17
1.4.1 Descrição dos dados	17
1.4.2 Estimação da função de reação do BCB.....	19
1.5 Conclusão	26
Referências	27
Apêndice A - Evolução das séries utilizadas.....	31
Apêndice B - Intervalos de confiança para os pontos de quebra.....	32
2 Estimativa da Curva de Phillips para o Brasil: quebras estruturais e endogeniedade	34
2.1 Introdução	35
2.2 Modelo teórico	37
2.3 Estratégia empírica.....	39
2.4 Resultados	43
2.4.1 Descrição dos dados	43
2.4.2 Resultados dos modelos estimados.....	45
2.5 Considerações finais.....	55
Referências	56
Anexo A - Evolução das variáveis do modelo	59
Anexo B – Estatísticas descritivas.....	61

Capítulo 1

Testando quebras estruturais em uma regra de política monetária com regressores endógenos: um estudo para o Brasil

Resumo: Este estudo realiza testes de quebra estrutural na função de reação do Banco Central do Brasil para avaliar possíveis mudanças na condução da política monetária doméstica, levando-se em conta que os regressores da função de reação são potencialmente variáveis endógenas. Para isto, é utilizada a metodologia desenvolvida por Hall *et al.* (2012) que, utilizando uma extensão da estrutura desenvolvida por Bai e Perron (1998), elaboram um método capaz de identificar múltiplas quebras estruturais em períodos desconhecidos. Os principais resultados apontam para a presença de quebras estruturais nas três funções de reação estudadas. Além disso, as ações da política monetária, por meio da taxa de juros Selic, parecem sofrer maior influência dos desvios da inflação em torno de sua meta, comparativamente a variações no hiato do produto e na taxa de câmbio.

Palavras-chave: Regra de política monetária · Regressores endógenos · Quebras estruturais · Brasil

Abstract: This paper conducts tests for structural breaks in the reaction function of the Central Bank of Brazil to evaluate possible changes in the conduct of monetary policy in Brazil, taking into account the reaction function of the regressors are potentially endogenous variables. For this, we use the methodology developed by Hall *et al.* (2012) who, using an extension of the framework developed by Bai and Perron (1998), develops a method capable of identifying multiple structural breaks at unknown periods. The main results indicate presence of structural breaks in the three reaction functions studied. Furthermore, the actions of monetary policy through interest rate Selic seem to suffer greater influence of deviations of inflation around its target, compared to changes in the output gap and the exchange rate.

Keywords: Monetary policy rule · Endogenous Regressors · Multiple structural breaks · Brazil

1.1 Introdução

A publicação do trabalho seminal de Taylor (1993) desencadeou uma série de estudos sobre como os formuladores de política monetária alteram as taxas de juros. A especificação elaborada pelo autor, conhecida como Regra de Taylor, conseguiu descrever, de maneira adequada, o caminho da taxa básica de juros americana (*Fed Funds rate*) para o período de 1987 a 1992. Segundo tal regra, a autoridade monetária eleva a taxa de juros em resposta aos desvios da inflação em torno de sua meta e ao hiato do produto. Outra importante especificação é o modelo *forward-looking* proposto Clarida *et al.* (1998, 2000). De acordo com essa regra, a taxa de juros corrente é modificada com base no valor futuro esperado da inflação e do hiato do produto.

Na literatura brasileira, uma série de estudos buscam estimar a função de reação do Banco Central do Brasil (BCB). Silva e Portugal (2001) utilizam modelos de Vetores Autorregressivos (VAR) para testar a eficácia das metas de inflação no Brasil. É estimada uma Regra de Taylor para o período anterior e posterior à adoção do regime de metas. Os resultados do estudo indicam que a implementação de metas de inflação foi um importante mecanismo para manter a inflação sob controle. Através de uma função de reação *forward-looking*, Minella *et al.* (2003) mostram que, durante o regime de metas de inflação, a taxa de juros reagiu fortemente às expectativas de inflação. Resultado similar foi encontrado por Holland (2005), Policano e Bueno (2006), Soares e Barbosa (2006) e Teles e Brundo (2006).

As possíveis diferenças na condução da política monetária pelo BCB durante as presidências de Armínio Fraga e Henrique Meirelles são investigadas por Neto e Portugal (2007). Os resultados apontam que, mesmo diante de algumas mudanças nos determinantes do processo de tomada de decisão, há fortes evidências de que há uma continuidade e comprometimento com o regime de metas de inflação. Moura e Carvalho (2010) estimam 16 diferentes especificações da Regra de Taylor para as sete maiores economias da América Latina. Os resultados para o Brasil apontam que o BCB apresenta preferências assimétricas em relação à inflação, alterando a taxa de juros de forma mais agressiva, quando a inflação está abaixo da meta, comparativamente à situação em que a inflação está acima da meta. Aragón e Portugal (2010), utilizando o modelo proposto por Surico (2007a), encontram resultados semelhantes.

É comum, na literatura, a presença de estudos que consideram que os parâmetros da Regra de Taylor são constantes ao longo do tempo. Sob essa condição, mudanças de política implementadas não modificariam a relação entre as variáveis do modelo. Contudo, é bastante

razoável considerar que tais mudanças podem comprometer a estabilidade dos parâmetros. O estudo da função de reação em uma economia como a brasileira que, mesmo sob o regime de metas, tem apresentado significativa variância na inflação, deve considerar a provável existência de instabilidade nos parâmetros.

Como observado por Estrella e Fuhrer (2003), agentes privados *forward-looking* tem suas decisões afetadas, em parte, pela previsão que tais agentes fazem sobre as ações dos formadores de política. Quando ocorrem, por exemplo, mudanças na política monetária, a previsão dos agentes sobre as ações futuras de política deve mudar. Modifica-se, portanto, o comportamento dos agentes. De acordo com essa argumentação lógica, conhecida como a crítica de Lucas (1976), um modelo bem especificado deve considerar a possível instabilidade de seus parâmetros, podendo, caso contrário, incorrer em erros de especificação.

No ano de 1998, em um cenário de alto déficit em conta corrente e baixas reservas internacionais, o BCB decretou o fim da âncora cambial e adotou, em 18 de janeiro de 1999, o regime de câmbio flutuante. Em 21 de junho do mesmo ano, é implementado o regime de metas de inflação. Dessa forma, o Comitê de Política Monetária (Copom) passa a alterar a taxa de juros Selic com o objetivo de manter a inflação dentro da meta estabelecida pelo Conselho Monetário Nacional (CMN).

Não obstante o esforço das autoridades monetárias em manter baixa a inflação, esta encontrava-se acima de 8% em 1999, chegando a mais de 12% em 2002. A inflação apresentou períodos de significativa variação, mesmo diante do regime de metas e, salvo raras ocasiões, tem se mantido próximo ao teto da meta ao longo dos anos. O comportamento irregular da taxa de juros no Brasil é um indicativo de que, no período de metas inflacionárias, pode ter ocorrido uma, ou mais, quebras estruturais na função de reação do BCB.

Dada a discussão supracitada, o objetivo deste estudo é realizar testes de quebra estrutural para avaliar possíveis mudanças na condução da política monetária no Brasil, levando-se em conta que os regressores da função de reação são potencialmente variáveis endógenas. Para isto, é utilizada a metodologia desenvolvida por Hall *et al.* (2012) que, utilizando uma extensão da estrutura desenvolvida por Bai e Perron (1998), elaboram um método capaz de identificar múltiplas quebras estruturais em períodos desconhecidos.

A estratégia empírica é utilizada para três diferentes funções de reação, que são comumente observadas na literatura. Os principais resultados apontam para a presença de quebras estruturais em ambos os modelos estudados. As quebras encontradas parecem estar relacionadas à períodos de instabilidades macroeconômica. Além disso, a resposta da Selic aos desvios da inflação em torno de sua meta apresentou forte variação positiva a partir da quebra

estrutural encontrada em março de 2011. Por fim, os resultados indicam que houve uma significativa mudança na resposta de longo prazo da taxa de juros Selic à variações na inflação, nos períodos posteriores às mudanças estruturais. Os coeficientes associados ao hiato do produto e à variações na taxa de câmbio não foram significativos, de modo que nada se pode concluir a cerca dessas variáveis.

O presente estudo está subdividido em 4 seções, além desta introdução. Na seção 1.2, apresenta-se a fundamentação teórica e as diferentes especificações da regra de política que serão estimadas. Na seção 1.3, descreve-se a metodologia para testar a presença de múltiplas quebras estruturais em regressões lineares com regressores endógenos. A seção 1.4 apresenta e analisa os resultados obtidos por meio do emprego da estratégia econométrica de mudança estrutural. Por fim, a seção 1.5 traz as conclusões do trabalho.

1.2 Modelo teórico

É apresentada nesta seção as regras de taxa de juros que serão estimadas para verificar a possível existência de quebras estruturais na reação do BCB com relação à inflação e hiato do produto. Tal como Aragon e Medeiros (2014), segue-se Clarida *et al.* (1999) e considera-se um modelo Novo-Keynesiano padrão com três componentes: o primeiro componente é formado por duas equações de restrição – uma curva IS e uma curva de Phillips – que descrevem a dinâmica do produto e da inflação, respectivamente; o segundo é a função perda da autoridade monetária; e o terceiro mostra como o banco central seleciona a taxa de juros básica da economia. As restrições de otimização, dadas pela curva IS e curva de Phillips, são:

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

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

onde y_t é a diferença entre o produto efetivo e o produto potencial, isto é, o hiato do produto; $E_t y_{t+1}$ é o valor esperado em t para o hiato do produto em $t+1$; i_t é a taxa de juros; $E_t \pi_{t+1}$ é o valor esperado em t para a inflação em $t+1$; e π_t é a taxa de inflação corrente. Já u_t^d e u_t^s representam, respectivamente, um choque de demanda e um choque de oferta, e são dados por processos autorregressivos, na seguinte forma:

$$u_t^d = \rho_{u^d} u_{t-1}^d + \hat{u}_t^d \quad (3)$$

$$u_t^s = \rho_{u^s} u_{t-1}^s + \hat{u}_t^s \quad (4)$$

onde \hat{u}_{t-1}^d e \hat{u}_{t-1}^s são, respectivamente, variáveis *i.i.d* com média zero e variância $\sigma_{\mu^d}^2$ e $\sigma_{\mu^s}^2$. Os parâmetros ρ_{u^d} e ρ_{u^s} variam entre zero e um.

O valor esperado do hiato do produto, presente na curva IS, é um componente de suavização e mostra que um aumento esperado do consumo eleva o consumo presente das famílias. A curva IS, apresentada pela Eq. (1), difere da curva IS tradicional, já que o produto corrente depende dos valores esperados do produto e da taxa de juros. Na curva de Phillips (Eq. 2), o parâmetro α é um valor positivo que indica a probabilidade das empresas manterem o preço fixo em qualquer período temporal. Quanto maior for a inflação esperada, maior será o reajuste dos preços pelas empresas.

A autoridade monetária busca, por meio da escolha da taxa de juros corrente, i_t , minimizar sua função perda. Assim, supondo que a tomada de decisão ocorra antes dos choques u_t^d e u_t^s , a atuação do banco central está sujeita às informações disponíveis no fim do período anterior, conforme a equação:

$$E_{t-1} \sum_{\tau=0}^{\infty} \delta^\tau L_{t+\tau} \quad (5)$$

onde δ é o fator de desconto fixado. Assim, deve-se minimizar a Eq (5) sujeita às Eqs (1) e (2). Nesse sentido, a função perda, para o período t é dada por:

$$L_t = \frac{1}{2} \left[(\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda y_t^2 + \mu_i (i_t - i^*)^2 + \mu_{\Delta i} (i_t - i_{t-1})^2 \right] \quad (6)$$

de modo que π^* representa a meta de inflação, λ é o peso relativo sobre o desvio do produto em relação ao produto potencial, e μ_i e $\mu_{\Delta i}$ são os pesos relativos dados à estabilização da taxa de juros em torno da meta para a taxa de juros, i^* , e da taxa de juros em $t - 1$.

Supõe-se, para resolução do problema de otimização intertemporal do banco central, que as expectativas das variáveis futuras são dadas, ou seja, a política monetária é discricionária. Não havendo persistência endógena na inflação e no hiato do produto, o problema de otimização intertemporal é reduzido a um problema de otimização estática. Obtêm-se, portanto, por meio da condição de primeira ordem para minimização da função perda do banco central, a seguinte expressão:

$$-k\gamma E_{t-1}(\pi_t - \pi^*) - \lambda\gamma E_{t-1}(y_t) + \mu_i(i_t - i^*) + \mu_{\Delta i}(i_t - i_{t-1}) = 0 \quad (7)$$

Chega-se, resolvendo para i_t , na seguinte regra de política monetária:

$$i_t = (1-\theta)\left[\beta_0 + \beta_1 E_{t-1}(\pi_t - \pi^*) + \beta_2 E_{t-1}(y_t)\right] + \theta i_{t-1} \quad (8)$$

onde $\beta_0 = i^*$, $\beta_1 = \frac{k\gamma}{\mu_i}$, $\beta_2 = \frac{\lambda\gamma}{\mu_i}$, $\theta = \frac{\mu_{\Delta i}}{\mu_i + \mu_{\Delta i}}$.

Segundo a Eq. (8) a taxa de juros, responde aos desvios esperados da inflação e do hiato do produto de forma linear. Relativo ao parâmetro de suavização, θ , observe que quatro situações são possíveis:

- i) se μ_i e $\mu_{\Delta i} > 0$, então $0 < \theta < 1$;
- ii) se $\mu_i = 0$ e $\mu_{\Delta i} > 0$, então $\theta = 1$;
- iii) se $\mu_i > 0$ e $\mu_{\Delta i} = 0$, então $\theta = 0$;
- iv) se $\mu_i = \mu_{\Delta i} = 0$, então θ é indeterminado.

Para fins de estimação, os valores esperados para o hiato do produto podem ser substituídos por seus valores realizados. Fazendo isso, chega-se a seguinte regra de política:

$$i_t = \beta'_0 + \beta'_1(E_{t-1}\pi_t - \pi_t^*) + \beta'_2 y_t + \theta_t i_{t-1} + e_t, \quad e_t \sim i.i.d. N(0, \sigma_e^2) \quad (9)$$

onde $e_t = -\left[\beta'_1(y_t - E_{t-1}(y_t))\right] + m_t$. Um choque aleatório *i.i.d.*, m_t , foi incluído na regra de taxa de juros e deve ser interpretado como o componente puramente aleatório da política monetária.

Para o cálculo do desvio da inflação esperada em torno da meta estabelecida pela autoridade monetária, $(E_{t-1}\pi_t - \pi_t^*)$, considera-se que o estabelecimento das metas é feita com base no desvio do valor esperado da inflação em torno da meta para o tempo T e para o ano seguinte, ou seja, a autoridade monetária conhece a meta de inflação para os anos T e T+1. Assim, segue-se a sugestão de Minella *et al.* (2003) e usa-se uma medida ponderada do desvio da expectativa de inflação para o tempo T e T+1 em torno de suas respectivas metas. Fazendo isso, tem-se:

$$Dj_t = \frac{(12-j)}{12}(E_j\pi_T - \pi_T^*) + \frac{j}{12}(E_j\pi_{T+1} - \pi_{T+1}^*) \quad (10)$$

onde j é o índice do mês, $E_j\pi_T$ é a expectativa para a inflação feita no mês j para o ano T, $E_j\pi_{T+1}$ é a expectativa no mês j para a inflação do ano T+1, π_T^* é a meta de inflação para o ano

T e π_{T+1}^* é a meta de inflação para o ano T+1. Posto isso, a função de reação (9) pode ser expressa da seguinte forma:

$$i_t = \beta'_0 + \beta'_1 Dj_t + \beta'_2 y_t + \theta_1 i_{t-1} + e_t \quad (11)$$

A partir do modelo geral apresentado em (11), são derivadas três especificações, que serão as regras de políticas estimadas neste estudo. A estimação da regra de política com apenas uma defasagem na taxa de juros pode levar à autocorreção nos resíduos. Para corrigir esse possível problema, é incluído no primeiro modelo uma segunda defasagem da taxa de juros Selic. Seguindo Minella e Souza-Sobrinho (2013), outra modificação feita para essa especificação é a exclusão do hiato do produto. Dessa forma, tem-se:

$$i_t = \beta'_0 + \beta'_1 Dj_t + \theta_1 i_{t-1} + \theta_2 i_{t-2} + e_t \quad (12)$$

Segundo Batini e Haldane (1999), uma regra como a Eq. (12) garante automaticamente a estabilização do produto. O argumento é que o componente de suavização da taxa de juros incorpora um certo grau de estabilização do produto. Em outras palavras, o hiato do produto estaria presente de forma implícita na Eq. (12).

A segunda especificação difere da primeira apenas no que se refere à inclusão do hiato do produto. Como as informações sobre atividades econômicas só estão disponíveis para o BCB, com um defasagem de dois meses, optou-se pela inclusão do hiato em $t-2$. Procedendo dessa forma, tem-se:

$$i_t = \beta'_0 + \beta'_1 Dj_t + \beta'_2 y_{t-2} + \theta_1 i_{t-1} + \theta_2 i_{t-2} + e_t \quad (13)$$

Segundo essa função de reação (13), a taxa de juros Selic reage ao desvio da inflação em torno de sua meta em t , ao hiato do produto em $t-2$ e ao comportamento da taxa de juros passada em dois períodos.

A inclusão da variação da taxa de câmbio na função de reação do banco central é uma das alternativas muito utilizadas na literatura.¹ Elevadas taxas de juros internas podem atrair capital externo, provocando um excesso de oferta de moeda estrangeira, contribuindo para uma sobrevalorização na moeda nacional. A sobrevalorização da moeda nacional leva, tudo mais

¹ Ver, por exemplo, Ball (1999), Svensson (2000), Leitemo e Soderstrom (2005) e Mark (2009).

constante, a uma pressão para redução na taxa de juros de curto prazo. A especificação com a inclusão da mudança cambial é dada por²:

$$i_t = \beta_0' + \beta_1' Dj_t + \beta_2' y_{t-2} + \theta_1 i_{t-1} + \theta_2 q_{t-1} + e_t \quad (14)$$

onde q_{t-1} é a variação percentual da taxa de câmbio nominal em $t-1$.

1.3 Metodologia de múltiplas quebras com regressores endógenos

1.2.1 Literatura de mudança estrutural com regressores endógenos

A presença de mudanças estruturais nos parâmetros dos modelos econométricos têm sido alvo de uma série de estudos. O procedimento de estimação por meio de Variáveis Instrumentais (IV) ou pelo Método Generalizado dos Momentos (GMM) é, em muitos casos, utilizado como base para elaborações de testes que detectem a instabilidade de parâmetros. Esses testes são bastante úteis em aplicações macroeconômicas, como por exemplo, para estimação de funções de reação. Contudo, como destacado por Orphanides (2001), a estimação de regras de política com base em dados *ex post* revisados, o qual não estão disponíveis aos *policymakers* quando decisões são tomadas, pode gerar distorções acerca da regra de política. Ainda, segundo Kim e Nelson (2006), a estimação de uma regra de política monetária *forward-looking*, utilizando dados *ex post*, por meio de procedimentos convencionais de VI ou GMM, não pode ser realizada devido à presença de regressores endógenos. A falta de consenso sobre o método mais adequado para mensuração de mudanças na política monetária tem levado ao desenvolvimento de novos testes, sendo, esta discussão, bastante recente na literatura econômica.

Alguns estudos examinam a mudança dos parâmetros em funções de reação do banco central, em modelos com regressores endógenos. Kim e Nelson (2006) estimam uma função resposta *forward-looking* para a economia americana aplicando um procedimento em dois estágios fundamentado em Heckman (1976) e desenvolvido por Kim (2006). Essa abordagem permite identificar possíveis mudanças na condução da política monetária. Os resultados empíricos mostram que a comum divisão amostral em dois períodos – amplamente utilizada em estudos sobre a função de reação dos EUA – pode induzir em erro de avaliação sobre a política monetária.

² Inicialmente, o terceiro modelo foi estimado incluindo, como variável exógena, dois termos defasados para a Selic (i_{t-1} e i_{t-2}). Contudo, dado um problema de singularidade de matriz, não foi possível a estimação precisa dos parâmetros, diante disso, essa especificação não foi incluída.

As mudanças na condução da política monetária na economia americana também foram estudadas por Bae *et al.* (2012). Os autores aplicam um procedimento de estimação por Máxima Verossimilhança em dois estágios para um modelo de mudança de regime markoviano com variáveis explicativas endógenas, proposto por Kim (2009).³ São encontrados cinco diferentes regimes para o período de 1956 a 2005.

Um estudo para a economia brasileira com base nos procedimentos de Kim e Nelson (2006) é realizado por Aragon e Medeiros (2014). Os autores estimam uma função de reação *forward-looking*, com parâmetros variando no tempo, para verificar mudanças na condução da política monetária sob o regime de metas de inflação. Os principais resultados encontrados indicam que há fortes evidências de que a inflação e o hiato do produto são variáveis endógenas; e que a resposta da taxa de juros à inflação apresenta considerável modificação no período analisado, apresentando uma tendência decrescente.

Baseado em um modelo de função perda Linex utilizado por Surico (2007b, 2008), Ikeda (2010) analisa a assimetria nas preferências do Banco Central Europeu (BCE)⁴. O Filtro de Kalman (1960) sugerido por Kim (2006) e Kim e Nelson (2006) é utilizado para corrigir a endogeneidade das variáveis explicativas. Dessa forma, o estimador pode descrever como BCE muda suas preferências em cada período. O estudo indica que o BCE é mais avesso a desvios positivos do produto, e que essa aversão é crescente ao longo do tempo.

Aragón e Medeiros (2013) analisam a possível existência de assimetrias na função perda do BCB considerando um modelo para uma economia aberta.⁵ Devido à presença de regressores endógenos, a regra de taxa de juros é estimada via GMM. Testes de quebra estrutural, fundamentados em Bai e Perron (1998, 2003), rejeitaram a hipótese de estabilidade dos parâmetros da função de reação. Seus valores estimados indicaram mudanças distintas na função de perda da autoridade monetária brasileira.

³ Vale ressaltar que enquanto em Kim (2009) as mudanças de regime nas equações de variáveis instrumentais são dirigidas apenas por um processo de mudança markoviana, em Bae *et al.* (2012) as equações são regidas por dois processos de mudança markoviana independentes.

⁴ Esse tipo de função foi discutida inicialmente por Varian (1974) e Zellner (1986), sendo usado pela primeira vez em estudos sobre a política monetária por Nobay e Peel (1998). Este tipo de função de perda também foi utilizada na análise de política monetária por Cukierman e Gerlach (2003), Nobay e Peel (2003), Ruge-Murcia (2003a, b, 2004), Dolado *et al.* (2004), Surico (2007a, b), Ikeda (2010) e Aragón e Medeiros (2013).

⁵ Os autores estendem o modelo teórico proposto por Surico (2007b), expandindo-o para uma economia aberta.

1.2.2 Modelo empírico

A estratégia empírica é baseada em Hall *et al.* (2012) que, utilizando o método de mínimos quadrados em dois estágios (MQ2E), desenvolve um procedimento capaz de identificar múltiplas quebras estruturais, levando-se em conta que os regressores são variáveis endógenas.

Partindo do caso em que a equação de interesse é uma regressão linear com m quebras, tem-se o seguinte modelo:

$$y_t = x_t' \beta_{x_1,t}^0 + z_{1,t}' \beta_{z_1,i}^0 + u_t \quad (15)$$

$$i = 1, \dots, m+1; \quad t = T_{i-1}^0 + 1, \dots, T_i^0$$

onde $T_0^0 = 0$ e $T_{m+1}^0 = T$. No modelo apresentado, x_t é um vetor $p_1 \times 1$ de variáveis explicativas, $z_{1,t}$ é um vetor $p_2 \times 1$ de variáveis exógenas, incluindo o intercepto, e u_t é o termo de erro. Define-se $p = p_1 + p_2$. Para a aplicação do MQ2E, é necessário especificar a forma reduzida de x_t . Seguindo a abordagem de Hall *et al.* (2012), considera-se o caso em que a forma reduzida é estável e instável. É apresentado, em primeiro lugar, o caso que em a forma reduzida é estável, assim, tem-se a seguinte especificação:

$$x_t' = z_t' \Delta_0 + v_t' \quad (16)$$

onde $z_t = (z_{t,1}, z_{t,2}, \dots, z_{t,q})'$ é um vetor $q \times 1$ de variáveis não correlacionadas nem com v_t nem com u ; $\Delta_0 = (\delta_{1,0}, \delta_{2,0}, \dots, \delta_{p_1,0})$ possui dimensão $q \times p_1$; e cada $\delta_{j,0}$ tem dimensão $q \times 1$.

Em um primeiro estágio, a forma reduzida x_t , observada em (16), é estimada por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO):

$$\hat{x}_t' = z_t' \hat{\Delta}_t = z_t' \left(\sum_{t=1}^T z_t z_t' \right)^{-1} \sum_{t=1}^T z_t x_t' \quad (17)$$

O parâmetro \hat{x}_t é o valor previsto de x_t . No segundo estágio, a Eq. (18) é estimada via MQO, para todas as partições (T_1, \dots, T_m) possíveis, tal que $T_i - T_{i-1} > \max\{q - 1, \epsilon T\}$ para $\epsilon > 0$ e $\epsilon < \inf_i (\lambda_{i+1}^0 - \lambda_i^0)$. Cada segmento considerado deve conter uma fracção positiva da amostra.

$$y_t = x_t' \beta_{x_1,t}^* + z_{1,t}' \beta_{z_1,i}^* + \tilde{u}_t \quad (18)$$

$$i = 1, \dots, m+1; \quad t = T_{i-1} + 1, \dots, T_i$$

Os parâmetros, estimados para cada partição m , são denotados por $\hat{\beta}(\{T_i\}_{i=1}^m)$ e obtidos através da minimização de (18) em relação a $\beta = (\beta'_1, \beta'_2, \dots, \beta'_{m=1})'$:

$$S_T(T_1, \dots, T_m; \beta) = \sum_{i=1}^{m+1} \sum_{t=T_{i-1}+1}^{T_i} (y_t - \hat{x}'_t \beta_{x,i} - Z'_{1,t} \beta_{z_1,i})^2 \quad (19)$$

Os pontos de quebra, em cada partição, são dados por:

$$(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m) = \arg \min_{T_1, \dots, T_m} S_T(T_1, \dots, T_m; \hat{\beta}(\{T_i\}_{i=1}^m)) \quad (20)$$

As estimativas MQ2E dos parâmetros da regressão, $\hat{\beta}(\{T_i\}_{i=1}^m) = (\hat{\beta}'_1, \hat{\beta}'_2, \dots, \hat{\beta}'_{m=1})'$, são os parâmetros da regressão associados a partição estimada, $\{T_i\}_{i=1}^m$.

Para a determinação do número de quebras, \hat{m}_T , Hall, *et al.* (2012). seguem Bai e Perron (1998). A seguinte estratégia sequencial é utilizada.⁶ No primeiro passo, utiliza-se o teste $\text{Sup-F}_T(1; p)$ ou $\text{UDmaxF}_T(K; p)$ para testar a hipótese nula de que não há quebras. A estatística $\text{Sup-F}_T(k; p)$ é utilizada para testar a hipótese nula de estabilidade estrutural em relação ao modelo com k pontos de quebra, quando o número de quebras é conhecido. Quando o número de quebras é desconhecido, utiliza-se o teste *Double Maximum* ($\text{UDmaxF}_T(K; p)$). Se a hipótese nula não for rejeitada, então $\hat{m}_T = 0$, caso contrário prossegue-se para o próximo passo. No segundo passo $F_T(2|1)$ é utilizado para testar a hipótese nula de que existe apenas uma quebra contra a hipótese alternativa de duas quebras. Se $F_T(2|1)$ é insignificante, então $\hat{m}_T = 1$, caso contrário prossegue-se para o próximo passo. No ℓ -ésimo passo, $F_T(\ell + 1|\ell)$ é utilizado para testar a hipótese nula de que existem ℓ quebras contra a hipótese alternativa de $\ell + 1$ quebras. Se $F_T(\ell + 1|\ell)$ é insignificante, então $\hat{m}_T = \ell$; caso contrário prossegue-se para a próxima etapa. Esta sequência continua até o limite predefinido para o número de quebras, L , é alcançado. Se todas as estatísticas na sequência são significativas, então, a conclusão é de que há, pelo menos, L quebras.

Considerando o caso em que a forma reduzida para, x_t , é instável, tem-se:

$$x'_t = z'_t \Delta_0^{(i)} + v'_t \quad (21)$$

$$i = 1, 2, \dots, h+1; \quad t = T_{i-1}^* + 1, \dots, T_i^*$$

⁶ O método é descrito em termos da estatística F, contudo, a mesma estratégia também pode ser utilizada com os testes de Wald.

onde $T_0^* = 0$ e $T_{h+1}^* = T$. Assume-se que $T_i^* = [T\pi_i^0]$ sendo $0 < \pi_i^0 < \dots < \pi_h^0 < 1$. A Equação (21) pode ser modificada, de modo que as propriedades dos estimadores presentes em (16) possam ser utilizados. Como a forma reduzida é instável, tal instabilidade é incorporada ao variável \hat{x}_t . Dessa forma, a estimação da equação estrutural é feita para todas as partições (T_1, \dots, T_m) possíveis, tal que $T_i - T_{i-1} > \max\{q - 1, \epsilon T\}$ para $\epsilon > 0$ e $\epsilon < \inf_i(\lambda_{i+1}^0 - \lambda_i^0)$ e $\epsilon < \inf_i(\pi_{j+1}^0 - \pi_j^0)$.

Quando a forma reduzida é estável, o método de Bai e Perron (1998) pode ser utilizado para estimar o número de quebras presente no modelo. Contudo, a aplicação deste mesmo método não pode ser utilizada para o caso em que os parâmetros da forma reduzida são instáveis. Diante disso, a metodologia para estimação do número de quebras, elaborada por Hall *et al.* (2012), é descrita segundo os passos abaixo:

1. Estima-se a forma reduzida com múltiplas quebras estruturais nos parâmetros utilizando a metodologia de Bai e Perron (1998).
2. Se a forma reduzida é julgada como estável, usa-se a metodologia para determinação do número de pontos de quebra, \hat{m}_T , descrita anteriormente.
3. Se a forma reduzida é instável, estima-se o número de quebras na forma reduzida, h , utilizando o método de Bai e Perron (1998). O número de quebras é dado por \hat{h} , e \hat{k} é um vetor $\hat{h} \times 1$ que armazena as estimativas de \hat{h} .
 - a. Divide-se a amostra em $\hat{h} + 1$ sub-amostras: $\mathcal{J}_j = \{t \in [\hat{\tau}_{j-1} + 1, \dots, \hat{\tau}_j]\}$, onde $\hat{\tau}_j = [\hat{k}_j T]$; $\hat{\pi}_j = \mathbf{0}$ e $\hat{k}_{h+1} = \mathbf{1}$.
 - b. É aplicada a metodologia descrita no passo 2 para estimar o número de quebras na equação estrutural para \mathcal{J}_j . Seja $\hat{m}(j)$ o número de quebras desse segmento, sendo a localização dessas quebras dada por $\hat{\lambda}_j(j)$ para $i = 1, 2, \dots, \hat{m}(j)$.
 - c. Seja $\mathcal{L} = \{\hat{\lambda}_j(j); i = 1, 2, \dots, \hat{m}(j); j = 1, 2, \dots, \hat{h}\}$. Condicionado às quebras em \mathcal{L} , testa-se se há quebras na equação estrutural em $\hat{\tau}_j$ para $j = 1, 2, \dots, \hat{h}$ individualmente, usando a estatística teste de Wald_T(j) desenvolvido por Hall *et al.* (2012). Seja $\mathcal{L}_\pi = \{\hat{\pi}_j, \text{ para cada valor significativo na estatística de Wald}_T(j); j = 1, 2, \dots, \hat{h}\}$
 - d. O conjunto de quebras estimado é dado por $\mathcal{L} \cup \mathcal{L}_\pi$, e o número estimado de quebras, \hat{m} , é o número de elementos de $\mathcal{L} \cup \mathcal{L}_\pi$.

O método apresentado propõe uma estratégia sequencial em que, primeiramente, a forma reduzida é testada para presença de quebras, e se elas existirem, esta informação é

incorporada na estimativa da equação estrutural. Se a forma reduzida é estável, os testes baseados nos estimadores MQ2E apresentam os mesmos resultados obtidos Bai e Perron (1998). Contudo, se a forma reduzida é instável, o problema apresentado é substancialmente diferente. Daí a importância de avaliar a estabilidade dos parâmetros da forma reduzida antes de se analisar a equação estrutural (Hall *et al.* 2012).

1.4 Resultados

1.4.1 Descrição dos dados

Os dados utilizados para estimação da função de reação do BCB compreenderam o período de abril de 2000 a setembro de 2013, e possuem periodicidade mensal. A escolha do período inicial é justificada pela implementação do regime de metas de inflação, formalmente adotado em 21 de junho de 1999, e pela disponibilidade dos dados sobre expectativa de inflação. As séries foram obtidas dos *sites* do BCB e do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)⁷.

A taxa de juros que será utilizada, i_t , é a taxa Selic acumulada para o mês e anualizada. Essa taxa é amplamente utilizada na literatura como principal instrumento de política monetária no Brasil. O desvio da inflação em torno de sua meta é calculado utilizando-se as metas de inflação estabelecidas para os anos T e $T+1$, e a mediana das previsões de inflação para os 12 meses feitas pelo mercado e coletadas pelo Departamento de Relacionamento com Investidores e Estudos Especiais (Gerin) do BCB. A meta de inflação empregada é a meta acumulada para os próximos 12 meses, estabelecida pelo Conselho Monetário Nacional (CMN).

O hiato do produto, y_t , é medido pela diferença percentual entre o índice de produção industrial ajustado sazonalmente e o produto potencial. O produto potencial é uma variável não observada, portanto, deve ser estimada. Neste caso, a *proxy* utilizada é a tendência do produto estimada pelo filtro HP proposto por Hodrick e Prescott (1997). A taxa de câmbio, q_t , é a variação percentual da média mensal da taxa de câmbio (R\$/US\$).

Foram realizados, antes das estimações, testes de estacionariedade para as variáveis do modelo. Cinco testes foram efetuados: Dickey-Fuller aumentado (ADF); Phillips-Perron (PP); ERS, proposto por Elliot *et al.* (1996); e os testes MZ_{α}^{GLS} e MZ_t^{GLS} , sugeridos por Perron e Ng (1996) e Ng e Perron (2001). A hipótese nula desses testes é que a série temporal é não estacionária (ou apresenta uma raiz unitária).

⁷ A evolução das séries utilizadas é apresentada no Apêndice A

O número de defasagens (k) incluído nos testes de estacionariedade foi determinado baseando-se no critério de informação Akaike Modificado (MAIC), conforme indicado por Ng e Perron (2001). O número máximo de defasagens de k é dado por $k_{max} = \text{int}(12(T/100)^{1/4}) = 13$. Uma constante (c) e uma tendência linear (t) foram incluídas como componentes determinísticos nos casos em que as estimativas desses parâmetros foram estatisticamente diferente de zero.

Os resultados dos testes de estacionariedade são apresentados na Tabela 1 e mostram que, em geral, se pode rejeitar a hipótese de raiz unitária nas séries de variação cambial, Dj_t e hiato do produto. Já a variável Selic é estacionária apenas quando os testes são realizados em primeira diferença. A existência de quebra estrutural na função de tendência da Selic pode provocar a não rejeição da hipótese nula de raiz unitária para essa série. Assim, com base em Aragon e Medeiros (2014), foram adotados dois procedimentos. Em primeiro lugar, para testar a presença de quebra estrutural na função de tendência de i_t , é utilizada a estatística Exp- W_{FS} , proposta por Perron e Yabu (2009). A estatística Exp- W_{FS} calculada (10.34), permite a rejeição da hipótese de ausência de uma quebra a um nível de significância de 1%. Confirmada a existência de quebra estrutural na função de tendência da Selic, o segundo passo é usar a estatística desenvolvida por Carrion-i-Silvestre *et al.* (2009), que é baseada nos testes de raiz unitária MZ_{α}^{GLS} e MZ_t^{GLS} , para verificar a estacionariedade da série.⁸ As estatísticas MZ_{α}^{GLS} e MZ_t^{GLS} calculadas foram de -76,65 e -6,05, respectivamente. Isso permite rejeitar a hipótese de raiz unitária na taxa Selic a um nível de significância de 1%.

Tabela 1: Testes de raiz unitária

Variável	Regressores Exógenos	ADF(k)	PP	ERS(k)	MZ_{α}^{GLS}	MZ_t^{GLS}
i_t	c,t	-3,56** (4)	-2,78 ^{n.s}	9,01 ^{n.s} (4)	-2,88 ^{n.s}	-1,01 ^{n.s}
$i_t(1)$	-	-3,87*(0)	-4,11*	1,06*(0)	-25,66*	-3,55*
y_t	-	-3,51* (0)	-3,68*	1,15* (0)	-21,35*	-3,26*
Dj_t	-	-1,39 ^{n.s} (10)	-2,37**	2,40** (10)	-10,27**	-2,24**
q_t	-	-6,70*(1)	-8,17*	0,46*(1)	-49,15*	-4,93*

Nota: * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. ^{n.s} Não significativo.

⁸ Carrion-i-Silvestre *et al.* (2009) desenvolvem um método que utiliza os testes de raiz unitária MZ_{α}^{GLS} e MZ_t^{GLS} com múltiplas quebras estruturais em tempo desconhecido.

1.4.2 Estimação da função de reação do BCB

Antes de prosseguir para a realização dos testes de quebra estrutural e estimação da função de reação do BCB verificou-se a possível existência de identificação fraca para os instrumentos utilizados no modelo MQ2E, já que a inclusão de instrumentos frágeis implica em viés do estimador de IV.⁹ Para tal fim, a estatística Cragg-Donald, proposta por Stock e Yogo (2005), foi utilizada. O resultado da estatística calculada foi de 129,45. Assim, pode-se rejeitar a hipótese de fraca especificação dos instrumentos a um nível de 5% de significância¹⁰. Dessa forma, é possível afirmar que não há evidências de identificação fraca no modelo.

Segundo a estratégia sequencial adotada, o passo inicial é a estimação, via MQO, da forma reduzida:

$$x'_t = \delta_1 Dj_{t-1} + \delta_2 y_{t-2} + \delta_3 y_{t-3} + \delta_4 q_{t-1} + \delta_5 i_{t-1} + \delta_6 i_{t-2} + v'_t \quad (22)$$

É considerado como endógena, para ambas as três regras adotadas, a variável Dj_t , que é a média ponderada do desvio da inflação esperada em relação às metas de inflação no tempo T e T+1¹¹. Temos, portanto:

$$Dj_t = z'_t \delta + v_t \quad (23)$$

onde z'_t contém todas as variáveis explicativas observado em (22).

O número de quebras na forma reduzida, e sua localização, são determinados por meio da metodologia de Bai e Perron (1998, 2003). Nesse procedimento, o número máximo de quebras a ser investigado é função do tamanho da amostra. Como as séries apresentam 162 observações, optou-se por três quebras. O valor da constante ϵ é de 0,1. Em adição, a escolha do número de quebras também foi baseada no critério de informação bayesiano (BIC), dado por¹²:

$$BIC(m) = \ln[\min_{T_1, \dots, T_m} S_T(T_1, \dots, T_m; \hat{\beta}(\{T_i\}_{i=1}^m))]/T + m(p+1)\ln(T)/T \quad (24)$$

Os resultados para os testes de quebra estrutural na forma reduzida são apresentados na Tabela 2. As evidências empíricas apontam para a instabilidade nos parâmetros da forma

⁹ Aqui, a regra monetária (12) foi estimada considerando os parâmetros constantes e os seguintes instrumentos (z_t): $Dj_{t-1}, y_{t-2}, y_{t-3}, q_{t-1}, i_{t-1}, i_{t-2}$

¹⁰ O valor crítico definido por Stock e Yogo (2005) para um nível de significância de 5% é de 16,85.

¹¹ Foi estimado o modelo sem quebras estruturais e realizado o teste de Durbin-Wu-Hausman (DWH) para confirmar a endogeneidade da série Dj_t . A estatística calculada (15.88) permite rejeitar a hipótese nula de que aquela variável é exógena a 1% de significância.

¹² O critério BIC é apresentado para o método MQ2E.

reduzida apresentada na Eq. (22). As estatísticas sup-F e $F(k+1|k)$ foram significantes a 1% e 5%, respectivamente, indicando a presença de três quebras: 2001.10, 2003.02 e 2004.12¹³. Apesar do critério BIC indicar duas quebras, serão incorporadas na equação estrutural as informações das três quebras encontradas¹⁴.

Tabela 2: Estatísticas de teste para estabilidade da forma reduzida

Variável	k	sup-F	$F(k+1 k)$	BIC
Dj_t	0	-	-	-1,696
	1	133,14*	28,75**	-2,118
	2	150,66*	28,75**	-2,400
	3	109,02*	18,15 ^{n.s}	-2,272

Nota: * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. ^{n.s} Não significativo.

Com o resultado das quebras na forma reduzida, o próximo passo é considerar as formas estruturais das três funções de reação que serão estudadas. Como a forma reduzida se mostrou instável, testa-se a existência de quebras em cada $m+1$ subamostras das equações estruturais¹⁵. Os intervalos a serem estudados são: 2000.04 a 2001.10; 2001.11 a 2003.02; 2003.03 a 2004.12; e 2005.01 a 2013.09.

O primeiro modelo a ser estudado é o observado na Eq. 12 e tem como variáveis exógenas i_{t-1} e i_{t-2} . As primeiras três subamostras são muito pequenas, dessa forma, testa-se a existência de no máximo uma quebra apenas na amostra que compreende o período de 2005.01 a 2013.09. A Tabela 3 sumariza os resultados encontrados. Os testes e o critério BIC indicam que há uma quebra estrutural, e a data estimada para essa quebra foi 2011.08.

Tabela 3: Estatísticas de teste para estabilidade da equação estrutural – Modelo I

Período	UD-F	UD-Wald	BIC	
	0:1	0:1	$m = 0$	$m = 1$
2000.04-2001.10	-	-	-	-
2001.11-2003.02	-	-	-	-
2003.03-2004.12	-	-	-	-
2005.01-2013.09	20,99*	26,87*	-3,258	-3,277

Especificação: $i_t = \beta'_0 + \beta'_1 Dj_t + \theta_1 i_{t-1} + \theta_2 i_{t-2} + e_t$

Nota: * Significativo a 1%. ^{n.s} Não significativo.

¹³ A estatística $F(3|2)$ testa a hipótese nula de duas quebras, contra a hipótese alternativa de 3 quebras. Como visto na Tabela 2, a hipótese nula foi rejeitada com 5% de significância. O próximo passo é testar $F(4|3)$. Nesse caso, rejeita-se a hipótese alternativa de quatro quebras, assim, a forma reduzida, segundo a estatística $F(k+1|k)$, possui três quebras.

¹⁴ Os testes de SupWald e UD-Wald foram utilizados para corroborar os resultados dos testes de Sup-F e $F(k+1|k)$, indicando a presença de três quebras.

¹⁵ Dada a quantidade de observação, foi testada, na equação estrutural, a existência de apenas uma quebra em cada subamostras.

Com o número e as datas das quebras delimitadas para as equações reduzida e estrutural, o passo seguinte é testar, por meio da estatística de Wald, se as quebras estimadas na forma reduzida são também pontos de quebra na forma estrutural¹⁶. A primeira quebra na forma reduzida foi encontrada em 2001.10. Assim, é verificado se esta data é um ponto de quebra na amostra que compreende o período de 2000.04, primeira observação da amostra, a 2003.02, que é o segundo ponto de quebra. Seguindo essa lógica, testa-se se há uma quebra em 2003.02 no período entre 2001.11 a 2004.12. Por fim, o período entre 2003.03 a 2011.08 é testado para a presença de uma quebra em 2004.12. Os resultados para o teste são mostrados nas duas primeiras colunas da Tabela 4. Os resultados do teste de Wald indicam que dois pontos de quebra encontrados na forma reduzida são, também, pontos de quebra na equação estrutural.

Tabela 4: Teste de Wald para quebras em comum – Modelo I

Intervalo	Quebra pré-estimada	Wald	Quebra reestimada	Wald
2000.04 - 2003.02	2001.10	9,463 ^{n.s}	2002.09	-38,208 ^{n.s}
2001.11 - 2004.12	2003.02	13,881*	2003.07	49,910*
2003.03 - 2011.08	2004.12	15,725*	2004.05	28,635*

Especificação: $i_t = \beta_0' + \beta_1' Dj_t + \theta_1 i_{t-1} + \theta_2 i_{t-2} + e_t$

Nota: * Significativo a 1%. ^{n.s} Não significativo.

Na última etapa, os três intervalos descritos na etapa anterior são usados para reestimar os verdadeiros pontos de quebras. Ressalta-se que, primeiramente, a estatística de Wald foi utilizada para verificar se os pontos de quebra da forma reduzida eram, também, pontos de quebra na forma estrutural, utilizando os intervalos informados. Agora, estes intervalos são utilizados para reestimar os pontos de quebra. Como mostra a Tabela 4, os novos pontos de quebra reestimados e estatisticamente significantes estão localizados em 2003.07 e 2004.05. A metodologia sequencial utilizada permitiu a identificação de três pontos de mudança estrutural na primeira regra de taxa de juros utilizada. Duas quebras são comuns à forma reduzida e estrutural (2003.07 e 2004.05), e uma quebra foi encontrada apenas na equação estrutural (2011.08).

O segundo modelo (Eq. 13) inclui, além das variáveis exógenas do primeiro modelo, o hiato do produto em $t-2$. O procedimento para obtenção do número de quebras é semelhante ao observado no primeiro modelo. Como a forma reduzida é a mesma para as três equações e os intervalos da forma reduzida já estão determinados, testa-se a existência de quebra na forma estrutural apenas na amostra que compreende o período de 2005.01 a 2013.09. As estimativas podem ser observadas na Tabela 5.

¹⁶ A estatística de Wald utilizada é apresentada em Hall *et al.* (2012).

Tabela 5: Estatísticas de teste para estabilidade da equação estrutural - Modelo II

Período	UD-F	UD-Wald	BIC	
	0:1	0:1	$m = 0$	$m = 1$
2000.04-2001.10	-	-	-	-
2001.11-2003.02	-	-	-	-
2003.03-2004.12	-	-	-	-
2005.01-2013.09	24,49*	24,20*	-3,334	-3,342

Especificação: $i_t = \beta'_0 + \beta'_1 Dj_t + \beta'_2 y_{t-2} + \theta_t i_{t-1} + \theta_t i_{t-2} + e_t$
Nota: * Significativo a 1%.

O ponto de quebra estimado, 2011.08, foi o mesmo visto no primeiro modelo. Utiliza-se, novamente, a estatística de Wald para verificar se as quebras estimadas na formas reduzida são também pontos de quebra na forma estrutural. Segundo a estatística de Wald, os três pontos de quebra encontrados na forma reduzida foram, novamente, pontos de quebra na equação estrutural. O mesmo resultado foi verificado quando as quebras foram reestimadas.

Tabela 6: Teste de Wald para quebras em comum – Modelo II

Intervalo	Quebra pré-estimada	Wald	Quebra reestimada	Wald
2000.04 - 2003.02	2001.10	10,066 ^{n.s}	2002.09	-0,452
2001.11 - 2004.12	2003.02	15,057**	2003.07	44,741*
2003.03 - 2011.08	2004.12	16,748*	2004.05	25,846*

Especificação: $i_t = \beta'_0 + \beta'_1 Dj_t + \beta'_2 y_{t-2} + \theta_t i_{t-1} + \theta_t i_{t-2} + e_t$
Nota: * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. ^{n.s} Não significativo.

Dessa maneira, três pontos de mudança foram identificados na segunda especificação da regra de política monetária considerada. A inclusão do hiato do produto no conjunto de variáveis exógenas não modificou as datas das quebras do modelo. Novamente, a localização das quebras que foram comuns às forma reduzidas e estrutural são 2003.07 e 2004.05. A quebra encontrada na equação estrutural se deu em 2011.08.

O terceiro modelo é uma regra de Taylor *forward-looking* com variação na taxa de câmbio em $t-1$ inserida como variável exógena. Nesse caso, a quebra verificada na forma estrutural, considerando o intervalo de 2005.01-2013.09, ocorreu em 2011.03 e foi significativa a 1% (ver Tabela 7).

Tabela 7: Estatísticas de teste para estabilidade da equação estrutural – Modelo III

Período	sup-F	UD-F	Sup-Wald	UD-Wald	BIC	
	0:1	0:1	0:1	0:1	$m = 0$	$m = 1$
2000.04-2001.10	-	-	-	-	-	-
2001.11-2003.02	-	-	-	-	-	-
2003.03-2004.12	-	-	-	-	-	-
2005.01-2013.09	61,08*	61,08*	95,05*	95,05*	-2,670	-2,988

Especificação: $i_t = \beta'_0 + \beta'_1 Dj_t + \beta'_2 y_{t-2} + \theta_1 i_{t-1} + \theta_2 q_{t-1} + e_t$
Nota: * Significativo a 1%.

O próximo passo é utilizar a estatística de Wald para verificar se as quebras estimadas na formas reduzida são também pontos de quebra na forma estrutural. Os intervalos que registraram quebras significantes são reestimados. Os resultados da Tabela 8 dão evidências da existência de três pontos de mudança estrutural quando as quebras são reestimadas. Em todos os casos, a estatística de Wald foi significativa a 1%.

Tabela 8: Teste de Wald para quebras em comum – Modelo III

Intervalo	Quebra pré-estimada	Wald	Quebra reestimada	Wald
2000.04 - 2003.02	2001.10	15,155*	2001.07	84,515*
2001.11 - 2004.12	2003.02	31,314*	2003.07	33,544*
2003.03 - 2011.03	2004.12	42,921*	2004.05	49,695*

Especificação: $i_t = \beta'_0 + \beta'_1 Dj_t + \beta'_2 y_{t-2} + \theta_1 i_{t-1} + \theta_2 q_{t-1} + e_t$

Nota: * Significativo a 1%.

O modelo com variação cambial apresentou, portanto, quatro quebras estruturais. Foram identificadas três quebras que são comuns às formas reduzida e estrutural (2001.07, 2003.07 e 2004.05), e uma quebra apenas na forma estrutural (2011.03).

Os resultados das estimativas dos parâmetros para as três regras de política monetária são mostrados na Tabela 9. As especificações (I), (II) e (III) referem-se, respectivamente, às Eqs (12), (13) e (14). As datas de cada intervalo foram determinadas de acordo com as estimativas dos pontos de quebra verificados em cada especificação. Há evidências de instabilidade nos parâmetros para todas as especificações¹⁷.

Inicialmente, observa-se que as estimativas do parâmetro medindo a resposta da taxa Selic à variável Dj_t foram positivas e significantes para quase todos os subperíodos. Destaca-se a quebra estrutural ocorrida na terceira especificação, em setembro de 2001, que modificou de forma significativa a resposta da taxa Selic aos desvios da inflação esperada em todo de sua meta. Vale salientar que os anos de 2001, 2002 e 2003 foram marcados por elevadas taxas de inflação, (7,67% 12,53% e 9,3%, respectivamente) e, conseqüentemente, pelo não cumprimento das metas de inflação estabelecidas pelo Bacen.

A partir das estimativas de β'_1 e θ_1 é possível obter a resposta de longo prazo da taxa Selic à variável Dj_t através da expressão $\beta_1 = \beta'_1 / (1 - \theta_1)$. Considerando os três subperíodos em que β'_1 foi significativo na regra de política (12), os valores obtidos para β_1 indicam um expressivo aumento da resposta de longo prazo do BCB aos desvios da inflação esperada em torno de sua meta, sugerindo uma mudança no comportamento do BCB. Os índices foram calculados foram de 2,89, 9,00 e 11,14 e são relativos ao resultado das estimativação dos intervalos

¹⁷ Os intervalos de confiança para os pontos de quebra encontrados nas três especificações estão no Apêndice B.

de 2000.4 a 2003.07, 2004.06 a 2011.08 e 2011.09 a 2013.09, respectivamente. Esse comportamento também é observado na segunda especificação da regra de política. Enquanto que o valor estimado para β_1 foi de 3,12 no período 2000.04:2003.07, no último subperíodo esse coeficiente aumentou para 9,25. Os resultados para as duas primeiras especificações apontam para uma mudança no comportamento da política monetária nos períodos posteriores às quebras estruturais.

As estimativas do parâmetro que mensura a resposta da Selic às variações no hiato do produto apresentaram significância estatística em apenas uma especificação (II), no período entre agosto de 2003 e maio de 2005. Contudo, o sinal negativo para esse coeficiente não está de acordo com a literatura. Uma possível explicação para o sinal negativo desse parâmetro é que uma parte dos choques de oferta que atingiram a economia brasileira no período provocou, de forma simultânea, um aumento da inflação e a uma redução da produção. Neste caso, se o coeficiente de expectativas de inflação não captura essa mudança por completo, há uma tendência em obter coeficientes negativos para o hiato do produto (MINELLA *et al.* 2003).

Uma possível justificativa para a não significância das estimativas para a variável y_{t-2} nos modelos estudados pode ser vista em Batini e Haldane (1999). Segundo os autores, o componente de suavização da taxa de juros já incorpora um relativo grau de estabilização do produto, estando o hiato do produto presente de forma implícita na regra de política. Portanto, a inclusão do hiato do produto seria redundante.

A variação da taxa cambial (q_t), presente no terceiro modelo, se mostrou insignificante. Choques externos podem provocar a desvalorização da moeda local, pressionando os preços para cima, mas ao mesmo tempo tendem a reduzir a produção. Há, portanto, ao menos no curto prazo, duas forças atuando de forma contrária: o aumento dos preços atua sobre a Selic de forma a aumentá-la, enquanto que a redução do produto age de forma a reduzi-la. A volatilidade da série q_t no período analisado também pode ter contribuído para a insignificância estatística do parâmetro estimado.

Por fim, é possível observar que, para ambas as amostras, a estimativa do coeficiente de suavização da taxa de juros, i_{t-1} , são todos positivos e estatisticamente diferentes de zero. Isto indica que, no processo de tomada de decisão por parte da autoridade monetária, a taxa Selic em $t-1$ atua de forma importante. O coeficiente também apresentou pouca variação entre as subamostras de cada especificação.

Tabela 9: Estimativa das funções de reação do BCB

Variável	Especificações												
	(I)				(II)				(III)				
	2000.04 2003.07	2003.08 2004.05	2004.06 2011.08	2011.09 2013.09	2000.04 2003.07	2003.08 2004.05	2004.06 2011.08	2011.09 2013.09	2000.04 2001.07	2001.08- 2003.07	2003.08 2004.05	2004.06 2011.03	2011.04 2013.09
<i>c</i>	1,37* (0,01)	2,96* (0,05)	0,13* (0,01)	-0,31* (0,01)	1,12* (0,09)	4,05* (0,21)	0,12* (0,03)	-0,20** (0,09)	-0,76* (0,19)	0,69* (0,11)	3,86* (0,24)	0,07 ^{n.s.} (0,04)	-0,41* (0,09)
<i>Dj_t</i>	0,26* (0,06)	0,12 ^{n.s.} (0,79)	0,09* (0,03)	0,78* (0,13)	0,25* (0,06)	-0,44 ^{n.s.} (0,57)	0,10* (0,03)	0,74* (0,14)	1,38* (0,27)	0,38* (0,06)	0,65 ^{n.s.} (0,91)	0,34* (0,05)	0,90* (0,14)
<i>y_{t-2}</i>	-	-	-	-	0,09 ^{n.s.} (0,14)	-0,44* (0,15)	0,09 ^{n.s.} (0,08)	0,06 ^{n.s.} (0,14)	0,30 ^{n.s.} (0,22)	0,02 ^{n.s.} (0,17)	-0,29 ^{n.s.} (0,25)	0,22 ^{n.s.} (0,15)	0,22 ^{n.s.} (0,16)
<i>i_{t-1}</i>	1,31* (0,14)	1,12* (0,17)	1,76* (0,07)	1,08* (0,15)	1,31* (0,01)	1,06* (0,04)	1,60* (0,01)	1,07* (0,01)	1,00* (0,05)	0,93* (0,01)	0,72* (0,04)	0,98* (0,01)	0,93* (0,01)
<i>i_{t-2}</i>	-0,40* (0,13)	-0,31** (0,15)	-0,77* (0,07)	-0,15 ^{n.s.} (0,14)	-0,39* (0,14)	-0,30*** (0,17)	-0,62* (0,08)	-0,15 ^{n.s.} (0,16)	-	-	-	-	-
<i>q_{t-1}</i>	-	-	-	-	-	-	-	-	0,05 ^{n.s.} (0,21)	0,00 ^{n.s.} (0,16)	-0,07 ^{n.s.} (0,22)	-0,02 ^{n.s.} (0,15)	0,00 ^{n.s.} (0,15)

Especificações: (I) $i_t = \beta'_0 + \beta'_1 Dj_t + \theta_1 i_{t-1} + \theta_2 i_{t-2} + e_t$. (II) $i_t = \beta'_0 + \beta'_1 Dj_t + \beta'_2 y_{t-2} + \theta_1 i_{t-1} + \theta_2 i_{t-2} + e_t$. (III) $i_t = \beta'_0 + \beta'_1 Dj_t + \beta'_2 y_{t-2} + \theta_1 i_{t-1} + \theta_2 q_{t-1} + e_t$.

Nota: * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. ^{n.s.} Não significativo. O desvio padrão de cada estimativa é mostrado no termo entre parênteses.

1.5 Conclusão

Os agentes de uma economia tem suas decisões afetadas pelas previsões que fazem acerca do comportamento dos formadores de política. Conseqüentemente, quando ocorrem mudanças não esperadas na atuação da autoridade monetária, são alteradas as previsões dos agentes e, portanto, o seu comportamento. O comportamento do BCB ao definir a taxa de juros de curto prazo não é rígido e está sujeito à uma série de fatores, que vai de influências políticas à conjuntura econômica externa.

Diante disto, o presente estudo estima três funções de reação para o BCB com o objetivo de identificar mudanças estruturais no comportamento dos agentes, para dados mensais, no período entre maio de 2000 a setembro de 2013. Para atingir esse objetivo, foi empregado o modelo teórico proposto por Hall *et al.* (2012). Estes autores desenvolvem um método, com base nos testes na estratégia empírica elaborada por Bai e Perron (1998), capaz de identificar múltiplas quebras estruturais, em tempo desconhecido em modelos com regressores endógenos.

Os resultados dão indícios da presença de quebras estruturais nas funções de reação analisadas. A inclusão do hiato do produto e da variação da taxa cambial (modelos II e III, respectivamente) não geraram resultados significativos, o que corrobora a hipótese de que a expectativa que os agentes fazem acerca da inflação já incorporam possíveis alterações em outras variáveis. As duas primeiras quebras encontradas, em ambos os modelos estão provavelmente relacionadas às instabilidades econômicas do período que vai de 2001 ao final de 2003. O mesmo ocorre para as quebras encontradas em 2011.8, para o primeiro e segundo modelo, e 2011.3, para o terceiro modelo. Este último período foi marcado pela crise de endividamento na Zona do Euro.

As ações da política monetária, por meio da taxa de juros Selic, parecem sofrer maior influência dos desvios da inflação em torno de sua meta, comparativamente a variações no hiato do produto e na taxa de câmbio. Já que o componente de suavização, i_{t-1} , tem mantido certa estabilidade mediante as quebras, em ambos os modelos.

Por fim, as respostas de longo prazo da taxa Selic indicam que o BCB parece ter reagido de maneira mais ativa à desvios da inflação quando da ocorrência de quebras, havendo um aumento persistente da importância dessa variável na atividade da autoridade monetária.

Referências

ARAGON, E. K. 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. S. B.; MEDEIROS, G. B. Testing Asymmetries in Central Bank Preferences in a Small Open Economy: a Study for Brazil, **EconomiA**. v. 14, 2013.

ARAGÓN, 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.

BAE, J.; KIM, C. J.; KIM, D. H. The evolution of the monetary policy regimes in the U.S.. **Empirical Economics**, v. 43, n. 1, 2012.

BALL, L. Policy Rules for Open Economies. In: TAYLOR, J.B. (ed.). **Monetary Policy Rules**. Chicago: The University of Chicago Press, 1999.

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

_____. Computation and analysis of multiple structural change models. **Journal of Applied Econometrics**, v. 18, n. 1, 2003.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Histórico de metas para a inflação no Brasil. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/Pec/metas/TabelaMetaseResultados.pdf>. Acesso em: 02 de ago. 2013.

BATINI, N.; HALDANE, A. Forward-looking rules for monetary policy. In: TAYLOR, J.B. (ed.). **Monetary Policy Rules**. Chicago: The University of Chicago Press, 1999.

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.

CLARIDA, R. et al. Monetary policy rules in practice: some international evidence. **European Economic Review**, v. 42, 1998.

_____. The science of monetary policy: a new Keynesian perspective. **Journal of Economic Literature**, v. 37, n. 4, 1999.

_____. Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory. **Quarterly Journal of Economics**, v. 115, n. 1, 2000.

CUKIERMAN, A. **The inflation bias result revisited**. Tel-Aviv University. Working Paper. 2000.

CUKIERMAN, A.; GERLACH, S. The inflation bias revisited: theory and some international evidence. **The Manchester School**, v. 71, n. 5, 2003.

DOLADO, J. J et al. Nonlinear monetary policy rules: some new evidence for the US. **Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics**, v. 8, n.3, 2004.

ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**, v. 64, n. 4, 1996.

ESTRELLA, A.; FUHRER, J. C.. Monetary Policy Shifts and the Stability of Monetary Policy Models. **Review of Economics and Statistics**. v. 85, n. 1, 2003.

GERLACH, S. **Asymmetric policy reactions and inflation**. Bank for International Settlements. 2000. Mimeo.

HALL, A.R.; HAN, S.; BOLDEA, O. Inference regarding multiple structural changes in linear models with endogenous regressors. **Journal of Econometrics**, v. 170, 2012.

HECKMAN, J.J. The common structure of statistical models of truncation, sample selection, and limited dependent variables and simple estimator for such models. **Annals of Economic and Social Measurement**, v.5. 1976.

HODRICK, R.J; PRESCOTT E. C. Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. **Journal of Money, Credit, and Banking**, v. 29, 1997.

HOLLAND, M. Monetary and exchange rate policy in Brazil after inflation targeting. In: **Encontro Nacional de Economia**, 33. *Anais...* Natal, 2005.

IKEDA, T. Time-varying asymmetries in central bank preferences: the case of the ECB. **Journal of Macroeconomics**, v. 32, n. 4, 2010.

KIM, C. J. Time-varying-parameter models with endogenous regressors. **Economics Letters**, v. 91, 2006.

_____. Markov-switching models with endogenous explanatory variables II: A two-step MLE procedure. **Journal of Econometrics**, v. 148, 2009.

KIM, C. J.; NELSON, C. R. Estimation of a forward-looking monetary policy rule: a time-varying parameter model using ex post data. **Journal of Monetary Economics**, v. 53, 2006.

KALMAN, R. E. A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problems. **Journal of Basic Engineering**, 1960.

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.

LEITEMO, K.; SODERSTROM, U. Simple monetary policy rules and exchange rate uncertainty. **Journal of International Money and Finance**, v. 24, 2005.

LUCAS, R. E. Jr. Econometric policy evaluation: a critique. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, 1976.

MEDEIROS, G. B.; ARAGON, E. K. S. B. Mudanças na política monetária do Brasil: evidências de uma função de reação com parâmetros variando no tempo e regressores endógenos. In: **Encontro Regional de Economia**, 18. *Anais...* Fortaleza, 2013.

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. Monetary policy channels in Brazil through the lens of a semi-structural model. **Economic Modelling**, v. 30, 2013.

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

MARK, N. C. Changing Monetary Policy Rules, Learning, and Real Exchange Rate Dynamics, **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 41, 2009.

NETO, P. C. F. de B.; PORTUGAL, M. S. Determinants of Monetary Policy Committee Decisions: Fraga vs. Meirelles. Porto Alegre: **PPGE/UFRGS**, 2007. (Texto para Discussão, 11).

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. A. **Optimal monetary policy in a model of asymmetric Central Bank preferences**. London School of Economics, 1998. Mimeo.

ORPHANIDES, A. Monetary Policy Rules Based on Real-Time Data. *The American Economic Review*, v. 91, n. 4. 2001.

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.

POLICANO, R. M.; BUENO, R. D. L .S. A sensibilidade da política monetária no Brasil: 1999-2005. In: **Encontro Nacional de Economia**, 34. *Anais...* Salvador, 2006.

RUGE-MURCIA, F. J. Does the Barro-Gordon model explain the behavior of US inflation? a reexamination of the empirical evidence. **Journal of Monetary Economics**, v. 50, n. 6, 2003a.

_____. Inflation targeting under asymmetric preferences. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 35, n. 5, 2003b.

_____. The inflation bias when the Central Bank targets the natural rate of unemployment. **European Economic Review**, v. 48, n. 1, 2004.

SILVA, M. E. A. da; PORTUGAL, M. S. Inflation targeting in Brazil: an empirical evaluation. Porto Alegre: **PPGE/UFRGS**, 2001 (Texto para Discussão, 10).

SOARES, J. J. S.; BARBOSA, F. de H. Regra de Taylor no Brasil: 1999-2005. In: **Encontro Nacional de Economia**, 34. *Anais...* Salvador, 2006.

STOCK, J.H.; YOGO, M. Testing for weak instruments in linear IV regression. **Identification and Inference for Econometric Models**. New York: 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, 2007a.

_____. The Monetary Policy of the European Central Bank. **Scandinavian Journal of Economic**. v. 109, n. 1, 2007b.

_____. Measuring the time inconsistency of US monetary policy. **Economica**, v. 75, 2008.

SVENSSON, L. E. O. Open-Economy Inflation Targeting. **Journal of International Economics**, v. 50, 2000.

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

TELES, V. K.; BRUNDO, M. Medidas de política monetária e a função de reação do Banco Central do Brasil. In: **Encontro Nacional de Economia**, 34. *Anais...* Salvador, 2006.

VARIAN, H. R. A Bayesian approach to real estate assessment. In: FEINBERG, S.E.;

ZELLNER, A. **Studies in bayesian economics in honour of L. J. Savage**. Amsterdam: North Holland, 1974.

ZELLNER, A. Bayesian estimation and prediction using asymmetric loss functions. **Journal of the American Statistical Association**, v. 81, 1986.

Apêndice A - Evolução das séries utilizadas



Figura A1: Taxa de juros Selic (i_t)

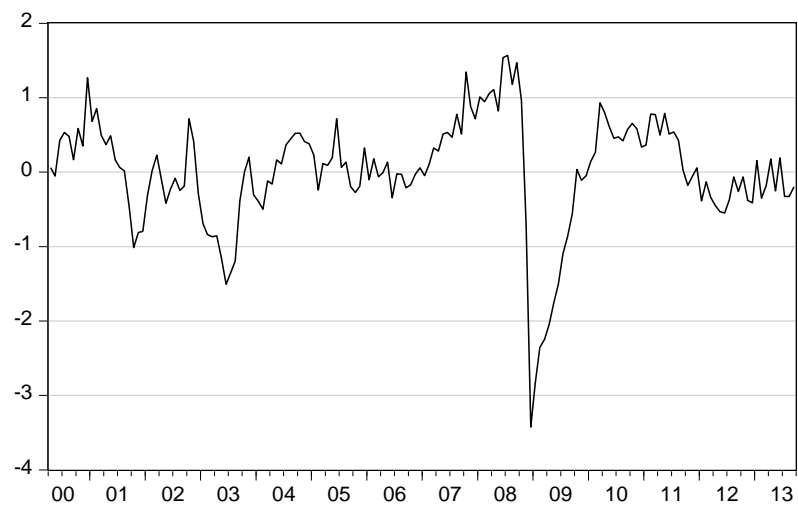


Figura A2: Hiato do produto (y_t)

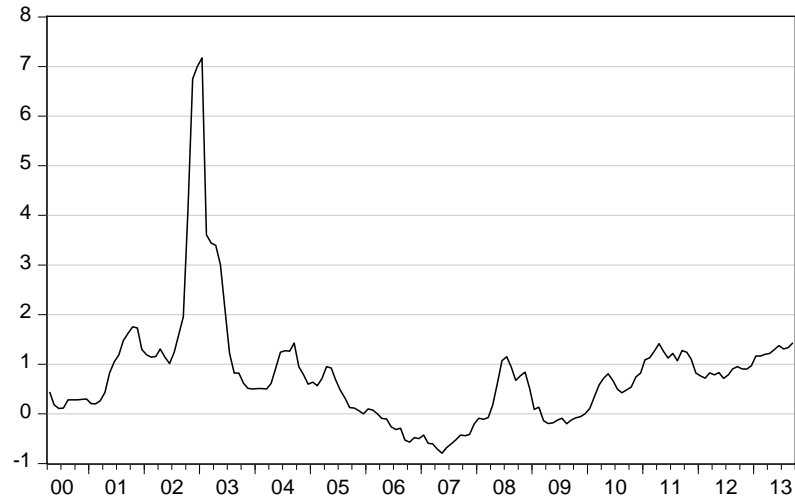


Figura A3: Desvio da inflação em torno de sua meta (Dj_t)

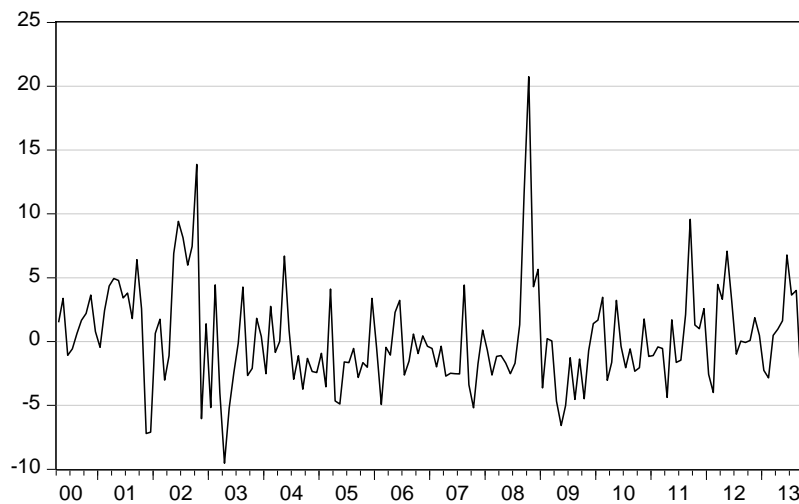


Figura A4: Variação cambial (q_t)

Apêndice B - Intervalos de confiança para os pontos de quebra

Tabela A1: Modelo I – Intervalos de confiança dos pontos de quebra

Ponto de Quebra	Intervalo de confiança		
	10%	5%	1%
2003.07	[2003.06 2003.09]	[2003.05 2003.10]	[2003.05 2003.11]
2004.05	[2004.02 2005.03]	[2004.01 2005.06]	[2003.11 2005.12]
2011.08	[2011.07 2011.09]	[2011.06 2011.10]	[2011.06-2011.10]

Tabela A2: Modelo II - Intervalos de confiança dos pontos de quebra

Ponto de Quebra	Intervalo de confiança		
	10%	5%	1%
2003.07	[2003.06 2003.10]	[2003.05 2003.10]	[2003.05 2003.12]
2004.05	[2004.01 2005.05]	[2003.12 2005.09]	[2003.11 2006.04]
2011.08	[2011.07 2011.09]	[2011.06-2011.10]	[2011.06-2011.10]

Tabela A3: Modelo III - Intervalos de confiança dos pontos de quebra

Ponto de Quebra	Intervalo de confiança		
	10%	5%	1%
2001.07	[2001.06 2001.10]	[2001.06 2001.11]	[2001.05 2001.12]
2003.07	[2003.06 2003.10]	[2003.05 2003.10]	[2003.05 2003.12]
2004.05	[2004.03 2004.11]	[2004.02 2005.01]	[2003.12 2005.04]
2011.03	[2011.03 2011.05]	[2011.03 2011.05]	[2011.03 2011.05]

Capítulo 2

Estimativa da Curva de Phillips para o Brasil: quebras estruturais e endogeniedade

Marcus Vinícius Amaral e Silva

Resumo: Este trabalho estima uma curva de Phillips novo-keynesiana com regressores endógenos e parâmetros variando no tempo para avaliar possíveis impactos de mudanças na condução das políticas econômicas no Brasil, sob a estabilidade dos parâmetros associados, no período de 2002.02 a 2013.12. A estratégia econométrica é baseada no estudo de Hall *et al.* (2012), os quais utilizam uma extensão da estrutura desenvolvida por Bai e Perron (1998) para modelos lineares com regressores endógenos, estimados via variáveis instrumentais, que possibilita a identificação de múltiplas quebras estruturais desconhecidas. A estimativa dos parâmetros do modelo é realizada pelo método de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E). Os resultados para os modelos utilizados mostram que há ao menos uma quebra estrutural na curva de Phillips estimada, entre setembro e outubro de 2003. Período este de condicionamento das expectativas dos agentes, dado um fator inicial de imprevisibilidade quanto ao comportamento do novo governo. Neste período, a resposta da taxa de inflação à expectativa de inflação apresentou forte elevação. Em outras palavras, a taxa de inflação pareceu ter se tornado mais sensível às expectativas dos agentes acerca da inflação futura.

Palavras-chave: Curva de Phillips Novo-Keynesiana · Regressores endógenos · Quebras estruturais · Brasil

Abstract: This paper estimates a New Keynesian Phillips Curve with endogenous parameters and time-varying parameters to analyse the impacts of changes in the conduct of economic policies in Brazil, on the stability of the associated parameters in the period from 2002.02 to 2013.12. The econometric strategy is based on the study of Hall *et al.* (2012), which uses an extension of structure developed by Bai and Perron (1998), for linear models with endogenous regressors, estimated via instrumental variables, allowing the identification of multiple unknown structural breaks. The estimation of the model parameters is performed by the two-stages least-squares (2SLS). The results shows that there is, at least, one structural break in the estimated Phillips curve, occurred between September and October 2003. This is a period of reconditioning agents' expectations, given an initial factor of unpredictability about the behavior of the new government. In this period, the response of inflation to expected inflation showed strong elevation, in other words, the rate of inflation seemed to have become more sensitive to agents' expectations about future inflation.

Keywords: New Keynesian Phillips curve · Endogenous Regressors · Multiple structural breaks · Brazil

2.1 Introdução

Durante todos os anos de 1980 e início da década de 1990, a economia brasileira passou por um período caracterizado por elevadas taxas inflacionárias e estagnação econômica. Em decorrência desse desequilíbrio macroeconômico, houve queda no ritmo de crescimento econômico e na geração de novos postos de trabalho. Apenas em meados da década de 1990, com a implantação do Plano Real, a economia do País começou a se recuperar, com o processo inflacionário mantido sobre controle.

O *trade-off* entre inflação e desemprego, conhecido como curva de Phillips, é considerado uma das relações centrais da análise macroeconômica. Na sua versão original, a curva de Phillips considerava uma relação negativa entre a taxa de desemprego e o crescimento dos salários. Essa especificação surgiu no final da década de 50 com a publicação do trabalho seminal de Phillips (1958), baseado em dados britânico para o período de 1861 a 1957. Seguindo essa abordagem, tem surgido ao longo dos anos novas contribuições teóricas e vários trabalhos têm estimado diferentes especificações da curva de Phillips a fim de estudar a relação implícita entre inflação e desemprego.¹⁸

Uma especificação bastante conhecida na literatura e de considerável importância teórica na análise da política monetária é a curva de Phillips Novo-Keynesiana (CPNK), a qual trata a dinâmica inflacionária com base em expectativas do tipo *forward-looking*. Como destacado em Mendonça *et al.* (2012), nos modelos de cunho novo keynesiano, com preços que não se alteram de forma imediata, existe uma relação positiva entre a inflação e produto e, conseqüentemente, uma relação negativa entre inflação e desemprego. Isso implica que uma inflação elevada pode reduzir o desemprego, mas de forma apenas temporária.

A incorporação da curva de Phillips Novo-Keynesiana pode ser encontrada em trabalhos como Clarida *et al.* (1999), Svensson (2000), Blanchard e Gali (2007) e Zang *et al.* (2008). No entanto, como destacado por Zang *et al.* (2008), diversos estudos empíricos recentes, que utilizam a versão Novo-Keynesiana da curva de Phillips, encontram resultados bastante distintos quanto à extensão dos efeitos dos componentes *forward-looking* e *backward-looking*, o que pode influenciar o posicionamento dos *policymakers* na avaliação e condução da política monetária. Gali e Gertler (1999), Sbordone (2002, 2005) e Gali *et al.* (2005), por exemplo, encontram um papel predominante da expectativa de inflação futura sobre a inflação corrente,

¹⁸ Ver, por exemplo, Fasolo e Portugal (2004), Gali *et al.* (2005), Zhang *et al.* (2006), Divino e Mazali (2010) e Roeger e Herzb (2012).

enquanto que os estudos de Fuhrer e Moore (1995), Fuhrer (1997), Rudebusch (2002), Lindé (2005), Roberts (2005), e Rudd e Whelan (2005) verificam que o componente *backward-looking* é mais importante.

Na literatura nacional, vários estudos buscam estimar as relações presentes na curva de Phillips para o Brasil. Schwartzman (2006) realiza estimativas da curva de Phillips para o Brasil a partir de dados de preços desagregados em segmentos de bens comercializáveis, não comercializáveis e monitorados, utilizando-se o Método de Mínimos Quadrados em Três Estágios para amostras de dados trimestrais no período de 1997 e 2003. Seus resultados corroboram a hipótese de verticalidade de longo prazo da curva de Phillips para o Brasil.

No estudo de Fonseca Neto (2010), a curva de Phillips Novo-Keynesiana é estimada para o período de 2000 a 2008, identificando-se a persistência inflacionária como principal determinante da inflação. Na mesma linha, Mendonça *et al.* (2012), utilizam o Método de Variáveis Instrumentais e o Método Generalizado dos Momentos para estimar a curva de Phillips Novo-Keynesiana utilizando diferentes variáveis *proxies* para a inflação e a formação das expectativas dos agentes econômicos, com dados mensais para o período de 1995 a 2012. Seus resultados sugerem que a expectativa de inflação e a inflação passada têm relevância na dinâmica da inflação. Ademais, o efeito do desemprego sobre a inflação parece estar localizado apenas no curto prazo e há evidência de quebra estrutural no efeito de uma mudança do câmbio sobre a inflação.

A estimativa dos parâmetros da curva de Phillips deve considerar a possível existência de mudanças estruturais no modelo. Segundo a crítica de Lucas (1976), para evitar possíveis erros de previsão, um modelo bem especificado deve considerar a existência de instabilidades dos seus parâmetros. Destarte, estudos que busquem estimar os parâmetros associados à curva de Phillips em uma economia como a brasileira, a qual, mesmo sob o regime de metas, tem apresentado significativa variabilidade da inflação, deve considerar a provável existência de instabilidade.

Tendo isso em vista, o presente estudo tem por objetivo realizar testes de quebras estruturais para avaliar a estabilidade dos parâmetros associados à curva de Phillips Novo-Keynesiana (CPNK) estimada para o Brasil. Para tanto, será analisada a especificação da curva de Phillips apresentada por Zhang *et al.* (2008), e utilizada uma estratégia econométrica baseada no estudo de Hall *et al.* (2012). Esses últimos autores utilizam uma extensão da estrutura desenvolvida por Bai e Perron (1998) para modelos lineares com regressores endógenos estimados via Variáveis Instrumentais, que possibilita a identificação de múltiplas quebras

estruturais em períodos desconhecidos. A estimativa dos parâmetros do modelo é realizada pelo Método de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E).

Os resultados obtidos neste estudo indicaram a presença de quebras estruturais na curva de Phillips Novo-Keynesiana para o Brasil. Os pontos em que os parâmetros da CPNK apresentaram mudança ocorreram geralmente em períodos de forte variação na taxa de inflação, como foi o caso da alta verificada em 2002. Neste período, a inflação parece sofrer maior influência do seu valor esperado, indicando um comportamento *forward-looking*, enquanto que houve uma redução da importância da inflação passada como determinante da inflação corrente.

Além dessa introdução, este trabalho está dividido em quatro seções. A seção 2.2 apresenta o modelo teórico utilizado no estudo. A seção 2.3 apresenta a metodologia utilizada para testar a existência de múltiplas quebras estruturais. Na seção 2.4, tem-se a descrição dos dados e a apresentação e discussão dos resultados obtidos. Na seção 2.5, destacam-se as principais conclusões extraídas deste estudo.

2.2 Modelo teórico

Nessa seção, apresenta-se o modelo teórico proposto por Zhang *et al.* (2008), o qual foi escolhido como base para a estimação econométrica realizada nesta pesquisa. Na concepção do seu modelo, os autores partem da hipótese utilizada em Calvo (1983), o qual assume um ambiente econômico em que as firmas podem revisar os seus preços em um determinado período, com uma probabilidade fixa $(1 - \theta)$. Posteriormente, com base em Gali e Gertler (1999), assume-se que firmas *forward-looking* e *backward-looking* coexistem em proporções $(1 - \omega)$ e ω , respectivamente. O nível de preços agregado é dado por:

$$p_t = \theta p_{t-1} + (1 - \theta) p_t^* \quad (1)$$

em que p_t^* é o novo conjunto de preços no período t . Deixe p_t^F ser o conjunto de preços das firmas *forward-looking* e p_t^B o conjunto de preços das firmas *backward-looking* no período t . Então, o novo preço, em relação ao preço agregado, pode ser expresso por uma combinação convexa de p_t^F e p_t^B , da seguinte forma:

$$p_t^F - p_t = (1 - \omega)(p_t^F - p_t) + \omega(p_t^B - p_t) \quad (2)$$

O comportamento dos preços da firmas *forward-looking* pode ser escrito da seguinte forma:

$$p_t^F - p_t = (1 - \theta\beta) \sum_{T-t}^{\infty} (\theta\beta)^{T-t} E_t \left[\sum_{j=t+1}^T \pi_j + \zeta y_t \right] \quad (3)$$

onde β denota a taxa de desconto subjetiva e y_t é o hiato do produto real. Rearranjando os termos da Eq. (3), tem-se:

$$p_t^F - p_t = \theta\beta E_t \pi_{t+1} + (1 - \theta\beta)\zeta y_t + \theta\beta E_t (p_{t+1}^F - p_{t+1}) \quad (4)$$

O comportamento dos preços da firmas *backward-looking* pode ser escrito da seguinte forma:

$$p_t^B = p_{t-1}^* + \pi_{t-1} \quad (5)$$

Supondo que as firmas ajustam seu comportamento de preços por uma média ponderada da inflação passada, tem-se a seguinte expressão:

$$p_t^B = p_{t-1}^* + \rho(L)\pi_{t-1} \quad (6)$$

em que $\rho(L) = \rho_1 + \rho_2 L + \rho_3 L^2 + \dots + \rho_4 L^{q-1}$ é um operador de defasagem com $\rho(1) = 1$. Combinado as Eqs. (1)-(6), tem-se a CPNK teórica na sua versão estendida:

$$\pi_t = \alpha_f E_t \pi_{t+1} + \alpha_b(L)\pi_{t+1} + \alpha_y y_t \quad (7)$$

em que:

$$\begin{aligned} \alpha_f &= \theta\beta\psi^{-1}, \\ \alpha_b(L) &= \omega\{\theta + (1 - \theta)\rho(L) - (1 - \theta)\theta\beta\rho_{\Delta}(L)\}\psi^{-1}, \\ \alpha_y &= (1 - \omega)(1 - \theta)(1 - \beta\theta)\zeta\psi^{-1}, \\ \psi &= \theta(1 + \omega\theta\beta) + \omega(1 - \theta)(1 + \theta\beta\rho_1), \\ \rho_{\Delta}(L) &= \rho_2 + \rho_3 L + \rho_4 L^2. \end{aligned}$$

Reparametrizando a Eq. (7) e acrescentando um erro estocástico, tem-se a versão empírica da CPNK:

$$\pi_t = c_0 + \alpha_f E_t \pi_{t+1} + \alpha_b \pi_{t-1} + \sum_{i=1}^3 \alpha_{\Delta b i} \Delta \pi_{t+i} + \alpha_y y_t + \eta_t \quad (8)$$

em que π_t é a inflação no período t , π_{t+1} é a inflação no período $t+1$, $E_t \pi_{t+1}$ é a expectativa da inflação no período $t+1$ e y_t é o *hiato* do produto. O termo de erro, η_t , captura fatores aleatórios que também afetam a inflação, tais como os choques de oferta.

De acordo Zhang *et al.* (2008), a Eq. (8) resume o impacto das taxas de inflação passadas sobre a inflação corrente através do único coeficiente, α_b , o que facilita a realização de testes de quebra estrutural. Ademais, como destacado por Hall *et al.* (2012), a versão estilizada da CPNK não apresenta correlação serial dos resíduos uma vez que inclui valores desasados da variação da inflação para eliminar a estrutura dinâmica dos erros. Tal como Zhang *et al.* (2008), também foi considerado um modelo sem a inclusão da variação da inflação $\Delta \pi_{t+i}$. Portanto, serão estimados dois modelos:

$$\pi_t = c_0 + \alpha_f E_t \pi_{t+1} + \alpha_b \pi_{t-1} + \alpha_y y_t + \eta_t \quad (9)$$

$$\pi_t = c_0 + \alpha_f E_t \pi_{t+1} + \alpha_b \pi_{t-1} + \sum_{i=1}^3 \alpha_{\Delta b i} \Delta \pi_{t-i} + \alpha_y y_t + \eta_t \quad (10)$$

2.3 Estratégia empírica

A abordagem empírica é baseada em Hall *et al.* (2012) que, utilizando o método MQ2E, desenvolvem um procedimento capaz de identificar múltiplas quebras estruturais, em pontos desconhecidos, levando-se em conta que alguns regressores do modelo são variáveis endógenas.

Partindo do caso em que a equação de interesse é uma regressão linear com m quebras, tem-se o seguinte modelo:

$$y_t = x_t' \beta_{x_1, t}^0 + z_{1, t}' \beta_{z_1, t}^0 + u_t \quad (11)$$

$$i = 1, \dots, m+1; \quad t = T_{i-1}^0 + 1, \dots, T_i^0$$

onde $T_0^0 = 0$ e $T_{m+1}^0 = T$. Nesse modelo, x_t é um vetor $p_1 \times 1$ de variáveis explicativas endógenas, $z_{1,t}$ é um vetor $p_2 \times 1$ de variáveis explicativas exógenas (incluindo o intercepto) e u_t é o componente aleatório. Deixe $p = p_1 + p_2$. A aplicação do método MQ2E requer a especificação da forma reduzida de x_t . Considerando o caso em que a forma reduzida exibe estabilidade em seus parâmetros, tem-se a seguinte especificação:

$$x_t' = z_t' \Delta_0 + v_t' \quad (12)$$

onde $z_t = (z_{t,1}, z_{t,2}, \dots, z_{t,q})'$ é um vetor $q \times 1$ de variáveis não correlacionadas nem com u_t nem com z_t ; $\Delta_0 = (\delta_{1,0}, \delta_{2,0}, \dots, \delta_{p_1,0})$ possui dimensão $q \times p_1$; e cada $\delta_{j,0}$ tem dimensão $q \times 1$.

Em um primeiro estágio, a forma reduzida para x_t , observada em (12), é estimada pelo Método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Assim, os valores previstos para x_t , denotados por \hat{x}_t , são obtidos através da expressão:

$$\hat{x}_t' = z_t' \hat{\Delta}_t = z_t' \left(\sum_{t=1}^T z_t z_t' \right)^{-1} \sum_{t=1}^T z_t x_t' \quad (13)$$

O segundo estágio do procedimento consiste em estimar a seguinte equação:

$$y_t = x_t' \beta_{x,t}^* + z_{1,t}' \beta_{z_1,t}^* + \tilde{u}_t \quad (14)$$

$$i = 1, \dots, m+1; \quad t = T_{i-1} + 1, \dots, T_i$$

Eq. (12) é estimada via MQO, para todas as partições (T_1, \dots, T_m) possíveis, tal que $T_i - T_{i-1} > \max\{q - 1, \epsilon T\}$ para $\epsilon > 0$ e $\epsilon < \inf_i (\lambda_{i+1}^0 - \lambda_i^0)$. Cada segmento considerado deve conter uma fração positiva da amostra. Os parâmetros, estimados para cada partição m , são denotados por $\hat{\beta}(\{T_i\}_{i=1}^m)$ e obtidos através da minimização de (14) em relação a $\beta = (\beta_1', \beta_2', \dots, \beta_{m=1}')'$:

$$S_T(T_1, \dots, T_m; \beta) = \sum_{i=1}^{m+1} \sum_{t=T_{i-1}+1}^{T_i} (y_t - \hat{x}_t' \beta_{x,i} - Z_{1,t}' \beta_{z_1,i})^2 \quad (15)$$

As estimativas dos pontos de quebra são dadas por:

$$(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m) = \arg \min_{T_1, \dots, T_m} S_T(T_1, \dots, T_m; \hat{\beta}(\{T_i\}_{i=1}^m)) \quad (16)$$

onde $S_T(T_1, \dots, T_m; \hat{\beta}(\{T_i\}_{i=1}^m))$ é a soma dos quadrados dos resíduos para a partição (T_1, \dots, T_m) . As estimativas MQ2E dos parâmetros da regressão, $\hat{\beta}(\{T_i\}_{i=1}^m = (\hat{\beta}'_1, \hat{\beta}'_2, \dots, \hat{\beta}'_{m=1})'$, são os parâmetros da regressão associados a partição estimada, $\{T_i\}_{i=1}^m$.

Para a estimativa de quebras estruturais, Bai e Perron (1998) utilizam o teste sup-F desenvolvido por Andrews (1993). Em sua forma original, a estatística sup-F é utilizada para testar a hipótese nula de ausência de quebra estrutural ($m = 0$) contra a hipótese alternativa de uma quebra ($m = 1$). Essa análise foi ampliada por Bai e Perron (1998), permitindo testar a hipótese de k quebras estruturais. Hall *et al.* (2012) estendem esses resultados para o método de MQ2E.

O teste sup-F proposto por Hall *et al.* (2012) é definido da seguinte forma: seja (T_1, \dots, T_k) uma partição de modo que $T_i = [T\lambda_i]$ ($i = 1, \dots, k$). Assim,

$$F_T(\lambda_1, \dots, \lambda_k; p) = \left\{ \frac{T - (k+1)p}{kp} \right\} \left\{ \frac{SSR_0 - SSR_k}{SSR_k} \right\} \quad (17)$$

onde SSR_0 e SSR_k são, respectivamente, as somas dos quadrados dos resíduos baseada nos valores previstos de x_t sob a hipótese nula e alternativa. A minimização é realizada em partições assintoticamente grandes e o tamanho das partições é controlado por uma constante ϵ não negativa. Defina $\Lambda_\epsilon = \{(\lambda_1, \dots, \lambda_k) : |\lambda_{i+1} - \lambda_i| \geq \epsilon, \lambda_1 \geq \epsilon, \lambda_k \leq 1 - \epsilon\}$. Tem-se, então, a estatística de sup-F, dada por:

$$Sup - F_T(k; p) = Sup_{(\lambda_1, \dots, \lambda_k) \in \Lambda_\epsilon} F_T(\lambda_1, \dots, \lambda_k; p) \quad (18)$$

Como observado por Bai e Perron (1998), quando ϵ converge para zero, os valores críticos da estatística Sup-F_T divergem para o infinito. Assim, como o teste é aplicado em amostras finitas, pequenos valores (positivos) para ϵ aumentam a força do teste.

A estatística Sup-F_T($k; p$) é utilizada para testar a hipótese nula de estabilidade estrutural em relação ao modelo com k pontos de quebra, quando o número de quebras é conhecido. Quando o número de quebras é desconhecido, utiliza-se o teste *Double Maximum* (UDmaxF_T($K; p$)), que combina as informações da estatística de Sup-F_T($k; p$) para diferentes valores de k ¹⁹.

¹⁹ Para mais detalhes, ver Hall *et al.* (2013) e Bai e Perron (1998).

Para a determinação do número de quebras, \hat{m}_T , Hall *et al.* (2012) seguem Bai e Perron (1998). A seguinte estratégia sequencial é utilizada²⁰. No primeiro passo, utiliza-se o teste $\text{Sup-}F_T(1; p)$ ou $\text{UDmax}F_T(K; p)$ para testar a hipótese nula de que não há quebras. Se a hipótese nula não for rejeitada, então $\hat{m}_T = 0$, caso contrário prossegue-se para o próximo passo. No segundo passo $F_T(2|1)$ é utilizado para testar a hipótese nula de que existe apenas uma quebra contra a hipótese alternativa de duas quebras. Se $F_T(2|1)$ é insignificante, então $\hat{m}_T = 1$, caso contrário prossegue-se para o próximo passo. No ℓ -ésimo passo, $F_T(\ell + 1|\ell)$ é utilizado para testar a hipótese nula de que existem ℓ quebras contra a hipótese alternativa de $\ell + 1$ quebras. Se $F_T(\ell + 1|\ell)$ é insignificante, então $\hat{m}_T = \ell$; caso contrário prossegue-se para a próxima etapa. Esta sequência continua até o limite predefinido para o número de quebras, L , é alcançado. Se todas as estatísticas na sequência são significativas, então, a conclusão é de que há, pelo menos, L quebras.

Considerando o caso em que a forma reduzida para x_t é instável, tem-se:

$$x'_t = z'_t \Delta_0^{(i)} + v'_t \quad (19)$$

$$i = 1, 2, \dots, h+1; \quad t = T_{i-1}^* + 1, \dots, T_i^*$$

onde $T_0^* = 0$ e $T_{h+1}^* = T$. Assume-se que $T_i^* = [T\pi_i^0]$ sendo $0 < \pi_1^0 < \dots < \pi_h^0 < 1$. A Equação (21) pode ser modificada, de modo que as propriedades dos estimadores presentes em (16) possam ser utilizados. Como a forma reduzida é instável, tal instabilidade é incorporada ao variável \hat{x}_t . Dessa forma, a estimação da equação estrutural é feita para todas as partições (T_1, \dots, T_m) possíveis, tal que $T_i - T_{i-1} > \max\{q - 1, \epsilon T\}$ para $\epsilon > 0$ e $\epsilon < \inf_i(\lambda_{i+1}^0 - \lambda_i^0)$ e $\epsilon < \inf_i(\pi_{j+1}^0 - \pi_j^0)$.

Quando a forma reduzida é estável, o método de Bai e Perron (1998) pode ser utilizado para estimar o número de quebras presente no modelo. Contudo, a aplicação deste mesmo método, na forma em que foi apresentado, não pode ser utilizada para o caso em que os parâmetros da forma reduzida são instáveis. Diante disso, a metodologia para estimação do número de quebras, elaborada por Hall *et al.* (2012), é descrita segundo os passos abaixo:

1. Estima-se a forma reduzida com múltiplas quebras estruturais nos parâmetros utilizando a metodologia de Bai e Perron (1998);

²⁰ O método é descrito em termos da estatística F. Contudo, a mesma estratégia também pode ser utilizada com os testes de Wald.

2. Se a forma reduzida é julgada como estável, usa-se a metodologia para determinação do número de pontos de quebra, \hat{m}_T , descrita anteriormente;
3. Se a forma reduzida é instável, estima-se o número de quebras na forma reduzida, h , utilizando o método de Bai e Perron (1998). O número de quebras é dado por \hat{h} , e $\hat{\pi}$ é um vetor $\hat{h} \times 1$ que armazena as estimativas de \hat{h} .
 - a. Divide-se a amostra da forma estrutural em $\hat{h} + 1$ subamostras: $\mathcal{T}_j = \{t \in [\hat{t}_{j-1} + 1, \dots, \hat{t}_j]\}$, onde $\hat{t}_j = [\hat{\pi}_j T]$; $\hat{\pi}_j = 0$ e $\hat{\pi}_{h+1} = 1$.
 - b. É aplicada a metodologia descrita no passo 2 para estimar o número de quebras na equação estrutural para \mathcal{T}_j . Seja $\hat{m}(j)$ o número de quebras neste segmento, sendo a localização dessas quebras dada por $\hat{\lambda}_j(j)$ para $i = 1, 2, \dots, \hat{m}(j)$.
 - c. Seja $\mathcal{L} = \{\hat{\lambda}_j(j); i = 1, 2, \dots, \hat{m}(j); j = 1, 2, \dots, \hat{h}\}$. Condicionado às quebras em \mathcal{L} , testa-se se há quebras na equação estrutural em \hat{t}_j para $j = 1, 2, \dots, \hat{h}$ individualmente, usando a estatística teste de Wald $_T(j)$ desenvolvido por Hall *et al.* (2012). Seja $\mathcal{L}_\pi = \{\hat{\pi}_j, \text{ para qual Wald}_T(j) \text{ é significativa}; j = 1, 2, \dots, \hat{h}\}$
 - d. O conjunto de quebras estimado é dado por $\mathcal{L} \cup \mathcal{L}_\pi$, e o número estimado de quebras, \hat{m} , é o número de elementos de $\mathcal{L} \cup \mathcal{L}_\pi$.

O método apresentado propõe uma estratégia sequencial em que, primeiramente, a forma reduzida é testada para presença de quebras, e se elas existirem, esta informação é incorporada na estimativa da equação estrutural. Se a forma reduzida é estável, os testes baseados nos estimadores MQ2E apresentam os mesmos resultados obtidos Bai e Perron (1998). Contudo, se a forma reduzida é instável, o problema apresentado é substancialmente diferente. Daí a importância de avaliar a estabilidade dos parâmetros da forma reduzida antes de se analisar a equação estrutural (Hall *et al.* 2012).

2.4 Resultados

2.4.1 Descrição dos dados

Para a estimação da especificação da CPNK apresentada em Zhang *et al.* (2008), foram utilizadas séries mensais para o período compreendido entre fevereiro de 2002 a dezembro de 2013. A escolha do período se justifica pela mudança de metodologia, por parte do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) no cômputo da taxa de desemprego, em 2002. As séries obtidas estão disponíveis nos sites do Banco Central do Brasil (BCB) e do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

A taxa de inflação, π_t , é a variação percentual acumulada nos últimos doze meses do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), calculado pelo IBGE, que é o índice de preços utilizado como referência para o regime de metas de inflação.

A inflação esperada ($E_t\pi_{t+1}$) é a mediana das previsões de inflação para os 12 meses posteriores feitas pelo mercado e coletadas pela Gerência-Executiva de Relacionamento com Investidores (Gerin) do BCB.

O hiato do produto, y_t , é medido pela diferença entre o índice de produção industrial ajustado sazonalmente e o produto potencial. Ressalta-se que o produto potencial é uma variável não observada e, portanto, deve ser estimada. Assim, as *proxies* para essa variável foram as tendências do produto estimadas pelo filtro HP, proposto por Hodrick e Prescott (1997), modelo de tendência linear (LT) e modelo de tendência quadrática (QT)²¹. Portanto, os modelos foram estimados considerando, individualmente, cada uma das medidas de hiato do produto.

Os instrumentos utilizados na estimação incluem um termo constante, as primeiras defasagens da taxa de juros Selic (i_{t-1}) acumulada no mês e anualizada, da taxa de inflação (π_{t-1}), da expectativa de inflação ($E_{t-1}\pi_t$), e da taxa de desemprego aberto das regiões metropolitanas (u_{t-1}). Foram também incluídas duas defasagens para o hiato do produto²².

Antes de realizar as estimações, testou-se a estacionariedade das variáveis detalhadas acima. A ordem de integração das variáveis foi analisada através de quatro testes: *Augmented Dickey-Fuller* (ADF), Phillips-Perron (PP); ERS, de Elliot *et al.* (1996); e os testes MZ_α^{GLS} e MZ_t^{GLS} , sugeridos por Perron e Ng (1996) e Ng e Perron (2001). A hipótese nula de ambos os testes é que a série é não estacionária. Foram incluídas como componente determinístico a constante (c) e uma tendência linear (t) para o caso em que estas foram estatisticamente significativas. O número máximo de defasagens de k é dado por $k_{max} = \text{int}(12(T/100)^{1/4}) = 13$.

²¹ A evolução das séries ao longo do tempo e as estatísticas descritivas das variáveis são apresentadas nos Anexos A e B, respectivamente.

²² As três representações do hiato do produto são: y_t^{HP} , para o hiato obtido por meio do filtro HP; y_t^{LT} para o hiato obtido a partir da estimação de um modelo de tendência linear; e y_t^{QT} para o hiato advindo do modelo de tendência quadrática. É incluído como variável instrumental uma segunda defasagem do hiato do produto quando estimado o segundo modelo.

Tabela 1: Testes de raiz unitária

Variável	Regressores Exógenos	ADF (k)	Phillips-Perron	ERS (k)	MZ_{α}^{GLS}	MZ_t^{GLS}
π_t	c	-3,53* (13)	-2,20 ^{n.s}	13,47 ^{n.s} (13)	-2,16 ^{n.s}	-1,02 ^{n.s}
$E_t\pi_{t+1}$	c	-3,74* (11)	-2,71***	18,66 ^{n.s} (11)	-1,15 ^{n.s}	-0,67 ^{n.s}
y_t^{HP}	-	-3,14* (0)	-3,36*	1,56* (0)	-18,05*	-2,95*
y_t^{LT}	-	-2,15** (0)	-2,34**	3,11** (0)	-9,69**	-2,05**
y_t^{QT}	-	-2,95* (0)	-3,15*	1,69* (0)	-16,28*	-2,80*
u_{t-1}	c,t	-4,55* (0)	-4,67*	6,63*** (0)	-27,95*	-3,72*
i_{t-1}	c,t	-5,07* (1)	-2,91 ^{n.s}	1,88* (1)	-48,96*	-4,93*
$\Delta\pi_{t-1}$	c	-3,72* (3)	-4,86*	0,79* (3)	-30,44*	-3,90*

Nota: * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. *** Significativo a 10%. ^{n.s} Não significativo.

Os testes da Tabela 1 mostram que, em geral, pode-se rejeitar a hipótese de raiz unitária nas variáveis analisadas, exceto para as séries de inflação (π_t) e expectativa de inflação ($E_t\pi_{t+1}$), estacionárias apenas quando os testes são realizados em primeira diferença. A presença de quebras estruturais na função de tendência das séries pode levar a não rejeição da hipótese nula de raiz unitária. Para contornar esse problema, utilizou-se o teste desenvolvido por Carrion-i-Silvestre et al. (2009), que baseado nos testes MZ_{α}^{GLS} e MZ_t^{GLS} , é capaz de verificar a estacionariedade das séries sob presença de quebras. Foram consideradas três quebras para este teste. As estatísticas calculadas de MZ_{α}^{GLS} e MZ_t^{GLS} foram, respectivamente, -34.82 e -4.17, para a inflação (π_t), e -140.65 e -8.39 para a expectativa de inflação ($E_t\pi_{t+1}$), o que permite a rejeição da hipótese nula de raiz unitária para as essas séries²³.

2.4.2 Resultados dos modelos estimados²⁴

Antes de proceder com a estratégia sequencial proposta, utilizou-se a estatística F de Cragg-Donald proposta por Stock e Yogo (2005) para verificar qualquer evidência de identificação fraca para os instrumentos. Segundo esse teste, o viés do estimador de Variáveis Instrumentais, em relação ao estimador de MQO, não pode exceder um determinado percentual crítico estabelecido. Além disso, realizou-se o teste de Durbin-Wu-Hausman (DWH) para verificar se as variáveis $E_t\pi_{t+1}$ e y_t são exógenas ou endógenas. Os testes foram realizados

²³ As estatísticas MZ_{α}^{GLS} e MZ_t^{GLS} , calculadas para a série de inflação, foram significantes a um nível de 1%, enquanto que para a expectativa de inflação, o nível de significância foi de 5%.

²⁴ Nesta seção, serão apresentados os resultados do estudo para os modelos I e II, levando-se em conta as três medidas de hiato do produto. Contudo, os resultados do segundo modelo, com o hiato do produto estimado por um modelo de tendência linear não foram apresentados devido a existência de matrizes quase singulares, o que implicou em imprecisão nas estimativas dos parâmetros.

para as especificações (9) e (10) da CPNK estimadas por MQ2E e sem considerar quebras estruturais. Os resultados de ambos os testes podem ser verificados na Tabela 2.

Tabela 2: Testes para variáveis endógenas e instrumentos fracos

Medida de hiato	Modelo I		Modelo II	
	Cragg-Donald	DWH	Cragg-Donald	DWH
HP	60,678**	11,847*	61,165**	20,254*
LT	101,893**	13,099*	102,985**	19,702*
QT	63,095**	12,260*	63,895**	20,312*

Nota: * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. O valor crítico definido por Stock e Yogo (2005) para a estatística F de Cragg-Donald para um nível de significância de 5% é de 15.72.

Segundo o valor da estatística F de Cragg-Donald, para todos os modelos, pode-se rejeitar a hipótese nula de especificação fraca dos instrumentos a um nível de significância de 5%. Já os resultados do teste DWH permitem rejeitar a hipótese nula de não endogeneidade da expectativa de inflação e hiato do produto. Assim, seguindo a metodologia proposta, o primeiro passo é estimar, via MQO, as formas reduzidas:

$$E_t \pi_{t+1} = z_t' \delta_1 + v_{1,t} \quad (20)$$

$$y_t = z_t' \delta_1 + v_{2,t} \quad (21)$$

onde o vetor de instrumentos, z_t' , é composto pelas variáveis π_{t-1} , y_{t-1} , y_{t-2} , $E_{t-1} \pi_t$, u_{t-1} , i_{t-1} , para o primeiro modelo, e π_{t-1} , y_{t-1} , y_{t-2} , $E_{t-1} \pi_t$, u_{t-1} , i_{t-1} , $\Delta \pi_{t-1}$, para o segundo modelo²⁵.

Aplica-se a metodologia de Bai e Perron (1998) para determinar, caso sejam identificadas, o número de quebras e sua localização. Assume-se, dado o tamanho da amostra, um número máximo de duas quebras em cada forma reduzida. O valor da constante ϵ é de 0.1.

O BIC (*Bayesian information criterion*), também conhecido como critério de Schwarz (1978), é utilizado como teste de robustez para a escolha do número de quebras, tanto na forma reduzida, quanto na forma estrutural. O número de quebras é escolhido pela minimização do BIC, dado por:

$$BIC(m) = \ln \left[\min_{T_1, \dots, T_m} S_T(T_1, \dots, T_m; \hat{\beta}(\{T_i\}_{i=1}^m)) / T \right] + m(p+1) \ln(T) / T \quad (22)$$

²⁵ Não foi possível estimar a Eq. 10 com três componentes defasados da variação da inflação devido à presença de matrizes singulares. Assim, foi incluído como instrumento apenas um termo defasado dessa variável.

Os resultados serão apresentados, primeiramente, para o primeiro modelo. A Tabela 3 exibe os resultados para os testes de quebra estrutural nas formas reduzidas (20) e (21). Há fortes evidências de instabilidade nas duas formas reduzidas apresentadas. Os resultados das estatísticas sup-F, F(k+1|k) e BIC indicaram a existência pelo menos duas quebras para as formas reduzidas (20) e (21), considerando as três medidas do hiato do produto²⁶. Para a forma reduzida de $E_t\pi_{t+1}$, as datas das quebras encontradas foram em março de 2003 e agosto de 2006. A forma reduzida de y_t também exibiu evidências de duas quebras: outubro de 2008 e dezembro de 2009.

Tabela 3: Testes para quebras estruturais nas formas reduzidas – Modelo I

Var.	k	HP			LT			QT		
		sup-F	F(k+1 k)	BIC	sup-F	F(k+1 k)	BIC	sup-F	F(k+1 k)	BIC
$E_t\pi_{t+1}$	0	-	-	-1,406	-	-	-1,381	-	-	-1,397
	1	544,80*	29,02*	-2,816	593,01*	32,85*	-2,861	475,26*	24,87**	-2,698
	2	299,53*	15,09 ^{n.s}	-2,697	336,35*	27,04**	-2,767	256,15*	16,39 ^{n.s}	-2,560
y_t	0	-	-	1,422	-	-	1,438	-	-	1,420
	1	35,89*	83,47*	1,419	37,64*	76,79*	1,425	36,56*	82,05*	1,413
	2	70,98*	41,41*	1,136	69,35*	43,57*	1,165	71,63*	35,26*	1,129

Especificação: $z_t' = \delta_1\pi_{t-1} + \delta_2y_{t-1} + \delta_3y_{t-2} + \delta_4E_{t-1}\pi_t + \delta_5u_{t-1} + \delta_6i_{t-1} + v_t'$

Nota: * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. ^{n.s} Não significativo.

O próximo passo é considerar a forma estrutural da CPNK. Como as formas reduzidas mostraram-se instáveis, testa-se a existência de quebras em cada $m+1$ subamostras da forma estrutural. Foi verificada a presença de duas quebras em cada forma reduzida. Dessa forma, na união dos resultados, têm-se quatro quebras e, portanto, cinco subamostras: 2002.02 a 2003.03; 2003.04 a 2006.08; 2006.09 a 2008.10; 2008.11 a 2009.12; e 2010.01 a 2013.12. Utilizando a estratégia sequencial, as estimativas mostram que há apenas uma quebra adicional estatisticamente significativa na forma estrutural. Essa quebra foi encontrada na subamostra que compreende o intervalo de 2003.04 a 2006.08. A Tabela 5 sumariza os resultados encontrados.

²⁶ Para $k = 2$, a estatística F(3|2) testa a hipótese nula de duas quebras, contra a hipótese alternativa de 3 quebras. Como visto na Tabela 3, a hipótese nula foi rejeitada a 5% de significância. Nesse caso, rejeita-se a hipótese alternativa de três quebras, assim, a forma reduzida, segundo a estatística F(k+1|k), possui duas quebras.

Tabela 4: Testes para quebras estruturais na CPNK – Modelo I

Intervalo	HP				LT				QT			
	UD-F		UD-W		BIC		UD-F		UD-W		BIC	
	0:1	0:1	$m = 0$	$m = 1$	0:1	0:1	$m = 0$	$m = 1$	0:1	0:1	$m = 0$	$m = 1$
2002.02-2003.03	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
2003.04-2006.08	37,28*	43,23*	-0,77	-1,16	40,83*	49,32*	-0,73	-1,17	39,57*	49,34*	-0,54	-0,73
2006.09-2008.10	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
2008.11-2009.12	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
2010.01-2013.12	14,49 ^{n.s}	56,78*	-2,75	-2,73	11,11 ^{n.s}	46,10*	-2,68	-2,60	13,51 ^{n.s}	54,32*	-2,73	-2,70

Especificação: $\pi_t = c_0 + \alpha_f E_t \pi_{t+1} + \alpha_b \pi_{t-1} + \alpha_y y_t + \eta_t$

Nota: * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. ^{n.s} Não significativo.

As amostras que compreendem os intervalos de 2002.02 a 2003.03, 2006.09 a 2008.10 e 2008.11 a 2009.12 foram muito pequenas para que permitisse a aplicação do método, de modo que a existência de quebras não foi testada nesses intervalos. Para o período de 2003.04 a 2006.08, todos os testes para identificação de mudança nos parâmetros foram significativos a 1%, dando indícios da presença de, ao menos, uma quebra estrutural neste intervalo (2004.05). Os valores das estatísticas UD-F não foram significantes para a última subamostra (2010.01 a 2013.06). O critério BIC também indicou a ausência de quebras no período. Portanto, a união de todas as quebras identificadas na forma estrutural e na forma reduzida é: 2003.03; 2004.05; 2006.08; 2008.10; e 2009.12.

Com o número de quebras e suas localizações estabelecidas, o próximo passo proposto pela metodologia de Hall *et al.* (2012) é testar, por meio da estatística de Wald, se as quebras estimadas das formas reduzidas são também pontos de quebra na forma estrutural. Ressalta-se que as informações dos pontos de quebra encontrados anteriormente (2003.03, 2004.05, 2006.08, 2008.10, e 2009.12) são incorporadas à equação estrutural, de modo que os intervalos utilizados nesta etapa são determinados pelas estimativas dessas datas. Verifica-se, em primeiro lugar, se na amostra que compreende o período de 2002.02 a 2004.05, há uma quebra em 2003.03. Em segundo lugar, testa-se se há uma quebra em 2006.08 no período entre 2004.05 a 2008.10. Em seguida, o período amostral de 2006.08 a 2009.12 é testado para a presença de uma quebra em 2008.10. Por fim, é verificado se entre 2008.10 e 2013.12 há uma quebra em 2009.12. Os resultados desta etapa são mostrados na coluna “Quebra pré-estimada”, na Tabela 5.

Tabela 5: Teste de Wald para quebras em comum – Modelo I

Intervalo	HP		LT		QT	
	Quebra pré-estimada	Quebra reestimada	Quebra pré-estimada	Quebra reestimada	Quebra pré-estimada	Quebra reestimada
2002.02 - 2004.05	2003.03 44,790*	2003.10 492,649*	2003.03 33,901*	2003.10 348,833*	2003.03 44,012*	2003.10 540,471*
2004.06 - 2008.10	2006.08 37,668*	2005.10 55,257*	2006.08 43,875*	2005.10 62,900*	2006.08 40,951*	2005.11 59,900*
2006.09 - 2009.12	2008.10 7,823 ^{n.s}	2008.12 43,553*	2008.10 7,885 ^{n.s}	2007.10 19,731*	2008.10 7,726 ^{n.s}	2008.12 43,453*
2008.11 - 2013.12	2009.12 4,652 ^{n.s}	2010.09 29,147*	2009.12 1,685 ^{n.s}	2011.09 29,405*	2009.12 3,686 ^{n.s}	2010.09 27,399*

Especificação: $\pi_t = c_0 + \alpha_f E_t \pi_{t+1} + \alpha_b \pi_{t-1} + \alpha_y y_t + \eta_t$

Nota: * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. ^{n.s} Não significativo. O resultado para a estatística de Wald está localizado abaixo dos pontos de quebra.

Os intervalos que apresentaram quebras estatisticamente significantes nesta última etapa são utilizados para reestimar os verdadeiros pontos de quebras, que são comuns em ambas as formas reduzida e estrutural. Para um maior rigor nos resultados, só foram considerados válidos os pontos de quebra com nível de significância de 1% e 5%. As estatísticas de Wald não foram significantes para as datas de quebra pré-estimadas de 2008.10 e 2009.12. Assim, os intervalos que contem essas datas não são considerados para a determinação dos pontos de quebra. Como os dois primeiro intervalos da Tabela 6 obtiveram quebra pré-estimada significativa a 1%, então as datas das quebras foram reestimadas. Os novos pontos de quebra são 2003.10 e 2005.10.

Com base nos resultados apresentados acima, observa-se que a metodologia sequencial permitiu a identificação de três pontos de mudança estrutural na CPNK expressa pela Eq. (9). Duas quebras são comuns à forma estrutural e reduzida (2003.10 e 2005.10), e uma quebra está presente apenas na forma estrutural (2004.05).

O segundo modelo (Eq. 10) inclui, além das variáveis exógenas do primeiro modelo, a variação da inflação em $t-1$. O procedimento metodológico para localização dos pontos de quebra é o mesmo utilizado no primeiro modelo. Os testes para estabilidade da forma reduzida do segundo modelo também indicaram a presença de duas quebras: 2003.03 e 2004.07, para a série $E_t \pi_{t+1}$; e 2008.10 e 2010.01 para a série y_t . As estatísticas sup-F e F(k+1|k) sugeriram duas quebras, nas duas formas reduzidas, enquanto que o critério BIC indicou a presença de apenas uma quebra na Eq. (20) e duas quebras na Eq. (21). Os resultados podem ser vistos na Tabela 6, abaixo.

Tabela 6: Testes para quebras estruturais nas formas reduzidas – Modelo II

Var.	k	HP			QT		
		sup-F	F(k+1 k)	BIC	sup-F	F(k+1 k)	BIC
$E_t\pi_{t+1}$	0	-	-	-1,381	-	-	-1,372
	1	537,87*	33,11*	-2,759	464,77*	34,84*	-2,633
	2	299,50*	20,51 ^{n.s}	-2,623	256,92*	20,48 ^{n.s}	-2,488
y_t	0	-	-	1,441	-	-	1,436
	1	36,82*	100,10*	1,464	38,19*	97,64*	1,450
	2	80,69*	51,93*	1,139	82,71*	42,53*	1,120

Especificação: $z'_t = \delta_1\pi_{t-1} + \delta_2y_{t-1} + \delta_3y_{t-2} + \delta_4E_{t-1}\pi_t + \delta_5u_{t-1} + \delta_6i_{t-1} + \delta_7\Delta\pi_{t-1} + v'_t$

Nota: * Significativo a 1%. ^{n.s} Não significativo.

As quebras encontradas nas formas reduzidas (2003.03, 2004.07, 2008.10 e 2010.01) são utilizadas para definir as subamostras que serão testadas para a presença de quebras na forma estrutural. As estimativas para esta etapa podem ser observadas na Tabela 7.

Tabela 7: Testes para quebras estruturais na CPNK – Modelo II

Intervalo	HP				QT			
	UD-F		UD-W		UD-F		UD-W	
	0:1	0:1	$m=0$	$m=1$	0:1	0:1	$m=0$	$m=1$
2002.02-2003.03	-	-	-	-	-	-	-	-
2003.04-2004.07	-	-	-	-	-	-	-	-
2004.08-2008.10	18,43 ^{n.s}	26,28*	-2,31	-2,30	21,61**	30,27*	-2,32	-2,35
2008.11-2010.01	-	-	-	-	-	-	-	-
2010.02-2013.12	6,45 ^{n.s}	35,24*	-3,11	-2,86	6,43 ^{n.s}	25,10*	-3,10	-2,84

Especificação: $\pi_t = c_0 + \alpha_f E_t\pi_{t+1} + \alpha_b\pi_{t-1} + \alpha_{b1}\Delta\pi_{t-1} + \alpha_y y_t + \eta_t$

Nota: * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. ^{n.s} Não significativo.

A análise das estatísticas calculadas para o modelo com medida de hiato calculada por meio do filtro HP, y_t^{HP} , não oferecem indícios da presença de parâmetros variando no tempo apenas na forma estrutural. Já para a especificação com o hiato y_t^{QT} , os testes UD-F e UD-W foram significantes, indicando a existência de uma quebra estrutural em dezembro de 2005, resultado corroborado pelo critério BIC. Como esse modelo apresentou uma quebra na forma estrutural, resultado não compartilhado pelo modelo com y_t^{HP} , o teste de Wald para reestimação das quebras utiliza intervalos diferentes (Tabela 8).

Tabela 8: Teste de Wald para quebras em comum – Modelo II

HP			QT		
Intervalo	Quebra pré-estimada	Quebra reestimada	Intervalo	Quebra pré-estimada	Quebra reestimada
2002.02 - 2004.07	2003.03 24,546*	2003.10 216,886*	2003.04 - 2005.12	2003.03 22,363*	2003.10 322,775*
2003.04 - 2008.10	2004.07 9,828 ^{n.s}	2005.10 22,248*	2003.04 - 2005.12	2004.07 10,110 ^{n.s}	2003.09 14,560**
2004.08 - 2010.01	2008.10 6,500 ^{n.s}	2007.01 31,652*	2006.01 - 2010.01	2008.10 14,763**	2006.11 15,745*
2008.11 - 2013.12	2010.01 8,732 ^{n.s}	2010.08 16,136*	2008.11 - 2013.12	2010.01 8,634 ^{n.s}	2010.08 15,477*

Especificação: $\pi_t = c_0 + \alpha_f E_t \pi_{t+1} + \alpha_b \pi_{t-1} + \alpha_{b1} \Delta \pi_{t-1} + \alpha_y y_t + \eta_t$

Nota: * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. ^{n.s} Não significativo. O valores abaixo dos pontos de quebras pré-estimadas e reestimadas referem-se à estatística de Wald.

O modelo com y_t^{HP} apresentou quebra pré-estimada significante a 5% apenas para a subamostra de 2002.02 a 2004.07²⁷. Este intervalo é, portanto, utilizado para reestimar a data de quebra comum às formas reduzida e estrutural. A estatística de Wald foi significativa a 1% para a data reestimada 2003.10. Como não foram encontradas quebras na forma estrutural para este modelo, esta é a única quebra verificada.

Os intervalos com quebras pré-estimadas significativas, para o modelo com y_t^{QT} , foram 2003.04-2005.12 e 2006.01-2010.01. As datas reestimadas das quebras comuns à forma estrutural e reduzida foram outubro de 2003 e novembro de 2006. A quebra presente apenas na forma estrutural está localizada em dezembro de 2005.

As Tabelas 10 e 11 resumizam os resultados das estimativas dos parâmetros da CPNK para as especificações (9) e (10), respectivamente, em cada uma das medidas de hiato do produto utilizadas. Os intervalos foram determinados segundo os pontos de quebra encontrados, para cada modelo. A principal análise a ser feita é o estudo dos coeficientes α_f e α_b , que são os componentes *forward-looking* e *backward-looking* dos modelos.

Primeiramente, observa-se que as estimativas dos parâmetros relacionados a $E_t \pi_{t+1}$ e π_{t-1} apresentaram valores positivos e um alto nível de significância²⁸. No primeiro modelo, há fortes evidências de três pontos de mudança estrutural, ocorridas em outubro de 2003, maio de 2004 e outubro de 2005. Na primeira quebra, a partir de 2003.10, o comportamento *forward-looking* dos agentes se tornou predominante, enquanto houve uma redução da importância do comportamento *backward-looking*. Em outras palavras, a taxa de inflação pareceu ter se tornado

²⁷ Mais uma vez, o nível de significância mínimo para que o intervalo da quebra pré-estimada seja válido é de 5%. Este critério também é adotado por Hall *et al.* (2012).

²⁸ Exceto para intervalo de 2003.08 a 2004.05, no modelo com tendência quadrática e variação de inflação.

mais sensível às expectativas dos agentes acerca da inflação futura, havendo uma redução do aspecto inercial da inflação.

A crise de confiança ocorrida em 2002 juntamente com o aumento da aversão ao risco dos investidores externos elevou de maneira significativa a inflação, que atingiu um pico de 17,24% em maio de 2003. Iniciou-se, em outubro de 2003 (primeiro ponto de quebra), um processo de forte redução da taxa de inflação, que se extinguiu em maio de 2004 (segundo ponto de quebra). Entre 2004.06 e 2005.10 o comportamento da inflação apresenta variações, com períodos de alta e baixa. O modelo com y_t^{HP} mantém a relação anterior, dando maior importância ao componente *forward-looking*, enquanto que os demais modelos dão maior peso à inflação em $t-1$, como determinante da inflação em t .

A partir de novembro de 2005, o comportamento *backward-looking* da inflação volta a ser o fator mais importante na determinação da inflação. Neste caso, os agentes acreditam que a inflação em t está fortemente atrelada à inflação passada, tendo, a inflação esperada, um papel reduzido na determinação da inflação.

No segundo modelo, o componente *backward-looking* tem papel fundamental, enquanto que a influência do componente *forward-looking* é quantitativamente menor. O primeiro ponto de quebra da CPNK apresentada no segundo modelo, está localizado em período de acentuada queda da inflação. Já a terceira quebra para o modelo com QT (2006.11), ainda não tinha sido verificada nos modelos anteriores. Nesta data, uma série de quedas na taxa de inflação, ocorrida desde janeiro de 2006, foi interrompida.

Tabela 9: Estimativa da CPNK – Modelo I

Parâmetro	Medidas do hiato do produto											
	HP				LT				QT			
	2002.02 2003.10	2003.11 2004.05	2004.06 2005.10	2005.11 2013.12	2002.02 2003.10	2003.11 2004.05	2004.06 2005.10	2005.11 2013.12	2002.02 2003.10	2003.11 2004.05	2004.06 2005.10	2005.11 2013.12
c_0	-0,34* (0,01)	-3,11* (0,08)	-1,42* (0,03)	-0,12* (0,01)	-0,43* (0,01)	-3,36* (0,09)	0,6* (0,03)	-0,44* (0,01)	-0,4* (0,01)	-3,15* (0,09)	-0,72* (0,03)	-0,17* (0,01)
$E_t\pi_{t+1}$	0,36* (0,04)	0,84* (0,23)	0,78* (0,09)	0,09* (0,01)	0,36* (0,04)	0,87* (0,25)	0,4* (0,08)	0,17* (0,02)	0,36* (0,04)	0,88* (0,25)	0,57* (0,08)	0,1* (0,01)
π_{t-1}	0,82* (0,04)	0,65* (0,04)	0,63* (0,09)	0,94* (0,01)	0,82* (0,04)	0,66* (0,04)	0,69* (0,09)	0,92* (0,01)	0,83* (0,04)	0,65* (0,04)	0,65* (0,09)	0,94* (0,01)
y_t	-0,05 ^{n.s} (0,04)	0,16 ^{n.s} (0,10)	-0,38* (0,10)	0,02** (0,01)	-0,05 ^{n.s} (0,04)	0,16** (0,08)	-0,33* (0,08)	0,02** (0,01)	-0,03 ^{n.s} 0,04	0,18 ^{n.s} 0,11	-0,36* 0,09	0,02** 0,01

Especificação: $\pi_t = c_0 + \alpha_f E_t\pi_{t+1} + \alpha_b \pi_{t-1} + \alpha_y y_t + \eta_t$

Nota: * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. ^{n.s} Não significativo. O desvio padrão de cada estimativa é mostrado no termo entre parênteses.

Tabela 10: Estimativa da CPNK – Modelo II

Parâmetro	Medidas do hiato do produto					
	HP		QT			
	2002.02 2003.09	2003.10 2013.12	2002.02 2003.09	2003.10 2005.11	2005.12 2006.11	2006.12 2013.13
c_0	-0,42* (0,02)	-0,1* (0,01)	-0,45* (0,02)	0,77* (0,02)	-1,64* (0,06)	0,08* (0,01)
$E_t\pi_{t+1}$	0,39* (0,06)	0,23* (0,01)	0,39* (0,06)	0,23* (0,06)	0,36 ^{n.s.} (0,22)	0,08* (0,02)
π_{t-1}	0,81* (0,04)	0,81* (0,01)	0,81* (0,04)	0,69* (0,06)	0,97* (0,09)	0,92* (0,01)
$\Delta\pi_{t-1}$	-0,09 ^{n.s.} (0,18)	0,49* (0,09)	-0,08 ^{n.s.} (0,18)	0,36** (0,14)	-0,16 ^{n.s.} (0,28)	0,46* (0,09)
y_t	-0,05 ^{n.s.} (0,04)	0,01 ^{n.s.} (0,01)	-0,05 ^{n.s.} (0,04)	0,03 ^{n.s.} (0,08)	-0,4 ^{n.s.} (0,22)	0,01 ^{n.s.} (0,01)

Especificação: $\pi_t = c_0 + \alpha_f E_t\pi_{t+1} + \alpha_b \pi_{t-1} + \alpha_{b1} \Delta\pi_{t-1} + \alpha_y y_t + \eta_t$

Nota: * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. ^{n.s.} Não significativo. O desvio padrão de cada estimativa é mostrado no termo entre parênteses.

2.5 Considerações finais

Este estudo teve como objetivo estimar uma versão da curva de Phillips Novo Keynesiana com regressores endógenos e parâmetros variando no tempo, assim como identificar possíveis quebras estruturais desconhecidas, no período de 2002.02 a 2013.12. A estratégia econométrica foi baseada no estudo de Hall *et al.* (2012), os quais utilizam uma extensão da estrutura desenvolvida por Bai e Perron (1998) para modelos lineares com regressores endógenos, via MQ2E, abrangendo os casos em que a forma reduzida é estável ou instável.

A primeira parte do trabalho consistiu em aplicar uma estratégia sequencial em que a forma reduzida é testada inicialmente para identificar possíveis pontos de quebra. Então, esta informação é incorporada na estimativa da equação estrutural. Foram estimados dois modelos e utilizadas três medidas do hiato do produto. Os resultados para o primeiro modelo sugerem que, no período de fevereiro de 2002 a dezembro de 2013, há três períodos em que os parâmetros da CPNK para o Brasil variam no tempo: outubro de 2003; maio de 2004 e outubro de 2005. A localização dos dois primeiros pontos de mudança estrutural, para ambos os modelos estudados, está em um período de intensa mudança no comportamento dos agentes econômicos em relação à inflação e sua expectativa.

Inicia-se, em 2003, o primeiro período do governo Lula. A expectativa dos agentes quanto à política econômica que seria adotada no novo governo criou um clima de instabilidade, sendo este um dos fatores que elevou a expectativa de inflação no fim de 2002. Ao longo do ano de 2003, as expectativas dos agentes são reajustadas e há uma redução da inflação e sua expectativa. O segundo período de quebra estrutural, para o primeiro modelo, dar-se em maio de 2004. Neste mês, há uma mudança no comportamento da inflação, que vinha em queda constante desde agosto de 2003, e apresenta uma tendência de alta até abril de 2005.

Os resultados das estimativas dos parâmetros para o primeiro modelo, em cada um dos intervalos determinados pelas quebras estruturais, indicaram que a expectativa de inflação exerceu maior influência sobre a inflação, no período entre setembro de 2011 e maio de 2005. Enquanto que, para os períodos posteriores, o componente *backward-looking* da inflação exerceu maior força. O *trade-off* de curto prazo entre a inflação e o hiato do produto apenas foi verificado no primeiro modelo, para o período entre 2004.06 e 2005.10.

Referências

- ANDREWS, D.W.K.; Tests for parameter instability and structural change with unknown change point. **Econometrica** v. 61, 1993.
- BAI, J.; PERRON, P. Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. **Econometrica**, v. 66, n. 1, 1998.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. Histórico de metas para a inflação no Brasil. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/Pec/metas/TabelaMetaseResultados.pdf>. Acesso em: 02 de ago. 2013.
- BERENTSEN, A.; MENZIO, G.; Wright, R. 2011. Inflation and Unemployment in the Long Run. **American Economic Review**. V. 101. 2011
- BLANCHARD, O.; GALÍ, J. Real wage rigidities and the new Keynesian model. **Journal of Money, Credit and Banking**, p. 35–65, 2007.
- CLARIDA, R.; Gali, J.; ERTLER, M. The science of monetary policy: a new Keynesian perspective. **Journal of Economic Literature**, v. 37, n. 4, 1999.
- DIVINO, J. A.; MAZALI, A. A. Real Wage Rigidity and the New Phillips Curve: the Brazilian Case. **Revista Brasileira de Economia**. v. 64, p. 291-306, 2010.
- ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**, v. 64, n. 4, 1996.
- FASOLO, A. M.; PORTUGAL, M. S. Imperfect Rationality and Inflationary Inertia: A new estimation of the Phillips Curve for Brazil. **Estudos Econômicos**. Instituto de Pesquisas Econômicas, São Paulo, v. 34, 2004.
- FONSECA NETO, F. A. Persistência inflacionária e curva de Phillips novo-keynesiana para o Brasil. **Revista de Economia Política**, vol. 30, n. 2 (118), p. 310-328, 2010.
- FUHRER, J. C.; MOORE, G.R. Inflation Persistence. **Quarterly Journal of Economics**, p. 127–59, 1995.
- FUHRER, J. C. The (Un) importance of forward-looking behavior in price specifications. **Journal of Money, Credit, and Banking**, p. 338–50, 1997.
- GALÍ, J.; GERTLER, M. Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis. **Journal of Monetary Economics**, p. 195–222, 1999.
- GALÍ, J. The Return of the Wage Phillips Curve. **Journal of the European Economic Association**, v. 9, p. 436–461, 2011.
- HALL, A.R.; HAN, S.; BOLDEA, O. Inference regarding multiple structural changes in linear models with endogenous regressors. **Journal of Econometrics**, v. 170, 2012.

HODRICK, R.J; PRESCOTT E. C. Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. **Journal of Money, Credit, and Banking**, v. 29, 1997.

KARANASSOU, M.; SALA, H.; SNOWER, D. J. Long-run inflation-unemployment dynamics: The Spanish Phillips curve and economic policy. **Journal of Policy Modeling**, v.30. p. 279–300, 2008

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.

LINDÉ, J. Estimating new-keynesian Phillips curves: a full information maximum likelihood approach. **Journal of Monetary Economics**, p.1135–49, 2005.

LUCAS, R. E. Jr. Econometric policy evaluation: a critique. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, 1976.

MANKIW, N. G. The Inexorable and Mysterious Tradeoff Between Inflation and Unemployment. **The Economic Journal**, v. 111. 2001.

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

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; 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.

PHILLIPS, A. W. The relationship between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861-1957. **Economic**. pag. 283-299, 1958.

ROBERTS, J. M. How well does new keynesian sticky-price model fit the data? **Contributions to Macroeconomics**, p. 1–37, 2005.

RUDD, J.; WHELAN, K. New Tests of the New Keynesian Phillips Curve. **Journal of Monetary Economics**, p. 1167–81, 2005.

RUDEBUSCH, G. D. Assessing nominal income rules for monetary policy with model and data uncertainty. **The Economic Journal**, p. 402–32, 2002.

SBORDONE, A. M. Prices and Unit Labor Costs: A new test of price stickiness. **Journal of Monetary Economics**, p. 265–92, 2002.

SBORDONE, A. M. Do expected future marginal costs drive inflation dynamics? **Journal of Monetary Economics**, p.1183–97, 2005.

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

STOCK, J.H.; YOGO, M. Testing for weak instruments in linear IV regression. **Identification and Inference for Econometric Models**. New York: Cambridge University Press; 2005.

SVENSSON, L. E. O. Open-economy inflation targeting. **Journal of International Economics**, p.155–183, 2000.

ROEGER, W.; HERZ, B. Traditional versus New Keynesian Phillips Curves: Evidence from Output Effects. **International Journal of Central Banking**, v. 8, 2012.

ZHANG, C.; OSBORN, D.; KIM, D. The new Keynesian Phillips curve: from sticky inflation to sticky prices. **Journal of Money, Credit and Banking**, p. 667–699, 2008.

Anexo A - Evolução das variáveis do modelo

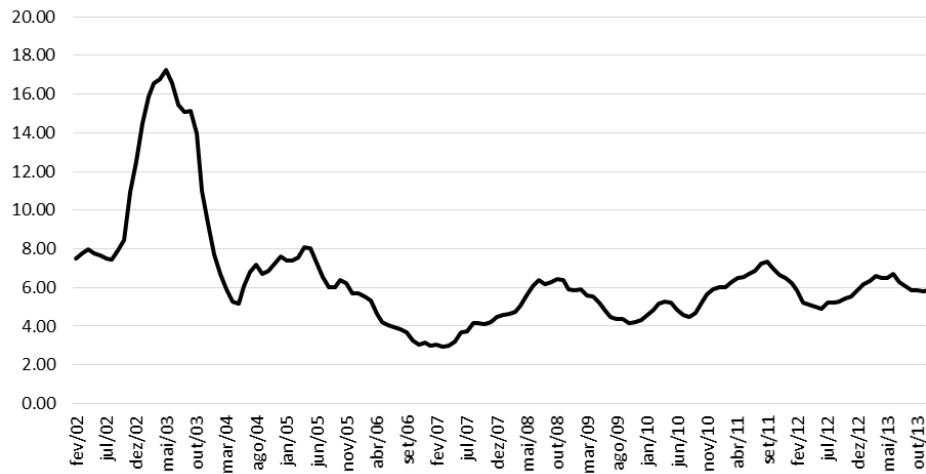


Figura A1: Inflação (π_t)

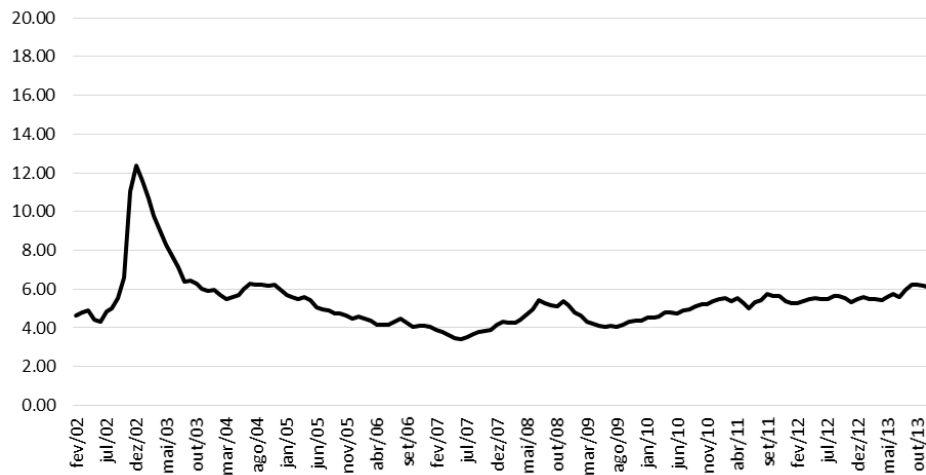


Figura A2: Expectativa de inflação ($E_t \pi_{t+1}$)

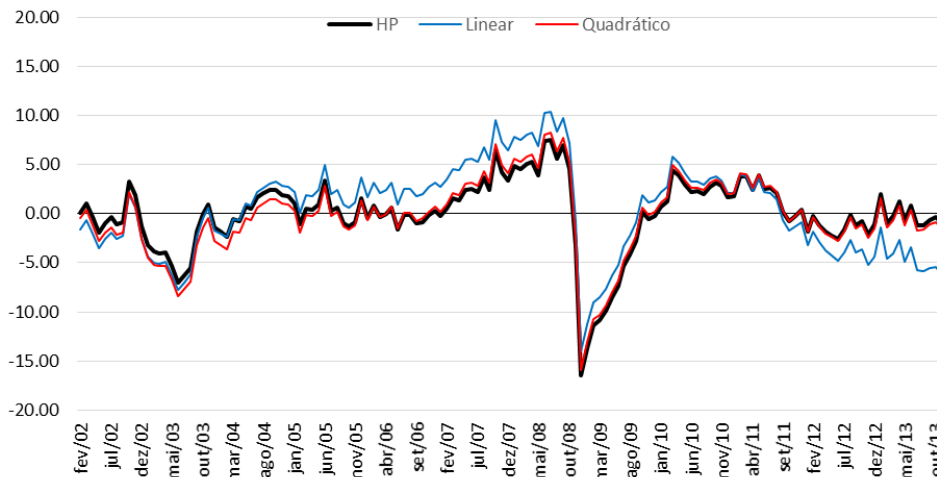


Figura A3: Hiato do produto ($y_t^{HP}, y_t^{LT}, y_t^{QT}$)

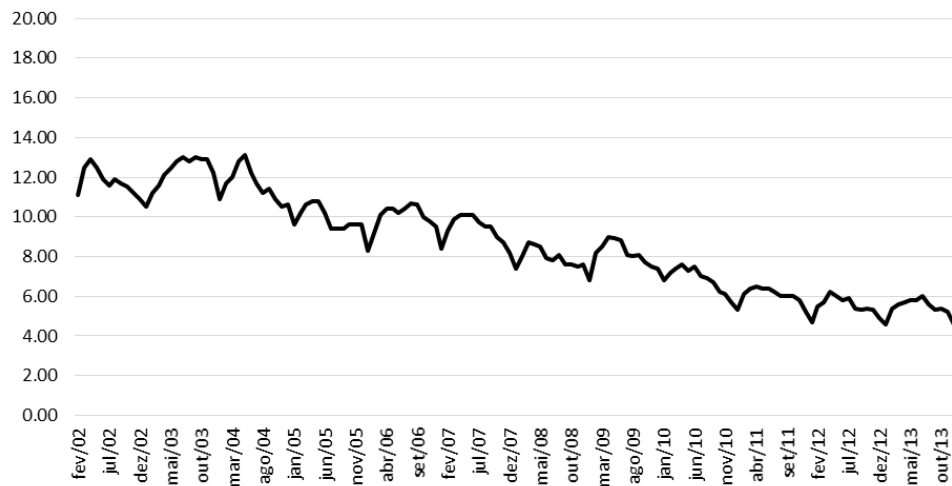


Figura A4: Taxa de desemprego (u_t)

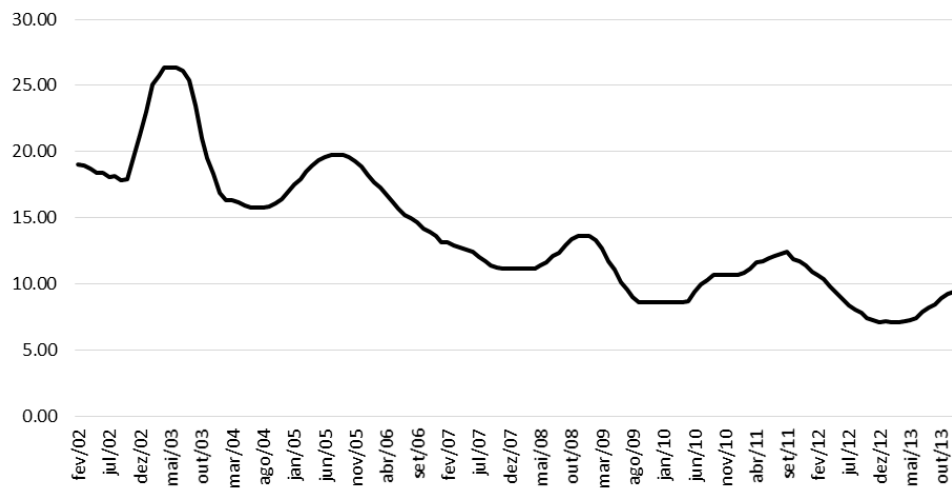


Figura A5: Taxa Selic (i_{t-1})

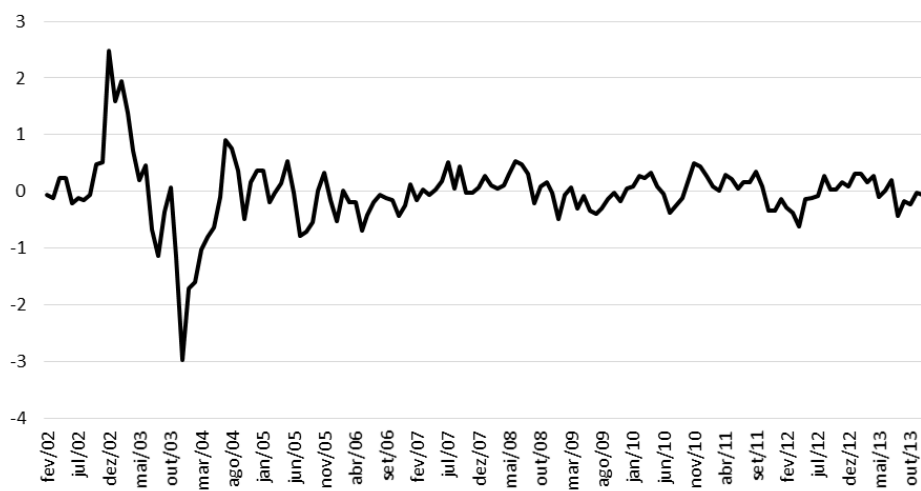


Figura A6: Variação da inflação ($\Delta\pi_{t-1}$)

Anexo B – Estatísticas descritivas

Tabela A1: Estatísticas descritivas das variáveis do modelo

Variável	Obs	Média	Mediana	Std. Dev	Min	Max
π_t	143	6.524	5.909	2.965	2.957	17.235
$E_t\pi_{t+1}$	143	5.329	5.260	1.426	3.410	12.380
y_t^{HP}	143	-0.085	0.011	3.704	-16.495	7.493
y_t^{LT}	143	0.269	1.134	4.629	-13.981	10.309
y_t^{QT}	143	-0.250	-0.157	3.904	-15.881	8.188
u_{t-1}	143	8.710	8.700	2.433	4.600	13.100
i_{t-1}	143	13.836	12.430	4.845	7.110	26.320
$\Delta\pi_{t-1}$	143	-0.013	0.011	0.568	-2.965	2.487