

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

WELLINGTON GONÇALVES RODRIGUES

MUDANÇAS DE REGIMES NA FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BANCO CENTRAL DO
BRASIL: UMA ABORDAGEM UTILIZANDO MARKOV REGIME SWITCHING

SÃO PAULO

2015

WELLINGTON GONÇALVES RODRIGUES

MUDANÇAS DE REGIMES NA FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BANCO CENTRAL DO
BRASIL: UMA ABORDAGEM UTILIZANDO MARKOV REGIME SWITCHING

Dissertação apresentada à Escola de
Economia de São Paulo da Fundação Getúlio
Vargas, como requisito para obtenção do título
de Mestre em Economia.

Linha de Pesquisa: Macroeconomia Financeira

Orientador: Prof. Dr. Rogério Mori

SÃO PAULO

2015

Rodrigues, Wellington Gonçalves.

Mudanças de Regimes na Função de Reação do Banco Central do Brasil: uma abordagem utilizando Markov Regime Switching / Wellington Gonçalves Rodrigues. - 2015.

74 f.

Orientador: Rogério Mori

Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo.

1. Política monetária - Brasil. 2. Regra de Taylor. 3. Inflação - Brasil. 4. Markov, Processos de. I. Mori, Rogério. II. Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo. III. Título.

CDU 336.74(81)

WELLINGTON GONÇALVES RODRIGUES

MUDANÇAS DE REGIMES NA FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BANCO CENTRAL DO
BRASIL: UMA ABORDAGEM UTILIZANDO MARKOV REGIME SWITCHING

Dissertação apresentada à Escola de
Economia de São Paulo da Fundação Getúlio
Vargas, como requisito para obtenção do título
de Mestre em Economia.

Linha de Pesquisa: Macroeconomia Financeira

Data de Aprovação:

____/____/____

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Rogério Mori (Orientador)
FGV-EESP

Prof. Dr. Émerson Fernandes Marçal
FGV-EESP

Prof. Dr. Sérgio Goldbaum
FGV-EAESP

AGRADECIMENTOS

No desenvolvimento deste trabalho pude contar com o apoio de pessoas especiais, que não pouparam esforços para me ajudar a cumprir este objetivo. A estas pessoas gostaria de expressar meu breve e sincero agradecimento:

À Deus, que em sua imensa bondade, amor e amizade, confere sentido à minha vida e jamais cessa de me indicar o caminho a seguir em todos os momentos.

Ao meu orientador, o Prof. Dr. Rogério Mori, que se mostrou sempre acessível e comprometido com o desenvolvimento deste trabalho, não só durante nossas discussões e esclarecimentos, mas também indicando a melhor forma de estabelecer a ponte entre a teoria e a realidade econômica.

Ao Prof. Dr. Emerson Marçal por sua disponibilidade, atenção e apoio no desenvolvimento da modelagem econométrica deste trabalho.

Finalmente, mas não menos importante, à minha esposa Danielle, que diariamente está ao meu lado nesta aventura que é viver e me motiva sempre a expandir as fronteiras do possível em cada desafio que se apresenta.

RESUMO

O presente trabalho busca identificar a ocorrência, duração e probabilidades de transição de diferentes regimes na condução da política monetária no Brasil a partir da implantação do sistema de metas de inflação em 1999.

A estimação da função de reação do Banco Central do Brasil é realizada a partir de uma Regra de Taylor *forward looking* para uma economia aberta, onde utilizamos a metodologia *Markov Regime Switching* para caracterizar de forma endógena os diferentes regimes de política monetária.

Os resultados obtidos indicam a ocorrência de três regimes distintos de política monetária a partir da implantação do sistema de metas de inflação no Brasil. O primeiro regime ocorre durante 21% do período estudado e se caracteriza pela não aderência ao princípio de Taylor e discricionariedade da autoridade monetária, que reage demonstrando maior sensibilidade ao hiato do produto. O segundo regime é o de maior duração, ocorre durante 67% do período estudado, e se caracteriza pela aderência ao princípio de Taylor e equilíbrio nos pesos atribuídos pelo Banco Central tanto ao hiato do produto como ao desvio das expectativas de inflação com relação à meta. Já o terceiro regime ocorre durante 12% do período estudado e se caracteriza não somente pela aderência ao princípio de Taylor, como também por uma maior aversão ao desvio das expectativas de inflação com relação à meta.

Palavras-chave: Regra de Taylor, Política Monetária, Metas de Inflação, *Markov Regime Switching*

ABSTRACT

The goal of this paper is to identify the occurrence, duration and transition probabilities of different monetary policy regimes in Brazil since the implementation of the inflation-targeting regime in 1999.

To estimate the reaction function of the Central Bank of Brazil, a forward looking Taylor Rule for an open economy is adopted and a Markov Regime Switching methodology applied in order to allow for endogenous regime switches in monetary policy.

The results indicate the presence of three distinct monetary policy regimes since the implementation of the inflation-targeting regime in Brazil. The first regime occurs during 21% of the studied period and is characterized by a discretionary approach not following the Taylor Rule and a stronger focus in the reaction to the output gap. A balance in the weights given to the output gap and inflation expectations deviation from target and the adherence to the Taylor Rule characterizes the second regime, which is present in 67% of the time. The third regime is characterized not only by its adherence to the Taylor Rule but also by a stronger focus in the reaction to the deviation of inflation expectations from the target, being present in 12% of time.

Keywords: Taylor Rule, Monetary Policy, Inflation Targeting, Markov Regime Switching

LISTA DE FIGURAS

Fig. 01 - Taxa SELIC e desvio das expectativas de Inflação com relação à meta	29
Fig. 02 - Taxa SELIC e hiato do produto	32
Fig. 03 - Taxa SELIC e índice da taxa de câmbio efetiva real	33
Fig. 04 - Regimes de Política Monetária: β e θ variando entre regimes	38
Fig. 05 - Regimes de Política Monetária: β , θ e ρ variando entre regimes	43
Fig. 06 - Série Taxa SELIC	59
Fig. 07 - Série Inflação Acumulada 12 meses	59
Fig. 08 - Série Expectativa de Inflação	60
Fig. 09 - Série Desvio das Expectativas de Inflação com Relação à meta	60
Fig. 10 - Série Meta de Inflação	61
Fig. 11 - Série Produto Potencial	61
Fig. 12 - Série Produção Industrial Dessazonalizada	62
Fig. 13 - Série Hiato do Produto	62
Fig. 14 - Série índice da taxa de câmbio efetiva real	63
Fig. 15 - Série variação da taxa de câmbio efetiva real	63
Fig. 16 - Série Taxa câmbio nominal	64
Fig. 17 - Série variação da taxa de câmbio nominal	64
Fig. 18- Ajustamento do modelo com coeficientes constantes à Taxa SELIC	65
Fig. 19 - Ajustamento do modelo com coeficientes β e θ sujeitos à mudança de regimes	67
Fig. 20 - Funções de autocorrelação dos resíduos: modelo com coeficientes β e θ sujeitos à mudança de regimes	67
Fig. 21 - Ajustamento do modelo com coeficientes β , θ e ρ sujeitos à mudança de regimes	70
Fig. 22 - Funções de autocorrelação dos resíduos: modelo com coeficientes β , θ e ρ sujeitos à mudança de regimes	70
Fig. 23 - Regimes de Política Monetária: β , θ e ρ variando entre regimes utilizando câmbio nominal	72

LISTA DE TABELAS

Tab. 01 - Desvios de expectativa de inflação com relação à meta e taxa SELIC	31
Tab. 02 - Correlação hiato do produto em t-1 e taxa SELIC	33
Tab. 03 - Correlação índice da taxa de câmbio real e taxa SELIC	34
Tab. 04 - Coeficientes constantes estimados para a função de reação do BCB	35
Tab. 05 - Estimação do modelo com 03 regimes: modelo base	37
Tab. 06 - Matriz de transição de probabilidades: modelo base	40
Tab. 07 - Estimação do modelo com 03 regimes: modelo ajustado	42
Tab. 08 - Duração e probabilidade dos regimes: modelo ajustado	45
Tab. 09 - Matriz de transição de probabilidades: modelo ajustado	46
Tab. 10 - Teste de raiz unitária: variáveis do modelo	57
Tab. 11 - Relações de cointegração entre as variáveis	58
Tab. 12 - Estatísticas básicas: taxa SELIC e inflação	59
Tab. 13 - Estatísticas básicas: expectativa de inflação	60
Tab. 14 - Estatísticas básicas: meta de inflação	61
Tab. 15 - Estatísticas básicas: prod. Industrial e hiato do produto	62
Tab. 16 - Estatísticas básicas: câmbio efetivo real	63
Tab. 17 - Estatísticas básicas: taxa de câmbio nominal	64
Tab. 18 - Teste de normalidade dos resíduos: coeficientes constantes	65
Tab. 19 - Teste de restrição linear: coeficientes de expectativa de inflação e hiato do produto	66
Tab. 20 - Teste de restrição linear dos coeficientes: modelo base	68
Tab. 21 - Duração e probabilidade dos regimes: modelo base	69
Tab. 22 - Teste de restrição linear dos coeficientes: modelo ajustado	71
Tab. 23 - Estimação do modelo com 3 regimes: câmbio nominal	73
Tab. 24 - Matriz de transição entre regimes: modelo com câmbio nominal	73
Tab. 25 - Duração e probabilidade dos regimes: modelo com câmbio nominal	74

SUMÁRIO

1.	INTRODUÇÃO	11
2.	REVISÃO DA LITERATURA	13
3.	METODOLOGIA	23
3.1	Markov Regime Switching	24
4.	DADOS	28
4.1	Análise Descritiva dos Dados	29
5.	RESULTADOS	35
5.1	Markov Regime Switching – Modelo Base	36
5.2	Markov Regime Switching – Coeficientes do câmbio variando no tempo	41
6.	CONCLUSÕES	48
7.	BIBLIOGRAFIA	51
8.	APÊNDICES	56

1. INTRODUÇÃO:

A condução da política monetária desempenha papel fundamental na manutenção da estabilidade e alcance de níveis mais elevados de desenvolvimento de um país.

No Brasil, a condução desta política está a cargo do Banco Central do Brasil (BCB), que é o principal executor das orientações do Conselho Monetário Nacional (CMN) e responsável por garantir a estabilidade de preços e o poder de compra da moeda nacional.

A partir de junho de 1999, o Brasil adotou o sistema de metas para inflação como estratégia fundamental na condução da política monetária. Com metas para inflação definidas pelo CMN, este sistema é elemento chave na condução de nossa política monetária, uma vez que sua âncora nominal é a própria meta de inflação.

De acordo com Mishkin (2007), como estratégia de política monetária, o sistema de metas de inflação deve compreender os seguintes elementos: (i) anúncio público das metas numéricas de médio prazo para inflação; (ii) um comprometimento institucional com a estabilidade de preços como o objetivo principal da política monetária, ao qual todos os outros objetivos devem estar subordinados; (iii) uma estratégia inclusiva de informações onde muitas variáveis e não somente os agregados monetários ou a taxa de câmbio são utilizados nas decisões relacionadas aos instrumentos de política; (iv) maior transparência sobre a estratégia de política monetária através de comunicação com o público e mercados sobre os planos, objetivos e decisões das autoridades monetárias; e (v) aumento da responsabilidade e autonomia dos bancos centrais para alcance dos objetivos de inflação.

O sistema de metas de inflação, que teve seu início na Nova Zelândia no começo da década de 90, tem sido adotado por vários países, tanto em economias desenvolvidas como em economias emergentes. Da mesma forma que em outros países, a atuação do BCB tem sido objeto de recorrente debate no cenário acadêmico nacional, onde se destaca como elemento de grande importância a avaliação do comportamento de sua função de reação às variáveis relevantes como inflação e hiato do produto em decorrência de choques sofridos pela economia, de modo a conduzi-la ao alcance da meta de inflação estipulada pelo CMN.

O objetivo deste trabalho é identificar a ocorrência, duração e probabilidades de transição de diferentes regimes na condução da política monetária no Brasil a partir da implantação do sistema de metas de inflação. Esta análise apresenta relevância uma vez que a adoção de um comportamento não coerente com o sistema de metas de inflação por um Banco Central que anuncia publicamente ser este seu objetivo pode contribuir para a desancoragem das expectativas de inflação por parte dos agentes econômicos tornando mais custoso um processo de ajuste e retomada do sistema posteriormente.

Neste sentido, adotamos como base para a função de reação do BCB uma Regra de Taylor *forward looking* para uma economia aberta, em que além das variáveis tradicionais como inflação e hiato do produto, também consideraremos a taxa de câmbio real. A inclusão da taxa de câmbio real na função de reação tem se mostrado relevante em estudos que tratam da política monetária em mercados emergentes.

De modo a caracterizar os diferentes regimes de política monetária, utilizamos a metodologia *Markov Regime Switching* que permite a identificação de existência de não linearidades no modelo e a identificação de forma endógena dos regimes de política monetária. A identificação de regimes de política monetária de forma endógena, ou seja, a partir do que os dados nos contam, possibilita verificarmos alterações nas reações do BCB sem que seja necessário dividirmos os dados em subamostras relacionadas ao período de gestão de cada um dos presidentes do BCB no período após a implementação do sistema de metas. Esta característica atribui flexibilidade ao modelo, uma vez que pode-se determinar a existência de diferentes regimes durante um determinado ciclo de gestão da autoridade monetária.

O capítulo II desse trabalho faz uma revisão da literatura, apresentando a contribuição de importantes trabalhos tanto no âmbito nacional como internacional relacionados ao estudo das regras de política monetária e da reação dos Bancos Centrais. O capítulo III trata da metodologia utilizada para obter os resultados e estimar os modelos. O capítulo IV apresenta os dados utilizados na estimação e sua respectiva análise descritiva. O capítulo V apresenta e discute os resultados obtidos e o capítulo VI apresenta as conclusões e observações finais.

2. REVISÃO DA LITERATURA

A avaliação do comportamento das autoridades monetárias através do estudo e da determinação das regras de política monetária seguindo modelos baseados ou derivados da Regra de Taylor tem ocupado espaço relevante na pesquisa e produção de literatura em economia a partir do início da década de 90. Inicialmente desenvolvidos para explicar a reação do Federal Reserve (FED) às variações nas taxas de desemprego e inflação na economia americana, estes estudos se estenderam a outros países, ganhando particular relevância, principalmente entre os países emergentes, a partir do advento e adoção dos regimes de metas de inflação.

Com a publicação e grande repercussão de seu trabalho, Taylor (1993) deu início às discussões sobre regras de política monetária através do estabelecimento de uma função de reação da autoridade monetária americana para o período entre 1987 e 1992. Em seu trabalho, Taylor indicou a forte relação entre mudanças nas taxas de juros estabelecidas pelo FED em resposta às variações nos níveis de preço e produto da economia americana e argumentou que o comportamento da autoridade monetária, com base na adoção de regras de política monetária críveis e sistemáticas, contribui para maior eficiência das políticas estabelecidas pelos Bancos Centrais para controle de inflação.

De acordo com a regra de política monetária proposta por Taylor (1993) para a economia dos Estados Unidos, a taxa dos fundos federais americanos deveria subir quando a inflação estivesse acima da meta implícita ou se o produto real estivesse acima do produto potencial.

$$r = p + 0,5y + 0,5(p - p^*) + r^*$$

Onde:

r = taxa de juros dos federal funds

r^* = taxa de juros de equilíbrio dos federal funds

p = taxa de inflação relativa aos quatro trimestres anteriores

p^* = inflação esperada

y = hiato do produto (desvio do produto real em relação ao produto potencial)

$y = 100 \times (Y - Y^*)/Y^*$, onde Y^* = tendência linear do produto real desde o primeiro trimestre de 1984 até o terceiro trimestre de 1992.

Uma contribuição importante ao estudo das regras de política monetária realizada por Clarida, Galí, Gertler (1998) é a utilização de uma abordagem *forward looking* para a Regra de Taylor, onde a autoridade monetária americana estabelece a taxa de juros com base nos desvios da expectativa de inflação com relação à meta estabelecida pelo FED e com base na expectativa do hiato do produto. Os autores argumentam que a regra de política monetária proposta por Taylor (1993) é um caso especial de regra *forward looking*, uma vez que se a inflação nos períodos anteriores ou uma combinação linear entre esta inflação e o hiato do produto forem suficientes estatisticamente para a previsão da inflação futura, então o modelo *forward looking* passa a ter a especificação da Regra de Taylor original.

Utilizando uma Regra de Taylor *forward looking* e dados trimestrais da economia americana para o período compreendido entre o primeiro trimestre de 1960 e o quarto trimestre de 1996, os pesquisadores dividiram a amostra de maneira exógena em dois sub-períodos principais, sendo o primeiro relativo aos mandatos de Martin, Burns e Miller como presidentes do FED (60:1 – 79:2) e o segundo correspondente a era Volcker-Greenspan até o momento do estudo (79:3 – 96:4). Os resultados das estimações apontaram para uma significativa diferença na forma como a política monetária americana era conduzida nos períodos anteriores e posteriores a 1979. Nos anos pré-Volcker, o FED tipicamente aumentava os juros a uma taxa menor do que a verificada no aumento das expectativas de inflação, produzindo assim um declínio nas taxas de juros reais de curto prazo assim que a inflação antecipada pelas expectativas aumentava. De maneira contrária, durante o período Volcker-Greenspan, o FED aumentou as taxas de juros reais e nominais de curto prazo em resposta a aumentos nas expectativas de inflação. Estes resultados oferecem suporte a visão que indica a alteração na função de reação do FED ao longo do tempo, adquirindo uma postura anti-inflacionária mais forte a partir do início do mandato de Volcker.

Ainda com relação à utilização de Regras de Taylor *forward looking*, Batini e Haldane (1999) contribuem com a discussão em torno do tema ao comprovarem os benefícios da utilização destes modelos ao invés de sua versão *backward looking*. Os autores apresentam como horizonte ótimo para dados *forward looking* o período entre o

terceiro e o sexto trimestres e concluem que a escolha adequada do horizonte da meta é de fundamental importância na obtenção de maior estabilização do produto. Como conclusão final de seu trabalho, Batini e Haldane destacam que regras de política monetária *forward looking* parecem capazes de assegurar maior bem-estar do que as especificações *backward looking*.

O comportamento dos Bancos Centrais, em particular o FED, ao apresentar a tendência de suavizar as mudanças nas taxas de juros é estudado por Woodford (1999), que demonstra através da utilização de um modelo que otimiza o comportamento do setor privado, que os Bancos Centrais atuam de maneira ótima ao conferir inércia ao processo de alteração das taxas de juros, minimizando assim a função perda que penaliza variações na inflação, desvios do produto com relação ao seu potencial e variabilidade da taxa de juros.

Orphanides (2001) examina os problemas de informação relacionados com a implementação e interpretação de regras de política monetária. O autor demonstra, através da utilização de regras de Taylor, que as recomendações de política ao se utilizarem dados disponíveis ao FED no momento da tomada de decisão, ou *real time data*, diferem consideravelmente daquelas obtidas com dados *ex post*.

Pesquisas mais recentes têm se preocupado com a variação dos coeficientes da Regra de Taylor ao longo do tempo e questionado a determinação de forma exógena do momento em que se dá a alteração de condução da política monetária. Boivin (2006) utiliza *real time data* para estimar uma Regra de Taylor *forward looking* para a economia americana através da utilização de um modelo com parâmetros que variam no tempo – *time varying parameter* (TVP).

Kim e Nelson (2006) também estimam regras de Taylor *forward looking* com coeficientes variando no tempo, porém utilizando dados *ex post*, onde a endogeneidade induzida por tais dados é corrigida utilizando-se um estimador tipo Heckman. Os autores argumentam que se as previsões em *real time* não são realizadas com base na premissa que as taxas de juros nominais permanecerão constantes dentro do horizonte de previsão, haverá indução do problema de endogeneidade na equação da regra de política monetária.

Enquanto pesquisas anteriores relacionadas à Regra de Taylor nos Estados Unidos tipicamente dividem os dados de forma exógena em duas sub-amostras, pré- Volcker e Volcker-Greenspan, Papell et al (2013) apresenta contribuição ao estimar uma Regra de Taylor *forward looking* utilizando *real time data* que apresenta coeficientes e variância sujeitas a mudanças endógenas de regime através de um processo *Markov Regime Switching*. Os autores argumentam que a divisão exógena da política monetária em amostras pré-Volcker e pós-Volcker induz a obtenção de resultados equivocados e concluem que a resposta da taxa de juros a inflação é dependente do regime, com os períodos pré e pós- Volcker contendo regimes monetários onde o FED seguiu e não seguiu a Regra de Taylor.

Em seu estudo sobre regras de política monetária para economias abertas, Ball (1999) demonstra que, de forma diferente ao que acontece em uma economia fechada, a utilização de Regras de Taylor ou metas de inflação em economias abertas conduzirá a uma política monetária ineficiente, uma vez que esta afeta a economia não só pelo canal da taxa de juros, mas também pelo câmbio.

Para lidar com este problema, o autor deriva uma Regra de Taylor modificada a partir de um modelo com três equações que refletem uma economia aberta, onde a primeira equação é a curva IS, a segunda equação é a curva de Phillips e a terceira equação estabelece a ligação entre a taxa de juros e a taxa de câmbio. Desta forma, o modelo captura a ideia de que a taxa de câmbio afeta a inflação através de seu impacto no preço de produtos importados e que uma contração monetária causa uma apreciação do câmbio, a qual reduz inflação diretamente.

Mishkin e Savastano (2007) avaliam que esta modificação à Regra de Taylor, para considerar explicitamente a taxa de câmbio na definição do instrumento de política monetária, é consistente com um regime de metas de inflação. Na visão dos pesquisadores, como em alguns países emergentes e em especial na América Latina, as flutuações na taxa de câmbio, devido a um maior efeito *pass-through*, podem ter impacto significativo na oferta e demanda agregadas, o peso dado à taxa de câmbio na Regra de Taylor modificada poderá ser relativamente maior do que o verificado nas economias desenvolvidas. Desta forma, isto implicará um regime de metas de inflação que se preocupará com as flutuações da taxa de câmbio da mesma forma com que se preocupa com as flutuações no produto.

Taylor (2001) estuda o papel da taxa de câmbio nas regras de política monetária, tendo como base que a política monetária que melhor funciona no longo prazo em uma economia aberta é aquela que está baseada no tripé (i) taxa de câmbio flutuante, (ii) meta de inflação e (iii) regra de política monetária. O autor avalia modelos com base em três estudos diferentes e conclui que as regras de política monetária que reagem diretamente à taxa de câmbio, da mesma forma que reagem às variações de inflação e hiato do produto, não apresentam melhor resultado na estabilização tanto de inflação quanto de produto e em alguns casos são piores que as regras de política monetária que não reagem diretamente à taxa de câmbio.

Uma primeira explicação para este resultado está na existência de um efeito indireto da taxa de câmbio sobre a taxa de juros mesmo que o Banco Central siga uma regra de política monetária que não considere o efeito direto das variações da taxa de câmbio. Os efeitos inerciais do mecanismo de transmissão da taxa de câmbio e a existência de uma regra de política monetária, resultarão em uma redução nas taxas de juros no período atual, mesmo que a taxa de câmbio não apareça diretamente na Regra de Taylor. Este efeito indireto é causado por uma combinação entre a inércia da política monetária e expectativas racionais. Uma segunda explicação para que a utilização de uma Regra de Taylor que reaja diretamente à taxa de câmbio não apresente melhores resultados do que sua versão original se deve ao fato de que mudanças nas taxas de câmbio também podem refletir alterações na produtividade, as quais não devem ser compensadas através de alteração na taxa de juros.

Em um estudo sobre as regras de política monetária em economias emergentes, Mohanty e Klau (2004) estimam uma Regra de Taylor modificada para acomodar a inclusão de mudanças na taxa de câmbio efetiva real, utilizando dados de 1995 a 2002 para 13 economias emergentes. Os autores concluem que em muitas economias emergentes a reação das taxas de juros à inflação excedeu a unidade no período analisado, sugerindo uma postura ativa da autoridade monetária com relação aos choques de preço. Entretanto, em muitos países relatados no estudo, a estimação sugere uma forte resposta da taxa de juros aos movimentos na taxa de câmbio, a qual contribui significativamente para a volatilidade nas taxas de juros e indica uma preferência dos Bancos Centrais por estabilizar a taxa de câmbio através do uso dos instrumentos de política monetária.

Ainda no que se refere a economias emergentes, Hutchinson et al (2013) avaliam a mudança de regimes de política monetária na Índia utilizando um modelo *Markov Regime Switching* para estimar uma Regra de Taylor com coeficientes variando no tempo para o Reserve Bank of India (RBI). Os resultados indicam que a política monetária na Índia é caracterizada por dois regimes distintos nas últimas duas décadas. No primeiro destes regimes, o qual é denominado *Hawk* pelos autores, o RBI revela um peso relativo maior no controle da inflação em comparação com a redução do hiato do produto. Entretanto, verificou-se que o RBI se situou em cerca de metade do período estudado no segundo regime, o que é denominado *Dove*, onde atribuiu peso maior ao alcance dos objetivos para o hiato do produto e taxas de câmbio para estimular exportações do que ao controle da inflação.

Para o caso brasileiro, diversos autores trataram da modelagem da Regra de Taylor, especialmente após a adoção do regime de metas de inflação. De acordo com Zaidan (2007), no período anterior a 1999, quando o país viveu sob regime de câmbio fixo, havia pouco espaço para esse tipo de estudo, uma vez que a autoridade monetária possuía pouca dominância sobre suas decisões de política monetária, já que a taxa de juros funcionava como ferramenta de atração do fluxo de divisas internacionais.

Desta forma, na literatura brasileira o princípio de Taylor aparece muito associado ao conceito de metas de inflação, que foi implementado no Brasil em junho de 1999.

Minella et al (2003) estimam uma Regra de Taylor *forwarding looking* para o Brasil, utilizando dados mensais para o período correspondente a 1999:07 – 2002:12. Os resultados evidenciam que o BCB conduz sua política monetária de maneira *forward looking*, reagindo fortemente ao aumento no desvio das expectativas de inflação com relação a meta no período analisado e de forma consistente ao esperado por uma autoridade que segue o regime de metas de inflação. Os autores também concluem que o período analisado se caracterizou pela redução no grau de persistência da inflação e enfatizam a construção de credibilidade da autoridade monetária como fator essencial para as bases do regime de metas de inflação.

Fraga et al (2004) avaliam a experiência de implementação de regimes de metas de inflação em mercados emergentes com base na experiência brasileira. Os autores recomendam que economias emergentes, as quais estão sujeitas a um ambiente mais volátil, devem (i) adotar altos níveis de comunicação e transparência, (ii) tratar os

intervalos superior e inferior da meta principalmente como uma ferramenta de comunicação, (iii) estabelecer uma metodologia para calcular o caminho de convergência após um choque (metas ajustadas) e (iv) adaptar os programas do Fundo Monetário Internacional (FMI) à realidade do regime de metas de inflação.

Em um estudo com os parâmetros da regra de política monetária variando no tempo, Bueno (2004) avalia empiricamente a Regra de Taylor para os Estados Unidos e Brasil, utilizando modelos de estado-espço e *Markov Regime Switching*. Utilizando uma amostra com dados mensais de 1990:01 – 2003:12 para o caso brasileiro e aplicando o modelo de estado-espço, o autor conclui que não houve alteração na reação de longo prazo à inflação por parte do BCB entre os períodos anteriores e posteriores ao Plano Real. Já utilizando os mesmos dados no modelo *Markov Regime Switching*, o autor conclui pela existência de três regimes de política monetária, sendo o primeiro regime de alta inflação pré-Plano Real, o segundo um regime transitório durante 1994/1995 quando o Plano Real foi implementado e o terceiro um regime consistente de política monetária pós Plano Real, apenas alterado em alguns poucos meses devido a crises internacionais e mudanças na taxa de câmbio. O estudo de Bueno (2004) não levou em consideração em seu modelamento o regime de metas de inflação implantado em 1999 no Brasil e a influência da reação do BCB à variação do câmbio.

Bueno (2008) afirma que a Regra de Taylor não foi capaz de estabilizar a inflação no Brasil. A amostra de dados é dividida em três períodos distintos de maneira exógena: o primeiro denominado Megainflação de 1990:01-1994:06, o segundo denominado Plano Real de 1994:07-1998:12 e o terceiro denominado Metas de Inflação de 2000:01-2006:12. O autor conclui que a política monetária no Brasil é caracterizada por uma abordagem *forward looking* e que a resposta da taxa de juros à inflação foi mais que proporcional ao aumento dos valores desta variável no período de Megainflação. Já nos dois períodos seguintes, os aumentos de inflação ou desvio das expectativas de inflação com relação à meta tiveram resposta proporcionalmente menores das taxas de juros. Este resultado inverte o princípio de Taylor e diverge do obtido por Minella et al (2003).

Salgado, Garcia e Medeiros (2005) estimam a função de reação do BCB para o período entre agosto de 1994 e dezembro de 2000 utilizando o método *Threshold*

Auto-Regressive (TAR), que permite à taxa de juros seguir dois regimes diferentes estabelecidos de forma exógena: com crise externa e sem crise. Os autores concluem que nos períodos de crise o BCB responde não somente aos desvios de inflação e produto, mas também à variação nas reservas internacionais do país.

Utilizando dados mensais de janeiro de 1995 a janeiro de 2006, Policano (2006) estima uma função de reação para o BCB pelo método *Time Varying Parameter* (TVP), no qual se permite que os seus coeficientes variem período a período seguindo um processo de *random walk*. Os resultados obtidos indicaram a divisão da condução da política monetária em dois períodos. O primeiro relativo ao regime de câmbio administrado até 1999, onde a taxa de juros reagiu mais fortemente ao hiato do produto e à variação das reservas cambiais e o segundo período associado ao regime de metas de inflação, onde a taxa de juros reagiu principalmente ao desvio das expectativas de inflação com relação à meta, ainda que seu coeficiente tenha variado durante o período.

Teles e Zaidan (2007) utiliza um modelo de estado-espço para estimar uma função de reação *forward looking* para o BCB no período de metas de inflação. Os resultados deste estudo indicam que a Regra de Taylor não foi respeitada durante o ano de 2002, o que resultou na não estacionariedade do desvio da expectativa de inflação com relação à meta. Com o aumento do rigor do BCB a partir de 2003 a expectativa de inflação convergiu para um equilíbrio determinado.

Sobre a importância da variação do câmbio nas decisões referentes a regra de política monetária no Brasil, Holland (2006) analisa o comportamento da taxa de câmbio e da taxa de juros associada com outras variáveis macroeconômicas e conclui que o Brasil não sofre de “*fear of floating*” e que o BCB se preocupa muito mais com a inflação do que com a dinâmica da taxa de câmbio.

Aragón e Portugal (2008) estudam as preferências do BCB sob o regime de metas de inflação. O estudo utiliza um problema de otimização intertemporal com expectativas *backward looking* e calibra a função de reação da autoridade monetária através da escolha dos parâmetros de preferência que minimizam o desvio da trajetória ótima em relação à trajetória observada da taxa de juros com base em uma gama ampla de políticas alternativas. Os resultados mostram que o BCB tem conduzido uma política monetária que prioriza a estabilização da inflação e dado mais importância à

suavização da variação das taxas de juros do que aos ajustes decorrentes da variação do hiato do produto.

Seguindo a linha de pesquisa que avalia as preferências da autoridade monetária brasileira, Balbino, Colla e Teles (2011) analisam a condução da política monetária com o intuito de avaliar se há diferenças entre as gestões de Armínio Fraga e Henrique Meirelles. Os pesquisadores estimam um modelo de vetores auto-regressivos, cujos parâmetros e matriz de variância-covariância variam ao longo do tempo, utilizando um algoritmo de simulação de Monte Carlo. Os resultados mostram que (i) não há diferenças significativas na condução de política monetária durante as gestões de Armínio Fraga e Henrique Meirelles; (ii) a partir de 2003, a taxa de juros permaneceu acima da necessária para a convergência da inflação de acordo com a condição de estabilidade; e (iii) a gestão Armínio Fraga agiu de acordo com a regra de estabilização na crise de 2002, porém a inflação permaneceu acima da meta por causa da magnitude dos choques exógenos.

Oliveira et al (2013) desenvolve pesquisa com o objetivo de investigar alterações na dinâmica de definição da taxa de juros pelo BCB, procurando identificar a ocorrência de quebras estruturais no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2011 seguindo metodologia proposta por Bai e Perron (2003). Os autores identificam duas quebras estruturais durante o período de metas de inflação, em 2004:02 e 2007:10, ambas durante o mandato de Henrique Meirelles à frente do BCB.

Curado e Curado (2014) estimam os parâmetros de preferência da autoridade monetária brasileira analisando um problema de otimização do BCB em uma economia aberta. Os resultados obtidos apontam para um regime de metas de inflação flexível, onde a estabilização do produto em torno de seu potencial parece constituir um objetivo importante nas decisões de política monetária, em detrimento do controle inflacionário estrito. Este caráter mais flexível, segundo os autores, parece ter sido aprofundado ao longo da gestão de Alexandre Tombini à frente do BCB. Os pesquisadores demonstram também que se considerarmos que o nível de inflação efetivamente perseguido pelo BCB é superior ao centro da meta oficial, podemos observar um padrão de comportamento da política monetária que se aproxima daquele esperado em um regime de metas de inflação estrito, indicando a

possibilidade da autoridade monetária perseguir valores mais próximos ao teto do que ao centro da meta de inflação.

Em um estudo recente, Pastore (2015) estima que a partir de 2007 a resposta do BCB através da elevação da taxa de juros em decorrência de desvios positivos da expectativa de inflação com relação à meta foi menor do que o observado desde a implantação do regime de metas. O autor argumenta que esta mudança na reação do BCB, somada à expansão fiscal ocorrida a partir de 2010 resultou na desancoragem das expectativas inflacionárias e estima que a meta implícita de inflação perseguida pelo BCB se situava entre 6,3% e 7,3% no quarto trimestre de 2012, em resultado consistente com o trabalho de Curado e Curado (2014).

3. METODOLOGIA

Como apresentado na seção anterior, existe um debate corrente sobre o comportamento da autoridade monetária brasileira a partir da implantação do regime de metas de inflação e suas consequências no que se refere à eficiência e eficácia das regras de política monetária.

Com o objetivo de determinar a existência ou não de diferentes regimes de política monetária, onde o BCB altera o peso que concede ao controle da inflação em comparação à estabilização do produto em torno de seu nível potencial, será estimada uma Regra de Taylor *forward looking* utilizando-se um modelo *Markov Regime Switching*.

A utilização do modelo *Markov Regime Switching* se mostra bastante adequada ao cumprimento deste objetivo, uma vez que permite a identificação de existência de não linearidades no modelo e a identificação de forma endógena dos regimes de política monetária.

O modelo estimado é constituído por:

$$i_t = c + \alpha i_{t-1} + \beta_{st}(E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \theta_{st} y_{t-1} + \rho \Delta e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{st}^2)$$

Onde s_t representa o regime no tempo t , ou seja, $s_t = 1 \dots k$, onde k é o número de regimes, i_t é a taxa SELIC estabelecida pelo Comitê de Política Monetária (COPOM), $E_t \pi_{t+j}$ é a expectativa de inflação e π_{t+j}^* é a meta de inflação, y_t é o hiato do produto e Δe_{t-1} é a variação da taxa de câmbio real. Uma vez que consideramos a ocorrência de mudança de regimes entre três estados, este trabalho apresenta $k=3$.

Para os coeficientes do modelo, temos que α é o parâmetro de suavização da política monetária, β representa o peso dado pelo BCB ao desvio da expectativa de inflação com relação à meta em sua decisão de alteração da taxa de juros, θ corresponde ao peso conferido pelo BCB ao hiato do produto no período anterior, ρ é o coeficiente que indica a resposta do BCB às variações na taxa de câmbio real. O modelo permite que o coeficiente de resposta ao desvio das expectativas de inflação com relação à meta, o coeficiente de resposta ao hiato do produto e a variância dos resíduos variem entre regimes.

No Brasil, o regime de metas de inflação estabelece objetivos para o ano corrente e os dois anos seguintes. Considerando as defasagens nos mecanismos de transmissão da política monetária na economia brasileira, é razoável assumir como em Minella et al (2003), que o BCB toma suas decisões tendo como base as expectativas de inflação para o ano corrente e seguinte. Desta forma, de modo a termos uma medida única para os desvios da inflação com relação à meta, utilizamos a ponderação proposta neste mesmo estudo:

$$D_{jt} = \frac{12-j}{12} (E_j \pi_t - \pi^*) + \frac{j}{12} (E_j \pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*) \quad (2)$$

Onde D_j é a medida do desvio da expectativa de inflação com relação à meta, j é o índice que corresponde ao mês e t é o índice que corresponde ao ano.

Assim, o modelo apresentado em (1) pode ser representado da seguinte forma:

$$i_t = c + \alpha i_{t-1} + \beta_{st} D_{jt} + \theta_{st} y_{t-1} + \rho \Delta e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{st}^2)$$

Como o modelo adotado apresenta um parâmetro de suavização que confere inércia à política monetária, é necessário considerá-lo na determinação dos coeficientes de reação de longo prazo da Regra de Taylor. No longo prazo $i_t = i_{t-1}$ e desta forma o modelo considerado neste trabalho, no longo prazo, é dado por:

$$i_t = \frac{c}{1-\alpha} + \frac{\beta_{st}}{1-\alpha} D_{jt} + \frac{\theta_{st}}{1-\alpha} y_{t-1} + \frac{\rho}{1-\alpha} \Delta e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{st}^2)$$

3.1 Markov Regime Switching

Os modelos *Markov Regime Switching* foram originalmente desenvolvidos por Goldfeld e Quandt (1973) e passaram a ter maior utilização no desenvolvimento de estudos empíricos a partir do trabalho sobre *business cycles* para a economia americana realizado por Hamilton (1989).

O objetivo de um modelo de mudança de regimes é permitir comportamentos diferentes em estados da natureza distintos, ao mesmo tempo em que simultaneamente se estima a ocorrência de transição de um estado para outro, onde somente raramente as datas exatas são conhecidas. Neste tipo de modelo, a especificação dentro de cada regime é linear e as probabilidades de transição que governam os movimentos de um regime para outro são estimadas seguindo uma estrutura markoviana, resultando em um modelo de séries de tempo não linear.

Neste trabalho, o modelo escolhido possibilita estimarmos quanto peso o BCB atribui às variáveis macroeconômicas relevantes em três regimes diferentes. Como mencionado anteriormente, em um modelo *Markov Regime Switching*, a mudança entre regimes não ocorre de forma determinística, mas segue uma certa probabilidade. De forma geral, a evolução da variável de estado discreta, não observada S_t é dependente de $S_{t-1}, S_{t-2}, \dots, S_{t-n}$, em um processo conhecido como processo de mudança markoviana de ordem n .

O procedimento de estimação classifica cada observação como pertencente a um dado regime. Os regimes, entretanto, não são observados *ex-ante* mas estimados a partir dos dados.

Assumimos um processo *Markov Switching* para S_t de três estados, caracterizado por probabilidades de transição constantes $p_{ij} = Pr\{S_t = m | S_{t-1} = n\}$. A matriz de transição de probabilidades para o processo markoviano de três estados é dada por:

$$P = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} & p_{13} \\ p_{21} & p_{22} & p_{23} \\ p_{31} & p_{32} & p_{33} \end{pmatrix} \quad (5)$$

As probabilidades em cada coluna devem somar a unidade, de forma que somente existem seis parâmetros livres na matriz de transição. Arbitrariamente, fixamos os parâmetros da última linha e representamos os parâmetros livres da matriz por um *, de forma que temos:

$$P = \begin{pmatrix} * & * & * \\ * & * & * \\ 1 - p_{11} - p_{21} & 1 - p_{12} - p_{22} & 1 - p_{13} - p_{23} \end{pmatrix} \quad (6)$$

Na estimação do modelo é utilizada a distribuição conjunta de y_t e S_t condicionada à informação passada:

$$f(y_t, S_t | Y_{t-1}) = f(y_t | S_t, Y_{t-1}) f(S_t | Y_{t-1}) \quad (7)$$

Onde Y_{t-1} corresponde a toda informação contida na história da variável dependente no tempo $t-1$ e $f(y_t | S_t, Y_{t-1})$ é a função de densidade normal condicional para o regime $S_t = m$. A função de verossimilhança estimada é uma média ponderada das funções densidade para os três regimes, com as ponderações sendo a probabilidade de cada regime.

A função de log-verossimilhança do modelo *Markov Regime Switching* com três regimes é dada por:

$$\ln L = \sum_{t=1}^T \ln \left\{ \sum_{m=1}^3 f(y_t | S_t, Y_{t-1}) \Pr(S_t = m | Y_{t-1}) \right\} \quad (8)$$

Onde o termo $\Pr(S_t = m | Y_{t-1})$ é a probabilidade de se estar em cada regime. Dado $\Pr(S_{t-1} = n | Y_{t-1})$, $n = 1, 2, 3$ no início do tempo t , as probabilidades de se estar em cada regime são calculadas como:

$$\Pr(S_t = m | Y_{t-1}) = \sum_{n=1}^3 \Pr(S_t = m | S_{t-1} = n) \Pr(S_{t-1} = n | Y_{t-1}) \quad (9)$$

Onde $\Pr(S_t = m | S_{t-1} = n)$, $m = 1, 2, 3$; $n = 1, 2, 3$ são as probabilidades de transição apresentadas como elementos da matriz P vista anteriormente. Como destacado em Hutchinson et al (2013), a equação 9 é útil na demonstração de que ainda que as probabilidades de transição sejam constantes, a probabilidade condicional de se estar em um regime ou em outro depende da história da economia, sumarizada na informação disponível em cada momento, e desta forma varia de período a período.

Uma vez que Y_t é observado ao final do período t , as probabilidades são atualizadas utilizando-se um filtro iterativo, da mesma forma como discutido em Kim e Nelson (1999). As probabilidades atualizadas são calculadas a partir da seguinte equação:

$$\Pr(S_t = m | Y_t) = \frac{f(y_t | S_t = m, Y_{t-1}) \Pr(S_t = m | Y_{t-1})}{\sum_{m=1}^3 f(y_t | S_t = m, Y_{t-1}) \Pr(S_t = m | Y_{t-1})} \quad (10)$$

Onde $f(y_t|S_t = m, Y_{t-1})$ é dado pela função densidade de probabilidade de uma distribuição para o regime $S_t = m$.

As estimações realizadas utilizam o método de Programação Quadrática Sequencial Factível (SQPF), com base em probabilidades uniformes para início do procedimento recursivo e diferenciação analítica para suavização das probabilidades e parâmetros.¹

¹ A estimação dos modelos apresentados neste trabalho foi realizada utilizando-se o software Oxmetrics 6 e módulo PcGive 13.

4. DADOS

Para melhor aplicação da metodologia selecionada e obtenção de maior confiabilidade estatística, optou-se por trabalhar com séries de dados mensais de janeiro de 2000 a março de 2015, compreendendo o período após a implantação do regime de metas de inflação no Brasil.²

A taxa de juros (i_t) utilizada é a taxa SELIC fixada na reunião do Conselho de Política Monetária (COPOM) do respectivo mês. Os dados de expectativas de inflação foram obtidos através da pesquisa diária realizada pelo BCB junto a instituições financeiras, onde foram considerados os valores das medianas da expectativa de inflação para o ano atual e ano seguinte no dia anterior à reunião do COPOM, de modo a evitar possíveis problemas de endogeneidade. Todos os dados de taxa SELIC e expectativas de inflação foram obtidos no site oficial do BCB.³

Como proxy do produto foi utilizado o Índice de Produção Industrial Dessazonalizado divulgado mensalmente pelo IBGE. Para criar a série de produto potencial foi utilizado o filtro HP (Hodrick-Prescott) sob a série mensal do log da produção industrial dessazonalizada. O hiato do produto foi calculado da mesma forma que em Taylor (1993), pela diferença entre log da série mensal da produção industrial dessazonalizada e o produto potencial calculado pelo filtro HP.⁴

Para o cálculo da variação da taxa de câmbio real utilizamos o índice de taxa de câmbio real (IPCA) – junho 1994 = 100 Dólar americano disponibilizado pelo BCB.

O Apêndice A apresenta os resultados dos testes de raiz unitária realizados para verificar a estacionariedade das séries utilizadas. Verificamos que as séries do hiato do produto e variação do câmbio real são estacionárias em nível e as séries da taxa SELIC e desvio das expectativas de inflação com relação à meta são estacionárias em primeira diferença. De maneira a complementar a análise, realizamos os testes de cointegração de Johansen para as variáveis que compõem o modelo e rejeitamos a

² O regime de metas de inflação no Brasil foi implantado a partir de junho de 1999, porém, dados mensais relativos a expectativas de inflação somente estão disponíveis a partir de janeiro de 2000.

³ Dados disponíveis no site do Banco Central do Brasil (www.bcb.gov.br).

⁴ O filtro HP é um método comumente utilizado na literatura para estimação do produto potencial, cuja função é suavizar a tendência de longo prazo da série. De forma geral, o filtro é dado por: $\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \mu_t)^2 + \frac{\lambda}{T} \sum_{t=2}^{T-1} [(\mu_{t+1} - \mu_t) - (\mu_t - \mu_{t-1})]^2$, onde a série suavizada é μ e procura-se minimizar a variação de y em torno de μ .

hipótese de não cointegração utilizando tanto as estatísticas traço como de máximo autovalor. Os resultados dos testes de cointegração de Johansen são apresentados no Apêndice B.

4.1 Análise Descritiva dos Dados

A realização de uma análise descritiva dos dados utilizados no modelamento pode nos indicar, de forma preliminar, aspectos interessantes relacionados à condução da política monetária no Brasil após a implementação do sistema de metas de inflação.

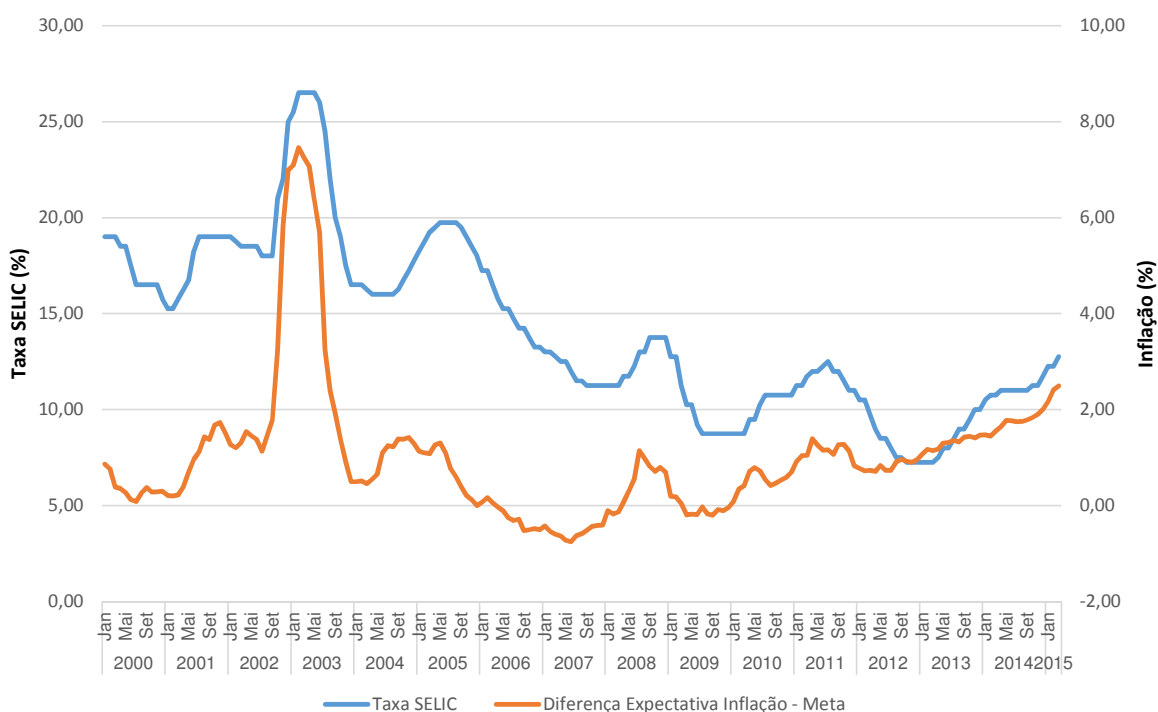


Figura 01 - Taxa SELIC e Desvio das Expectativas de Inflação com Relação à Meta

O gráfico apresentado na Figura 01 mostra os movimentos entre o desvio das expectativas de inflação com relação à meta (eixo à direita) e taxa SELIC (eixo à esquerda) no período de Jan/00 à Mar/15, onde observamos uma tendência bem caracterizada de redução da taxa SELIC a partir de 2003, o que é consistente com

estudos recentes que apontam para uma redução da taxa de juros real neutra na economia brasileira.⁵

Observamos também que a reação do BCB parece consistente com a operação de um sistema de metas de inflação, elevando a taxa SELIC quando os desvios das expectativas de inflação com relação à meta apresentam trajetória crescente e valores acima de zero, exceção feita ao período entre o segundo semestre de 2011 e primeiro semestre de 2013, onde o BCB promoveu reduções seguidas na taxa SELIC apesar dos desvios das expectativas de inflação com relação à meta revelados pelos agentes econômicos se mostrarem com trajetória crescente e acima da meta estabelecida pelo CMN em 4,5%.

Em resposta ao forte aumento no desvio das expectativas de inflação com relação à meta ao final de 2002, causado por incertezas relacionadas à manutenção das bases da política econômica estabelecidas no Plano Real em um futuro governo Lula, o BCB promoveu significativo aumento na taxa SELIC. A partir de 2003, após estabelecer compromisso crível de que a autoridade monetária atuaria com autonomia operacional no alcance dos objetivos estabelecidos pelo sistema de metas de inflação, o BCB pôde iniciar trajetória de redução da taxa SELIC.

No período entre 2004 e 2010, mesmo com a acentuada redução da taxa SELIC, o desvio médio das expectativas de inflação com relação à meta se situou em 0,27% com desvio padrão de 0,6%. Observam-se neste período breves intervalos de tempo em que o desvio das expectativas de inflação com relação à meta se tornaram negativos, o que pode indicar demasiada austeridade na condução da política monetária.

Entretanto, no período de Jan/11 à Mar/15, o desvio médio das expectativas de inflação com relação à meta se situou em 1,31% com desvio padrão de 0,44%, o que pode ser uma indicação de menor confiança dos agentes econômicos com relação ao compromisso do BCB em perseguir a meta de inflação anunciada.

⁵ Taxa de juros real neutra é a taxa de juros consistente com o produto em seu nível potencial e inflação estável. Perrelli e Roache (2014) estimam a taxa de juros neutra para o Brasil e demonstram sua tendência de declínio a partir da implantação do sistema de metas de inflação.

A Tabela 01 apresenta a correlação entre desvios de expectativa de inflação com relação à meta e taxa SELIC para todo o período analisado e para sub amostras caracterizadas por períodos em que tivemos diferentes lideranças à frente do BCB.⁶ O sinal positivo apresentado pelas correlações é coerente com a teoria econômica, que indica que estas variáveis devem se mover na mesma direção como uma das condições para manutenção da estabilidade da inflação. Observamos que a correlação positiva bastante alta entre estas variáveis para os anos de 2000 a 2002 (0,872) e 2003 a 2010 (0,772) foi significativamente menor no período de 2011 a 2015 (0,508), se situando abaixo da correlação verificada para todo o período analisado (0,5397).

Tabela 01 - Correlação Desvios de Expectativa de Inflação com Relação à Meta e Taxa SELIC

	Jan.00 Dez.02	Jan.03 Dez.10	Jan.11 Mar.15	Jan.00 Mar.15
Dif. Expectativa/Meta – Taxa SELIC	0,8724	0,7722	0,5081	0,5397

Outra variável importante na análise do comportamento da autoridade monetária é o hiato do produto. A Figura 02 apresenta os movimentos entre o hiato do produto (eixo à direita) e taxa SELIC (eixo à esquerda) no período de Jan/00 à Mar/15.

Com o aprofundamento da crise mundial ao final de 2008⁷, observamos retração da atividade econômica no Brasil, a qual é refletida no forte hiato do produto negativo apresentado entre Nov/08 e Out/09. Neste mesmo período, observamos uma redução na taxa SELIC pelo BCB como parte dos esforços do governo brasileiro para retomar a atividade econômica em movimento consistente com o objetivo de equilibrar produto real e produto potencial.

Entretanto, em Nov/09 o hiato do produto já se apresentava positivo e em trajetória crescente, mas a reação do BCB com aumento da taxa SELIC só ocorreu a partir de

⁶ O Banco Central do Brasil foi presidido de 1999 a 2002 por Armínio Fraga, de 2003 a 2010 por Henrique Meirelles e a partir de 2011 por Alexandre Tombini.

⁷ Crise financeira global deflagrada nos Estados Unidos e Europa como resultado do estouro da bolha no mercado imobiliário *sub-prime*.

Abr/10. Observamos este mesmo comportamento no período entre Mar/07 e Mar/08, onde existe correlação negativa entre hiato do produto e taxa SELIC de -0,71, porém, vale destacar que neste período os desvios da expectativa de inflação com relação à meta estabelecida pelo COPOM se mostravam negativos, o que pode ser uma explicação para a decisão de não aumento da taxa de juros implementada pelo BCB.

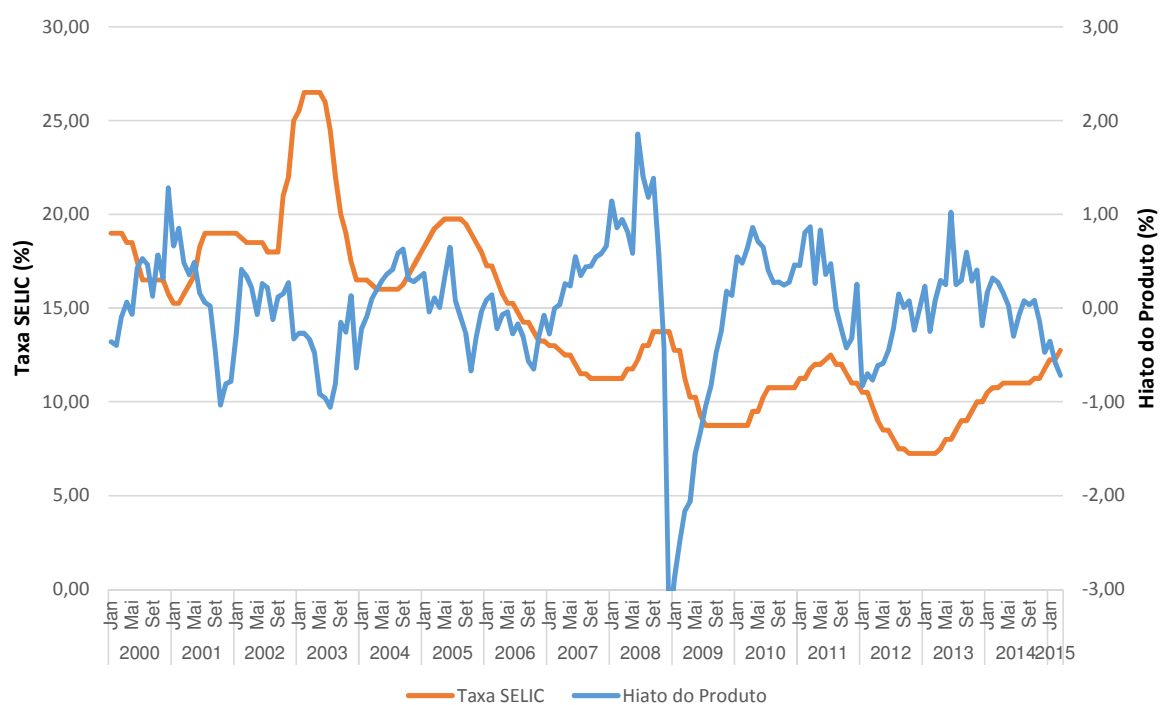


Figura 02 - Taxa SELIC e Hiato do Produto

A correlação entre o hiato do produto defasado em $t-1$ e a taxa SELIC para cada um dos períodos analisados é apresentada na Tabela 02. Observamos que estas correlações não são tão fortes como as apresentadas entre taxa SELIC e desvio das expectativas de inflação com relação à meta, porém, fica evidente pela análise dos dados de correlação que, da mesma forma que o verificado no caso anterior, existem variações na correlação entre hiato do produto e taxa de juros SELIC nos períodos analisados, indicando uma possível flutuação no peso atribuído a tais variáveis na formação da função de reação do BCB.

Tabela 02 - Correlação Hiato do Produto em t-1 e Taxa SELIC

	Jan.00 Dez.02	Jan.03 Dez.10	Jan.11 Mar.15	Jan.00 Mar.15
Hiato do Produto em t-1 – Taxa SELIC	-0,442	-0,088	0,121	-0,062

Em uma economia aberta e emergente, como é o caso do Brasil, vimos que alguns estudos apontam para a consideração da taxa de câmbio real na formação da reação dos bancos centrais ao estabelecerem as taxas de juros⁸. A Figura 03 apresenta os movimentos entre o índice da taxa de câmbio efetiva real (eixo à direita)⁹ e a taxa SELIC (eixo à esquerda) no período de Jan/00 à Mar/15.

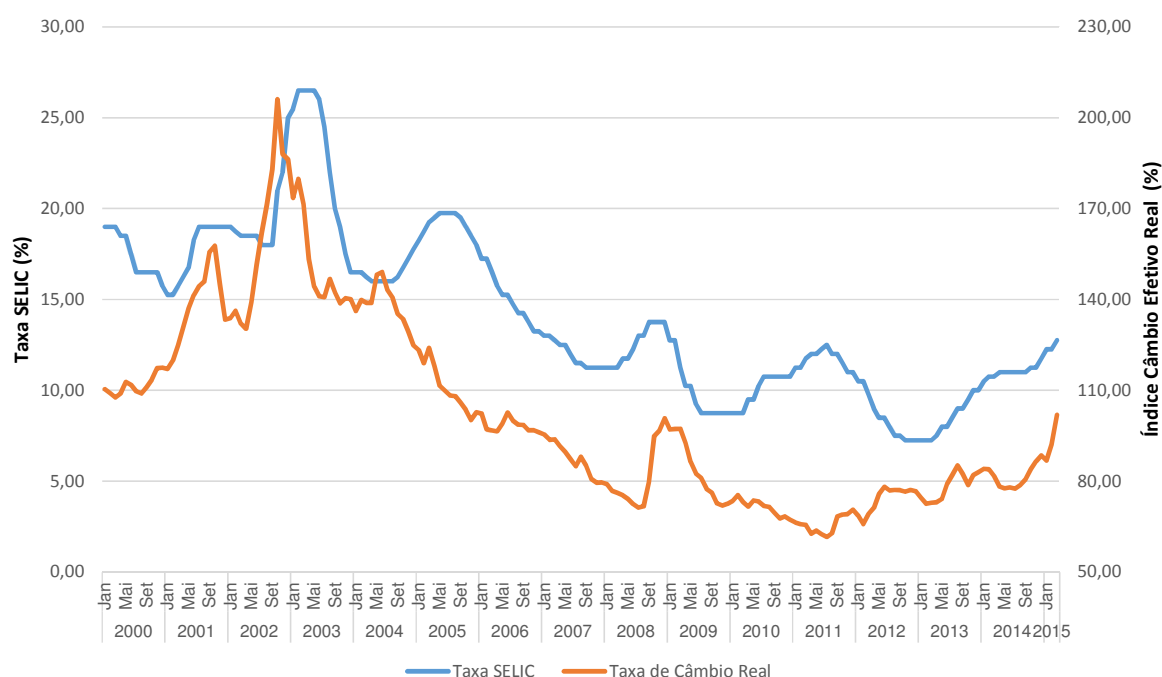


Figura 03 - Taxa SELIC e Índice da Taxa de Câmbio Efetiva Real

⁸ Mohanty e Klau (2004) e Mishkin e Savastano (2007).

⁹ Um maior índice de taxa de câmbio efetiva real indica depreciação do Real e de forma análoga, um menor índice indica apreciação do Real.

Observamos a partir de 2003 uma trajetória constante de apreciação da taxa de câmbio real, sendo brevemente interrompida ao final de 2008 durante o agravamento da crise financeira global. Este movimento ocorre em um cenário de redução da taxa SELIC e é fortemente influenciado pelos resultados positivos da balança comercial brasileira no período, impulsionada pelos maiores preços das commodities exportadas pelo país, e pelo aumento da liquidez nos mercados financeiros internacionais.

Após atingir seu menor índice em Jul/11, a trajetória de apreciação do câmbio real parece ter sido revertida de forma duradoura. Parece razoável considerar que a desaceleração do crescimento econômico em mercados consumidores de produtos brasileiros, a redução dos preços das commodities e o movimento de redução da taxa SELIC realizado pelo BCB de Ago/11 a Mar/13 tenham importante contribuição na formação desta trajetória de apreciação do câmbio real.

A correlação entre o índice da taxa de câmbio real e a taxa SELIC para cada um dos períodos analisados é apresentada na Tabela 3. Observamos uma forte correlação entre as duas variáveis ao longo de toda a série, tendo sido quebrada no período de Jan/11 a Mar/15, onde é praticamente nula.

Tabela 03 - Correlação Índice da Taxa de Câmbio Real e Taxa SELIC

	Jan.00 Dez.02	Jan.03 Dez.10	Jan.11 Mar.15	Jan.00 Mar.15
Taxa de Câmbio Real – Taxa SELIC	0,631	0,849	-0,051	0,844

O Apêndice C apresenta de forma gráfica cada uma das séries utilizadas neste trabalho, acompanhadas de suas respectivas estatísticas.

Para analisar as possíveis mudanças de regime de política monetária de maneira formal, estimaremos na próxima seção um modelo de regra de política monetária para o BCB e consideraremos a alteração de seus coeficientes entre regimes de acordo com a metodologia *Markov Regime Switching*.

5. RESULTADOS

Inicialmente estimamos a função de reação do BCB em um modelo com coeficientes constantes onde não é permitida a alteração entre regimes e avaliamos a reação do BCB aos desvios da inflação com relação à meta e ao hiato do produto. Na sequência relaxamos a hipótese de linearidade do modelo e realizamos a estimação utilizando a metodologia *Markov Regime Switching* apresentada no capítulo 4.

Verificamos na Tabela 04 que a função de reação do BCB apresenta alto grau de suavização com relação à taxa SELIC estabelecida no período anterior, o que é coerente com o comportamento ótimo da autoridade monetária defendido por Woodford (1999), com coeficiente α de 0,9631. A curva de ajuste do modelo e demais estatísticas teste básicas são apresentados no Apêndice D.

Tabela 04 - Coeficientes Constantes Estimados para a Função de Reação do Banco Central

Parâmetro	2000:1 2015:3
c	0,2740** (0,1235)
α	0,9631*** (0,0092)
β	0,2085*** (0,0291)
θ	0,3137*** (0,0537)
ρ	0,0169** (0,0078)
σ^2	0,4897
$\frac{\beta}{1 - \alpha}$	5,650
$\frac{\theta}{1 - \alpha}$	8,501
R ²	0,9887

*** p<0,01

** p<0,05

* p< 0,1

O coeficiente θ estimado para a reação da autoridade monetária ao hiato do produto é de 0,3137 e o coeficiente β estimado para a reação ao desvio da expectativa de inflação com relação à meta é de 0,2085, indicando aparentemente uma sensibilidade maior do BCB ao hiato do produto do que aos desvios da expectativa de inflação com relação a meta, o que contraria a prescrição de um regime de metas de inflação. No entanto, ao realizarmos o teste de restrição linear apresentado no Apêndice E, se rejeita a hipótese de que os coeficientes β e θ sejam diferentes, de maneira que é razoável assumir que existe equilíbrio no peso atribuído pelo BCB à estas duas variáveis. A reação à variação na taxa de câmbio real, ainda que pequena, é significativa e apresenta o sinal esperado para um regime de metas de inflação, uma vez que o aumento da taxa SELIC quando a variação do câmbio real se mostra positiva (depreciação) contribui para apreciação do câmbio.

Como o coeficiente de reação aos desvios das expectativas de inflação com relação a meta estimado para o longo prazo é maior que 1, os resultados obtidos com um modelo de coeficientes constantes indicam que a autoridade monetária brasileira vem agindo de forma consistente com o regime de metas de inflação e o princípio de Taylor no período analisado.

5.1 Markov Regime Switching – Modelo Base

Os resultados das estimações para o modelo com mudança de regimes, de acordo com a especificação estabelecida na equação (1) são apresentados na Tabela 05. O modelo com três regimes apresenta forte convergência em sua estimação e rejeita fortemente a hipótese nula de linearidade do modelo.

No Regime 1 o coeficiente β de reação ao desvio da expectativa de inflação com relação a meta não é significativo estatisticamente, sendo a resposta da autoridade monetária caracterizada principalmente pela sensibilidade com relação ao hiato do produto, com coeficiente θ igual a 0,9528 e elevada preocupação em suavizar os deslocamentos da taxa SELIC, com parâmetro α igual a 0,9737.

Tabela 05 - Estimação do Modelo com 03 Regimes

Parâmetro	Regime 1	Regime 2	Regime 3
β	0,0778 (0,0522)	0,1861*** (0,0170)	0,5529*** (0,0623)
θ	0,9528*** (0,2729)	0,1232 (0,0827)	0,2107*** (0,0711)
ρ	-0,0013 (0,0055)	-0,0013 (0,0055)	-0,0013 (0,0055)
α	0,9737*** (0,0059)	0,9737*** (0,0059)	0,9737*** (0,0059)
c	0,1838*** (0,0778)	0,1838*** (0,0778)	0,1838*** (0,0778)
σ^2	0,5543*** (0,0823)	0,1958*** (0,0223)	0,4806*** (0,0627)
Duração Média	12,5	9,25	5,22
Log-Likelihood	-73,0075		
LR-Test Chi ²	110,67***		
AIC	0,9728		

*** p<0,01

** p<0,05

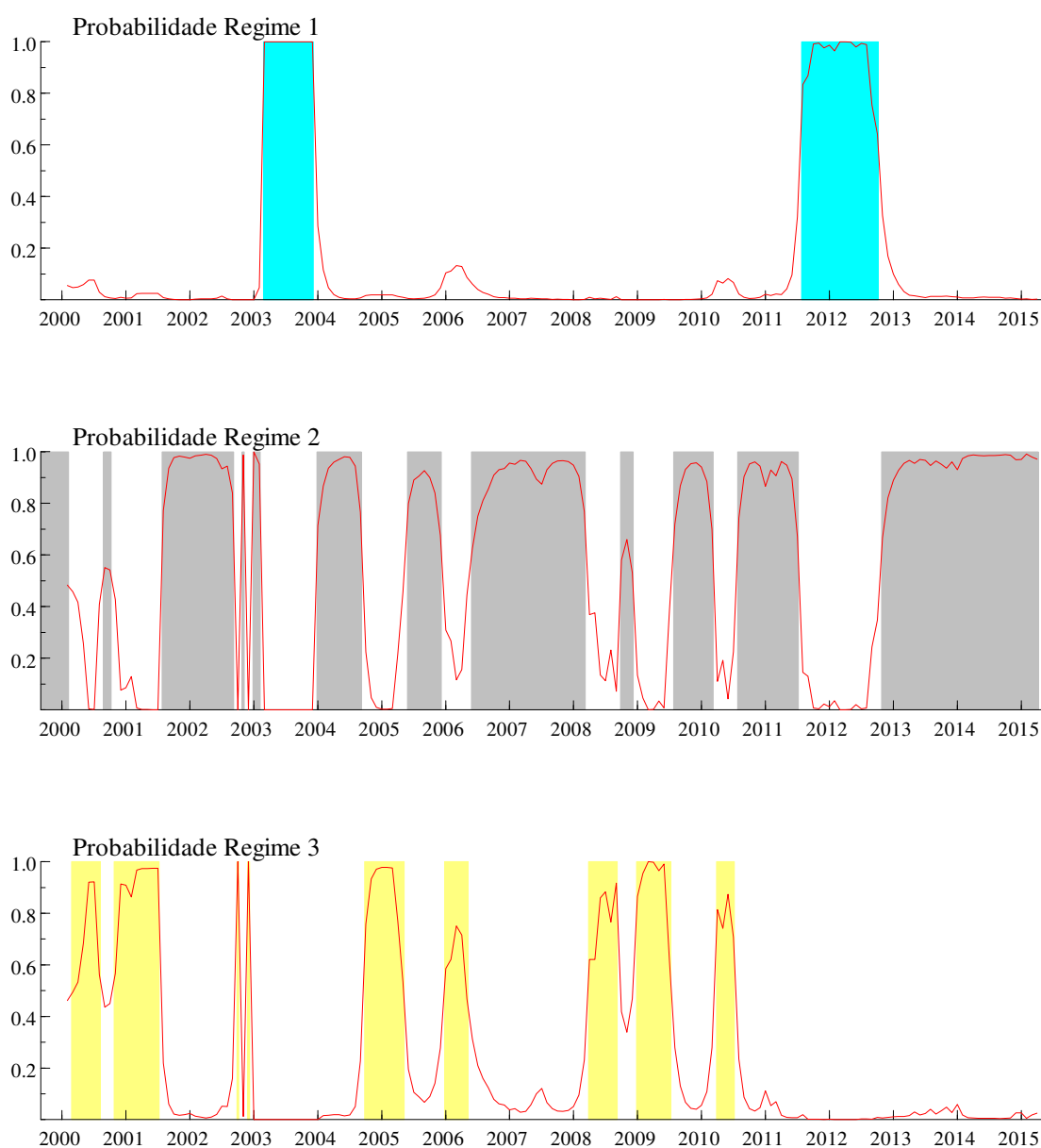
* p< 0,1

A Figura 04 apresenta a localização no tempo de cada um dos três regimes estimados e indica suas respectivas probabilidades suavizadas.

Observamos que o Regime 1 ocorre em dois momentos bem definidos e com duração média de 12,5 meses. O primeiro momento, de Mar/03 a Dez/03, onde o BCB iniciou um período de redução gradual das taxas de juros após forte aumento da taxa SELIC em 2002 como resposta ao crescente desvio das expectativas de inflação com relação à meta causado pelas incertezas sobre a manutenção das bases da política econômica quando ficou evidente que o candidato de oposição ao governo vigente, Luís Inácio Lula da Silva, seria o ganhador das eleições presidenciais de 2002. Com o início do novo governo e a demonstração de sinais claros de que as bases da política

econômica seriam mantidas, o BCB pôde iniciar processo de redução da taxa SELIC e priorizar o equilíbrio do hiato do produto ao mesmo tempo em que os desvios das expectativas de inflação com relação à meta eram reduzidos. Este episódio é característico da importância da credibilidade na política monetária para tornar eventuais ajustes menos custosos.

Figura 04 - Regimes de Política Monetária – β e θ variando entre regimes



Já o segundo momento em que o Regime 1 ocorre se estende por um período maior e vai de Agosto de 2011 a Outubro de 2012. Este período se caracteriza por redução

da taxa SELIC pelo BCB ao mesmo tempo em que ocorre elevação do desvio das expectativas de inflação com relação à meta, em movimento contrário à prescrição da regra de Taylor.

O Regime 2 é aquele que ocorre com maior frequência, por cerca de 61% do tempo após a implementação do sistema de metas de inflação no Brasil. O resultado da estimação indica que o BCB reage apenas à variável desvio da expectativa de inflação com relação à meta ($\beta = 0,1861$) uma vez que o valor do coeficiente relativo ao hiato do produto não é significativo neste regime.

O Regime 3 ocorre em cerca de 26% dos meses correspondentes ao período analisado e é aquele com menor duração média, 9,25 meses. De forma diferente aos regimes apresentados anteriormente, este regime caracteriza-se por apresentar coeficientes significativos estatisticamente tanto para a inflação como para o hiato do produto. Os coeficientes β e θ são estimados em 0,5543 e 0,2107 respectivamente, indicando que o BCB atribuiu neste período maior peso aos desvios das expectativas de inflação com relação à meta do que ao hiato do produto. O Regime 3 é o que apresenta o maior coeficiente de longo prazo de reação ao desvio da expectativa de inflação com relação a meta entre os regimes estimados.

O Apêndice F apresenta o ajuste do modelo estimado e o comportamento das respectivas funções de autocorrelação dos resíduos.

O teste de igualdade dos coeficientes é realizado através da aplicação do teste de restrição linear apresentado no Apêndice G. Este teste indica que os valores obtidos para os coeficientes β_2 e θ_2 são estatisticamente iguais. Entretanto, como o coeficiente θ_2 é não significativo estatisticamente, este resultado perde relevância para as conclusões quanto ao comportamento do Regime 2.

No Apêndice H é apresentado o detalhamento da ocorrência de cada regime, com seu período de início e fim, a quantidade de meses de sua duração e a probabilidade média de se estar no respectivo regime.

Como visto nos capítulos anteriores, a transição de um regime para outro nos modelos *Markov Regime Switching* ocorre de forma endógena de acordo com uma certa probabilidade estabelecida a partir dos dados. A Tabela 06 apresenta a matriz de transição entre regimes, onde verificamos uma alta persistência tanto para os regimes

1, como para os regimes 2 e 3. Verificamos também que a probabilidade de transição para o Regime 3 uma vez que se está no Regime 1 e vice-versa é igual a zero. Isso indica a necessidade de se passar pelo Regime 2 em uma eventual transição entre regimes 1 e 3, o que caracteriza de certa forma o gradualismo da política monetária.

Tabela 06 - Matriz de transição de probabilidades $p_{\{ij\}} = P(\text{Regime } i \text{ em } t+1 \mid \text{Regime } j \text{ em } t)$

	Regime 1, t	Regime 2, t	Regime 3, t
Regime 1, t+1	0,9023	0,0249	0,0000
Regime 2, t+1	0,0977	0,8854	0,2103
Regime 3, t+1	0,0000	0,0897	0,7897

É importante notar que o coeficiente de resposta à variação da taxa de câmbio real se mostrou baixo e não significativo nesta estimação. Como a literatura apresenta exemplos de que esta variável é relevante na estimação da reação dos Bancos Centrais, principalmente em economias abertas e emergentes, este aspecto será estudado em maiores detalhes na próxima seção, onde estimaremos um modelo que possibilita mudança de regime para os coeficientes relacionados a esta variável, partindo da premissa de que a reação à taxa de câmbio pode ser significativa em alguns regimes e não significativa em outros.

5.2 Markov Regime Switching – Modelo com coeficiente do câmbio real variando entre regimes

Para estimarmos o modelo com o coeficiente relativo à flutuação do câmbio real variando entre regimes é necessário realizar pequena modificação na especificação original apresentada na equação (1), onde ρ_{st} passa a ser um coeficiente dependente do regime em que se encontra a economia. O modelo modificado é dado por:

$$i_t = c + \alpha i_{t-1} + \beta_{st}(E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \theta_{st} y_{t-1} + \rho_{st} \Delta e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{st}^2)$$

Os resultados das estimações para este modelo são apresentados na Tabela 07. O Apêndice I apresenta o ajuste do modelo estimado e o comportamento das respectivas funções de autocorrelação dos resíduos. Verificamos a existência de forte convergência na estimação e a hipótese nula de linearidade do modelo é fortemente rejeitada. Assumindo o critério de informação Akaike (AIC) como válido para seleção do melhor modelo, podemos afirmar que esta alteração melhora a qualidade do modelo estimado e o torna mais adequado na representação da função de reação do BCB.

Observamos que a reação da regra de política monetária à variável taxa de câmbio real é significativa para os Regimes 1 e 3, porém com sinal negativo no Regime 1 e sinal positivo para o Regime 3. Como uma variação positiva da taxa de câmbio real com relação ao período anterior implica em depreciação cambial, o sinal positivo deste coeficiente verificado no Regime 3 é consistente com um regime de metas de inflação que busca minimizar a flutuação cambial. Já o sinal negativo deste coeficiente apresentado no regime 1 indica que o BCB reagiu com aumento da taxa SELIC, ainda que de maneira bastante suave, quando verificada apreciação da taxa de câmbio real nos períodos em que este regime esteve vigente e reagiu com redução da taxa SELIC quando verificada depreciação da taxa de câmbio real, em um comportamento que reforçou a tendência, quer seja de apreciação ou de depreciação cambial em cada um dos períodos em que este regime esteve vigente.

No Regime 1 o coeficiente β de reação ao desvio da expectativa de inflação com relação a meta não é significativo, sendo a resposta da autoridade monetária caracterizada pela sensibilidade ao hiato do produto, com coeficiente θ igual a 0,5813,

reação com sinal negativo à variação na taxa de câmbio real e elevada preocupação em suavizar os deslocamentos da taxa SELIC, com parâmetro α igual a 0,9668.

Tabela 07 - Estimação do Modelo com 03 Regimes - Modelo Modificado

Parâmetro	Regime 1	Regime 2	Regime 3
β	0,0207 (0,0419)	0,1893*** (0,0197)	0,5162*** (0,0388)
θ	0,5813*** (0,1027)	0,1503*** (0,0395)	-0,2105 (0,1773)
ρ	-0,0619** (0,0247)	-0,0005 (0,0064)	0,1532*** (0,0207)
α	0,9668*** (0,0065)	0,9668*** (0,0065)	0,9668*** (0,0065)
c	0,2767*** (0,0866)	0,2767*** (0,0866)	0,2767*** (0,0866)
σ^2	0,4977*** (0,0624)	0,2260*** (0,0215)	0,3512*** (0,0559)
Duração Média	7,8	17,57	10,50
$\frac{\beta}{1 - \alpha}$	-	5,702	15,548
$\frac{\theta}{1 - \alpha}$	17,509	4,527	-
Log-Likelihood	-65,0452		
LR-Test Chi ²	126,59***		
AIC	0,9076		

*** p<0,01

** p<0,05

* p< 0,1

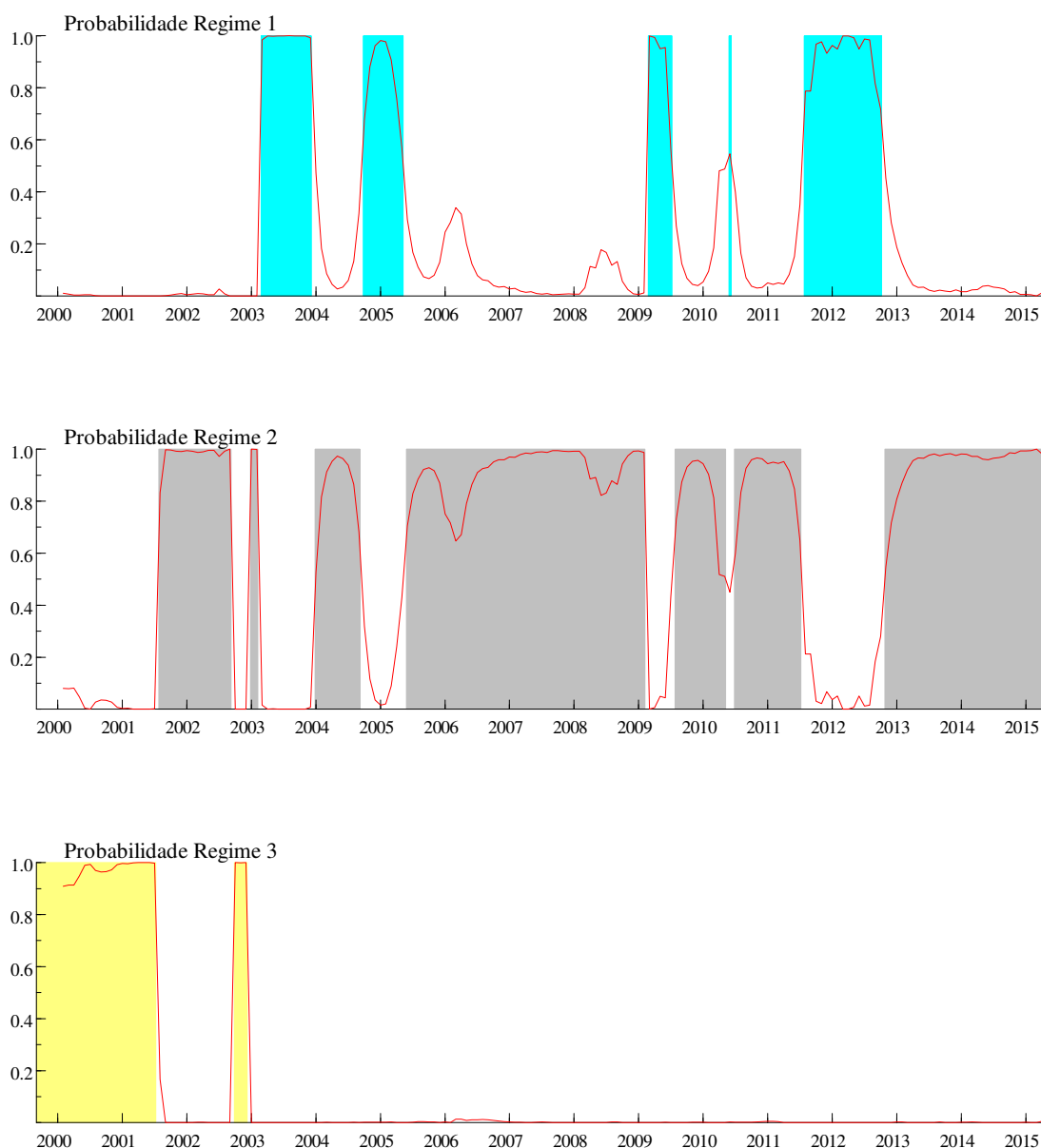
A Figura 05 apresenta a localização no tempo de cada um dos três regimes estimados e indica suas respectivas probabilidades suavizadas.

Ao possibilitarmos a variação do coeficiente da taxa de câmbio real entre regimes, observamos três novos períodos incluídos no Regime 1. Além dos períodos de Mar/03

a Dez/03 e Ago/11 a Out/12 já discutidos quando avaliamos na seção anterior o modelo da equação (1), também estão classificados neste regime os períodos de Jun/10, Mar/09 a Jul/09 e Out/04 a Mai/05.

Devido ao valor de 0,547 como probabilidade do período Jun/10 pertencer ao regime 1 e sua curta duração de apenas 1 mês, é razoável excluirmos este período da análise de transição entre regimes de política monetária. Ao observarmos a Figura 05, vemos que este período também apresenta probabilidade razoável (0,453) de pertencer ao regime 2.

Figura 05 - Regimes de Política Monetária – β , θ e ρ variando entre regimes



Já o período de Mar/09 a Jul/09 é caracterizado pela resposta do BCB aos efeitos da crise mundial iniciada em 2008, onde a economia brasileira operava com hiato do produto fortemente negativo, sendo esta uma explicação bastante razoável para a maior sensibilidade da autoridade monetária ao hiato do produto, reduzindo a taxa SELIC para reequilibrar o nível de atividade econômica.

O período de Out/04 a Mai/05 é caracterizado por aumento do hiato positivo do produto, estabilidade na medida do desvio da expectativa de inflação com relação a meta e forte apreciação cambial. Mesmo estando dentro de um regime que não reage à variável desvio da expectativa de inflação com relação à meta, o BCB promoveu a elevação da taxa SELIC, agindo de forma consistente com sua maior sensibilidade ao hiato do produto e ao sinal negativo atribuído ao coeficiente de resposta à variação cambial, o que implicou em aceleração da apreciação cambial tendo como mecanismo a taxa de juros.

O Regime 2 é aquele que ocorre com maior frequência, por cerca de 67% do tempo após a implementação do regime de metas de inflação no Brasil e indica um equilíbrio entre os coeficientes β e θ que determinam a sensibilidade aos desvios da expectativa de inflação com relação a meta e hiato do produto respectivamente. Ainda que o coeficiente β (0,1893) seja maior que o coeficiente θ (0,1503), o teste de restrição linear apresentado no Apêndice J não nos permite afirmar que eles são diferentes estatisticamente. O resultado obtido na estimação indica que no Regime 2 a política monetária não reage às variações da taxa de câmbio real e se comporta de maneira consistente com o esperado de um Banco Central que opera sob regime de metas de inflação estrito. O coeficiente β no longo prazo é maior que 1, o que indica que durante o regime 2 a autoridade monetária brasileira observa o princípio de Taylor.

O Regime 3 é o de menor frequência, ocorrendo em cerca de 11% dos meses correspondentes ao período analisado e se caracteriza por forte reação do BCB ao desvio das expectativas de inflação com relação a meta, reação com sinal positivo à flutuação na taxa de câmbio real e coeficiente não significativo estatisticamente para reação ao hiato do produto. Este regime é consistente com o estabelecido em um sistema de metas de inflação e o coeficiente β no longo prazo maior que 1 indica sua aderência ao princípio de Taylor.

Apesar das diferenças mencionadas anteriormente entre os regimes, é importante destacar o forte peso atribuído pelo BCB ao parâmetro α , responsável pela suavização da reação da autoridade monetária, o que indica que a autoridade monetária se move sempre com bastante cautela em resposta aos choques sofridos pela economia.

Na Tabela 08 é apresentado o detalhamento da ocorrência de cada regime, o que compreende seu período de início e fim, a quantidade de meses de sua duração e a probabilidade média de se estar no respectivo regime.

Tabela 08 - Duração e Probabilidade dos Regimes - Modelo Ajustado

Regime 1	Meses	Probabilidade Média
2003(3) - 2003(12)	10	0,997
2004(10) - 2005(5)	8	0,840
2009(3) - 2009(7)	5	0,893
2010(6) - 2010(6)	1	0,547
2011(8) - 2012(10)	15	0,921
Regime 2	Meses	Probabilidade Média
2001(8) - 2002(9)	14	0,981
2003(1) - 2003(2)	2	0,999
2004(1) - 2004(9)	9	0,848
2005(6) - 2009(2)	45	0,911
2009(8) - 2010(5)	10	0,814
2010(7) - 2011(7)	13	0,881
2012(11) - 2015(4)	30	0,943
Regime 3	Meses	Probabilidade Média
2000(2) - 2001(7)	18	0,973
2002(10) - 2002(12)	3	1,000

De junho de 2005 a fevereiro de 2009 verificamos o maior período ininterrupto de permanência em um dado regime. Neste período a política monetária permanece por 45 meses seguidos no regime 2. O desvio médio das expectativas de inflação com relação à meta neste período foi de -0,001% com desvio padrão de 0,529%.

Já o segundo maior período ininterrupto de permanência em um dado regime ocorre a partir de novembro de 2012, onde verificamos a ocorrência do regime 2 por 30 meses seguidos. O desvio médio das expectativas de inflação com relação à meta neste período foi de 1,603% com desvio padrão de 0,448%.

A Tabela 09 apresenta a matriz de transição entre regimes, onde verificamos uma alta persistência em todos eles. Verificamos também que a probabilidade de transição para o Regime 3 uma vez que se está no Regime 1 e vice-versa é igual a zero. Isso indica a necessidade de passar pelo Regime 2 em uma eventual transição entre regimes 1 e 3, o que é verificado na Figura 5 e caracteriza de certa forma o gradualismo da política monetária.

Tabela 09 - Matriz de transição de probabilidades $p_{ij} = P(\text{Regime } i \text{ em } t+1 \mid \text{Regime } j \text{ em } t)$

	Regime 1, t	Regime 2, t	Regime 3, t
Regime 1, t+1	0,8643	0,0541	0,0000
Regime 2, t+1	0,1357	0,9348	0,1001
Regime 3, t+1	0,0000	0,0111	0,8999

Este mesmo modelo foi estimado utilizando-se a série de variação do câmbio nominal ao invés do câmbio real. Os resultados são apresentados no Apêndice K, porém as conclusões estabelecidas neste estudo permanecem as mesmas.

Assim, após avaliar o resultado das estimações realizadas, podemos concluir que, de acordo com uma especificação de Regra de Taylor *forward looking* utilizando *Markov Regime Switching* em sua estimação, a regra de política monetária adotada pelo BCB após a implantação do sistema de metas de inflação é caracterizada por três regimes distintos, sendo eles:

- Regime 1: Não aderente ao princípio de Taylor, caracterizado por ação discricionária do BCB, com forte sensibilidade ao hiato do produto, reação com

sinal negativo à variação da taxa de câmbio real e insensibilidade ao desvio das expectativas de inflação com relação à meta;

- Regime 2: Aderente ao princípio de Taylor, caracterizado por equilíbrio entre a sensibilidade da função de reação do BCB ao desvio das expectativas de inflação com relação à meta e ao hiato do produto. Neste regime a variação da taxa de câmbio real não é significativa na formação das decisões do BCB.
- Regime 3: Aderente ao princípio de Taylor e caracterizado pela maior sensibilidade da função de reação do BCB ao desvio das expectativas de inflação com relação à meta, reação com sinal positivo à variação da taxa de câmbio real e insensibilidade ao hiato do produto.

6. CONCLUSÕES

O presente trabalho busca avaliar a existência de diferentes regimes de política monetária no Brasil após a implementação do sistema de metas de inflação em junho de 1999.

Para isso foi utilizado um modelo *Markov Regime Switching* para estimar a função de reação *forward looking* do BCB que reage a desvios da expectativa de inflação com relação a meta, hiato do produto, variação do câmbio real e à uma regra de suavização, estimando estes parâmetros variando entre regimes e atribuindo-se uma probabilidade de ocorrência de cada regime no período analisado.

Os resultados indicam que o BCB atribui grande peso ao parâmetro de suavização em suas decisões, o que é consistente com uma regra de política monetária ótima como destacado por Woodford (1999) e evidenciam a existência de três regimes distintos de política monetária, sendo eles:

- Regime 1: Não aderente ao princípio de Taylor, caracterizado por ação discricionária do BCB, com forte sensibilidade ao hiato do produto, reação com sinal negativo à variação da taxa de câmbio real e insensibilidade ao desvio das expectativas de inflação com relação à meta. Este regime ocorre durante 21% do período analisado.
- Regime 2: Aderente ao princípio de Taylor, caracterizado por equilíbrio entre a sensibilidade da função de reação do BCB ao desvio das expectativas de inflação com relação à meta e ao hiato do produto, além de não apresentar reação às variações da taxa de câmbio real. Este regime ocorre durante 67% do período analisado.
- Regime 3: Aderente ao princípio de Taylor e caracterizado pela maior sensibilidade da função de reação do BCB ao desvio das expectativas de inflação com relação à meta, reação com sinal positivo à variação da taxa de câmbio real e insensibilidade ao hiato do produto. Este regime ocorre durante 12% do período analisado.

Em aproximadamente oitenta por cento (80%) do período após a implantação do regime de metas de inflação, as decisões do BCB seguiram a prescrição da Regra de Taylor, sendo que na maior parte deste tempo, sua atuação se deu no Regime 2,

caracterizado pelo equilíbrio entre os pesos atribuídos ao desvio das expectativas de inflação com relação à meta e ao hiato do produto.

O Regime 1, caracterizado pela ação discricionária do BCB com maior peso à estabilização do hiato do produto aparece tanto durante os mandatos de Henrique Meirelles como de Alexandre Tombini à frente da instituição.

Durante o mandato de Henrique Meirelles, esta ação discricionária resultou em redução de juros no início de 2003 após a forte alta ocorrida ao final de 2002 como resposta às incertezas geradas pela possibilidade de mudança de política econômica decorrente da eleição do governo Lula, aumento de juros entre o final de 2004 e início de 2005 em resposta ao hiato do produto positivo e redução de juros mais acentuada como medida de contenção dos efeitos da crise mundial de 2008.

Já durante o mandato de Alexandre Tombini, o Regime 1 aparece pelo maior período ininterrupto desde a adoção do sistema de metas de inflação, por 15 meses seguidos a partir de agosto de 2011. Este período se caracteriza pela redução da taxa SELIC, atingindo seu menor patamar histórico, mesmo em um cenário de elevação do desvio das expectativas de inflação com relação à meta e depreciação cambial.

O Regime 2, que como mencionado anteriormente é caracterizado pelo equilíbrio entre os pesos atribuídos ao desvio das expectativas de inflação com relação à meta e ao hiato do produto e aderência ao princípio de Taylor foi verificado tanto durante os mandatos de Armínio Fraga, Henrique Meirelles e Alexandre Tombini à frente do BCB. É importante destacar que mesmo estando no Regime 2 desde novembro de 2012, verificamos durante o mandato de Alexandre Tombini que o desvio das expectativas de inflação com relação à meta é crescente, o que pode ser consequência de incerteza dos agentes econômicos com relação ao compromisso do BCB em perseguir a meta de inflação, causada pelo longo período de permanência da política monetária no Regime 1 mesmo com as expectativas de inflação apresentando trajetória crescente. Este resultado é coerente com Pastore (2015) que afirma ter ocorrido uma desancoragem das expectativas de inflação no Brasil neste período.

O Regime 3, caracterizado pela menor tolerância a desvios da expectativa de inflação com relação à meta e pelo sinal positivo no coeficiente de reação às flutuações do câmbio foi observado apenas durante o mandato de Armínio Fraga à frente do BCB.

Tal comportamento pode ter sido influenciado pela necessidade de construção de credibilidade no ainda incipiente sistema de metas de inflação brasileiro e pela necessidade de resposta às incertezas geradas pela possibilidade de mudança de política econômica decorrente da expectativa dos agentes econômicos com relação à eleição do governo Lula.

Os resultados apresentados reforçam o caráter endógeno das mudanças de regime de política monetária, corroboram resultados de estudos empíricos anteriores que afirmam a existência de variação nos pesos atribuídos pelo BCB às variáveis relevantes em sua função de reação e indicam alto grau de persistência em cada regime, consistente com uma política monetária que realiza mudanças graduais como forma de reduzir volatilidade tanto de inflação como de produto.

7. BIBLIOGRAFIA

- ARAGÓN, Edilean K.S.B; PORTUGAL, Marcelo S.; *Central Bank Preferences and Monetary Rules under the Inflation Targeting Regime in Brazil*, Brazilian Review of Econometrics, v.29, n.1, p. 79-109, May 2009
- ASSENMACHER-WECHER, Katrin; *Estimating Central Banks' Preferences from a Time-Varying Empirical Reaction Function*, European Economic Review, #50, pp. 1951-1974, 2006
- BAI, Jushan; PERRON, Pierre; *Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models*, Journal of Applied Econometrics, Vol. 18, pp. 1-22, 2003
- BALBINO, Christian E.; COLLA, Ernesto; TELES, Vladimir K.; *A Política Monetária Brasileira sob o Regime de Metas de Inflação*, Revista Brasileira de Economia, v. 65 n. 2, p. 113-126, Abr-Jun 2011
- BALL, Laurence; *Policy Rules for Open Economies*, NBER Monetary Policy Rules, University of Chicago Press, p. 127-144, January 1999
- BATINI, Nicoletta; HALDANE, Andrew G.; *Forward looking Rules for Monetary Policy*, NBER Monetary Policy Rules, University of Chicago Press, p. 157-192, January 1999
- BOGDANSKI, Joel; TOMBINI, Alexandre A.; WERLANG, Sérgio R.C.; *Implementing Inflation Targeting in Brazil*, Banco Central do Brasil, Working Paper Series, #1, July 2000
- BOIVIN, Jean; *Has US Monetary Policy Changed? Evidence from Drifting Coefficients and Real-time Data*, Journal of Money, Credit, and Banking, Vol. 38, No 5, pp. 1149-1173, August 2006
- BONOMO, Marco A.; BRITO, Ricardo D.; *Regras Monetárias e Dinâmica Macroeconômica no Brasil: Uma Abordagem de Expectativas Racionais*, Revista Brasileira de Economia, v. 56 n. 4, p. 551-589, Out-Dez 2002
- BRITO, Ricardo D.; BYSTEDT, Brianne; *Inflation Targeting in Emerging Economies: Panel Evidence*, Journal of Development Economics 91, 2010 (198-210)
- BUENO, Rodrigo D.L.S; *Taylor Rule with Hidden States*, Working Paper, University of Chicago, 2004

BUENO, Rodrigo D.L.S; *Questioning the Taylor Rule*, Working Paper, University of Sao Paulo, 2008

CALVO, Guillermo A.; REINHART, Carmen M.; *Fear of Floating*, NBER Working Paper No. 7993, November 2000

CARNEIRO, Dionísio D.; WU, Thomas Y.H; *Contas Externas e Política Monetária*, Revista Brasileira de Economia, v. 58 n. 3, p. 301-323, Jul-Set 2004

CLARIDA, Richard; GALÍ, Jordi; GERTLER, Mark; *Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory*, Working Paper 6442, NBER Working Paper Series, March 1998

CURADO, Thiago; CURADO, Marcelo; *Identificando as Preferências do Banco Central do Brasil (2002-2013)*, Estud. Econ., vol. 44, n.3, p. 445-467, Jul-Set 2014

DAVIG, Troy; DOH, Taeyoung; *Monetary Policy Regime Shifts and Inflation Persistence*, The Federal Reserve Bank of Kansas City, Research Working Papers, RWP 08-16, December 2009

FACHADA, Pedro; *Inflation Targeting in Brazil: Reviewing Two Years of Monetary Policy 1999/00*, Banco Central do Brasil, Working Paper Series, #25, August 2001

FOERSTER, Andrew T.; *Monetary Policy Regime Switches and Macroeconomic Dynamics*, The Federal Reserve Bank of Kansas City, Research Working Papers, RWP 13-04, November 2014

FRAGA, Arminio; GOLDFAJN, Ilan; MINELLA, André; *Inflation Targeting in Emerging Market Economies*, NBER Macroeconomics Annual 2003, Vol. 18, The MIT Press, p. 366-400, July 2004

FREITAS, Paulo S.; MUINHOS, Marcelo K.; *A Simple Model for Inflation Targeting in Brazil*, Banco Central do Brasil, Working Paper Series, #18, April 2001

GOLDFELD, Stephen M.; QUANDT, Richard E.; *A Markov Model for Switching Regressions*, Journal of Econometrics, #1, pp. 3-16, 1973

GONÇALVES, Carlos E.S; SALLES, João M.; *Inflation Targeting in Emerging Economies: What do the Data Say?*, Journal of Development Economics 85, 2008 (312-318)

HAMILTON, James D.; *A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle*, Econometrica, Vol. 57, No. 2, pp. 357-384, Mar. 1989

HAMILTON, James D.; *Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime*, Journal of Econometrics, #45, pp. 39-70, 1990

HOLLAND, Márcio; *Exchange Rate Volatility and the Fear of Floating in Brazil*, EconomiA, Selecta, Vol. 7, No. 2, pp. 279-292, May-Aug 2006

HUTCHISON, Michael M.; SENGUPTA, Rajeswari; SINGH, Nirvikar; *Dove or Hawk? Characterizing Monetary Policy Regime Switches in India*, Emerging Markets Review 16, 2013 (183-202)

KIM, Chang-Jin; NELSON, Charles R.; *Estimation of a Forward looking Monetary Policy Rule: A Time-Varying Parameter Model Using Ex Post Data*, Journal of Monetary Economics, #53, pp. 1949-1966, 2006

KLEIN, Júlia C.; *Preços e Ativos e Determinação da Política Monetária Brasileira: uma Análise Empírica*, Dissertação (Mestrado), Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, 2007

MAGALHÃES, Camila C.; *Regra de Taylor e a Resposta da Taxa de Juros à Inflação no Brasil*, Dissertação (Mestrado), Universidade de São Paulo, 2007

MINELLA, André; FREITAS, Paulo S.; GOLDFAJN, Ilan; MUINHOS, Marcelo K.; *Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility*, Banco Central do Brasil, Working Paper Series, #77, July 2003

MISHKIN, Frederic S.; *Inflation Targeting in Emerging Market Countries*, Monetary Policy Strategy, MIT Press, pp. 271-278, 2007

MISHKIN, Frederic S.; SAVASTANO, Miguel A.; *Monetary Policy Strategies for Latin America*, Monetary Policy Strategy, MIT Press, pp. 279-308, 2007

MOHANTY, M. S.; KLAU, Marc; *Monetary Policy Rules in Emerging Market Economies: Issues and Evidence*, Bank For International Settlements, BIS Working Papers, No 149, March 2004

OLIVEIRA, Nadja S.M.N; MEDEIROS, Edson R.; MEDEIROS, Gabriela B.; ARAGÓN, Edilean K.S.B; FILHO, Umberto A.S.; *Testando Mudanças Estruturais na Regra de Taylor: Um Estudo Empírico para o Brasil (2000-2011)*, Revista de Economia, v.39, n.2, p. 28-50, Mai-Ago 2013

ORPHANIDES, Athanasios; *Monetary Policy Rules based on Real Time Data*, The American Economic Review, Vol. 91, No. 4, pp, 964-985, Set. 2001

ORPHANIDES, Athanasios; *Monetary Policy Rules, Macroeconomic Stability, and Inflation: A View from the Trenches*, Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 36, No. 2, pp, 151-175, Apr. 2004

PAPELL, David H.; PRODAN, Ruxandra; RZHEVSKYY, Alex N.; *Taylor Rules versus Discretion in U.S. Monetary Policy*, August 2, 2013

PAPELL, David H.; MURRAY, Christian J.; RZHEVSKYY, Alex N.; *Markov Switching and the Taylor Principle*, August 5, 2013

PASTORE, Afonso C.; *Inflação e Crises: o papel da moeda*, Rio de Janeiro, Elsevier, pp. 258-277, 2015

POLICANO, Rodrigo M.; *A Sensibilidade da Política Monetária no Brasil: 1995-2005*, Dissertação (Mestrado), Universidade de São Paulo, 2006

RUDEBUSCH, Glenn D.; SVENSSON, Lars E.O; *Policy Rules for Inflation Targeting*, NBER Monetary Policy Rules, University of Chicago Press, p. 203-246, January 1999

SALGADO, Maria J.S.; GARCIA, Márcio G.P.; MEDEIROS, Marcelo C.; *Monetary Policy During Brazil's Real Plan: Estimating the Central Bank's Reaction Function*, Revista Brasileira de Economia, v. 59 n. 1, p. 61-79, Jan-Mar 2005

TAYLOR, John B.; *Discretion versus Policy Rules in Practice*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy #39, 1993 (195-214)

TAYLOR, John B.; *A Historical Analysis of Monetary Policy Rules*, NBER Monetary Policy Rules, University of Chicago Press, p. 319-348, January 1999

TAYLOR, John B.; *Using Monetary Policy Rules in Emerging Market Economies*, Stanford University, December 2000

TAYLOR, John B.; *The Role of the Exchange Rate in Monetary Policy Rules*, The American Economic Review, Vol. 91, #2 (263-267), May 2001

TELES, Vladimir K.; BRUNDO, Mario; *Medidas de Política Monetária e a Função de Reação do Banco Central do Brasil*, Julho de 2006

TELES, Vladimir K.; ZAIDAN, Marta; Taylor Principle and Inflation Stability in Emerging Countries, Journal of Development Economics 91, pp. 180-183, 2010

WOODFORD, Michael, *Optimal Monetary Policy Inertia*, The Manchester School Supplement 1999, 1463-6786, p. 1-35, 1999

WOODFORD, Michael, *The Taylor Rule and Optimal Monetary Policy*, The American Economic Review, Vol. 91, #2 (232-237), May 2001

ZAIDAN, Marta P.; *Medidas de Política Monetária e Estabilidade da Inflação em Países Emergentes*, Dissertação (Mestrado Profissional), Escola de Economia de São Paulo, 2007

8. APÊNDICES

APÊNDICE A: Testes de Raiz Unitária das Séries Utilizadas

APÊNDICE B: Teste de Cointegração de Johansen

APÊNDICE C: Séries de Dados e Estatísticas Básicas

APÊNDICE D: Ajuste do Modelo com coeficientes constantes

APÊNDICE E: Teste de Restrição Linear: Modelo com coeficientes constantes

APÊNDICE F: Ajuste do Modelo com coeficientes β e θ sujeitos à mudança de regimes

APÊNDICE G: Teste de Restrição Linear: Modelo com coeficientes β e θ sujeitos à mudança de regimes

APÊNDICE H: Duração e Probabilidades dos Regimes: Modelo com coeficientes β e θ sujeitos à mudança de regimes

APÊNDICE I: Ajuste do Modelo com coeficientes β , θ e ρ sujeitos à mudança de regimes

APÊNDICE J: Teste de Restrição Linear: Modelo com coeficientes β , θ e ρ sujeitos à mudança de regimes

APÊNDICE K: Estimação do Modelo com coeficientes β , θ e ρ sujeitos à mudança de regimes – Variação da Taxa de Câmbio Nominal

APÊNDICE A: Testes de Raiz Unitária das Séries Utilizadas

Realizamos o teste de raiz unitária Augmented Dickey-Fuller (ADF) com tendência e intercepto e os resultados são apresentados na Tabela 10 abaixo.

Tabela 10 - Teste de Raiz Unitária: Variáveis do Modelo

Variável	Nível	1ª. Diferença
Hiato do produto (y_t)	-3,962***	-
Desvio da expectativa de inflação com relação à meta (D_j)	-1,501	-6,408***
Variação do câmbio real (Δe_{t-1})	-8,748***	-
Taxa SELIC (i_t)	-0,9585	-7,078***

*** $p < 0,01$

** $p < 0,05$

* $p < 0,1$

Os resultados dos testes indicam que as variáveis hiato do produto (y_t) e variação do câmbio real (Δe_{t-1}) são estacionárias em nível e as variáveis taxa SELIC (i_t) e desvio da expectativa de inflação com relação à meta (D_j) são estacionárias em primeira diferença.

APÊNDICE B: Teste de Cointegração de Johansen

Realizamos o teste de cointegração de Johansen para as séries correspondentes às variáveis do modelo e o sumário dos resultados tendo como base cada uma das premissas do teste são apresentados na Tabela 11 abaixo¹⁰:

Tabela 11 - Relações de Cointegração entre as variáveis

Cointegração: Taxa SELIC e Hiato do Produto					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	1	1	1	1	2
Max-Eig	1	1	1	0	2

Cointegração: Taxa SELIC e Variação da Taxa de Câmbio Real					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	1	1	2	1	2
Max-Eig	1	1	2	1	2

Cointegração: Taxa SELIC e Desvio da expectativa de inflação com relação à meta					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	1	0	0	0	0
Max-Eig	1	0	0	0	0

Cointegração: Taxa SELIC, Hiato do Produto, Variação do câmbio real e Desvio da Expectativa de Inflação com relação à meta					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	2	1	2	1	2
Max-Eig	2	2	2	1	1

Os resultados dos testes de cointegração de Johansen para as variáveis que compõem o modelo rejeitam a hipótese de não cointegração utilizando tanto as estatísticas traço como de máximo autovalor.

¹⁰ Software Eviews foi utilizado para cálculo das relações de cointegração. Relações estimadas ao nível de confiança de 5% e com intervalos de defasagem (lags) de 1 a 4.

APÊNDICE C: Séries de Dados e Estatísticas Básicas

Tabela 12 - Estatísticas Básicas - Taxa SELIC e Inflação

Estatísticas Básicas		
Dados Mensais	Taxa SELIC (i_t)	Inflação (π)
Média	14,130	6,5908
Desvio Padrão	4,5652	2,6356
Skewness	0,62529	2,2521
Kurtosis	-0,11359	5,8935
Valor Máximo	26,5	17,24
Valor Mínimo	7,25	2,96
# Observações	183	183

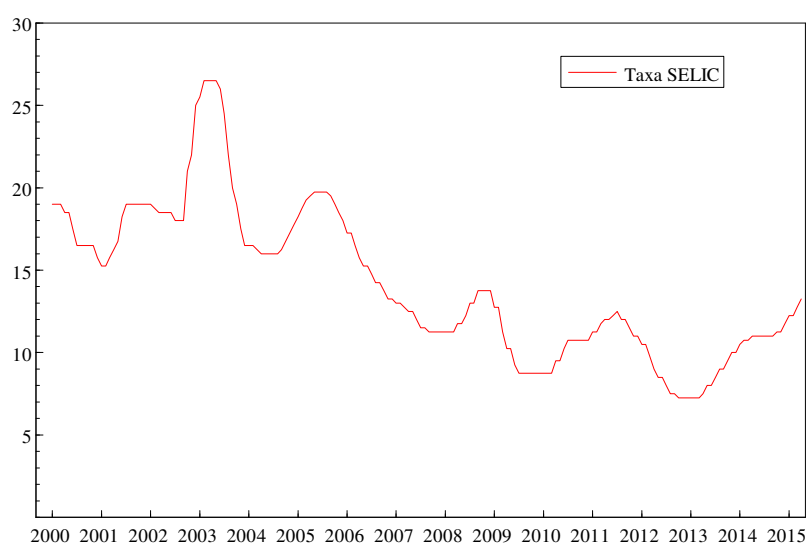


Figura 06 - Série Taxa SELIC

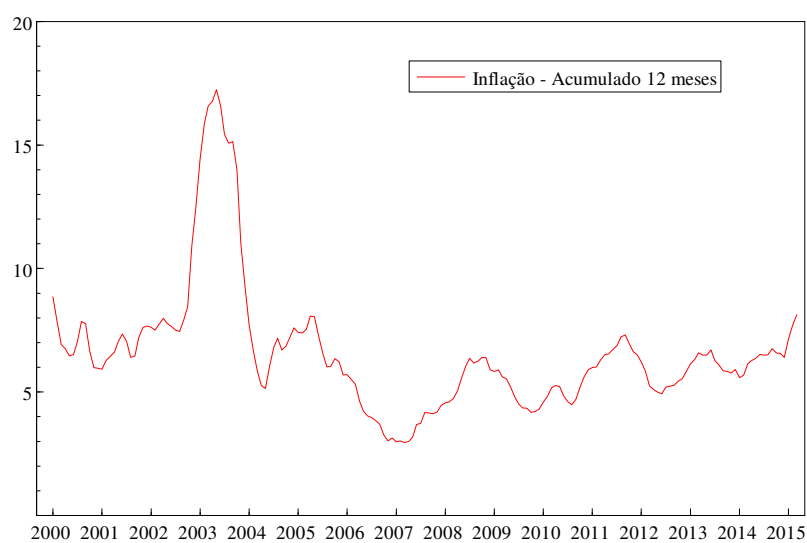


Figura 07 - Série Inflação Acumulada 12 meses

Tabela 13 - Estatísticas Básicas Expectativa de Inflação

Estatísticas Básicas			
Dados Mensais	Exp. Inflação Ano t (π_t^e)	Exp. Inflação Ano t+1 (π_{t+1}^e)	Desvio Exp. Inflação – Meta (D_t)
Média	5,9056	5,0705	1,0135
Desvio Padrão	1,7670	1,0428	1,4392
Skewness	1,7069	2,0545	2,7050
Kurtosis	3,9024	7,2181	8,8312
Valor Máximo	12,470	11,0000	7,4583
Valor Mínimo	2,9900	3,6600	-0,7500
# Observações	183	183	183

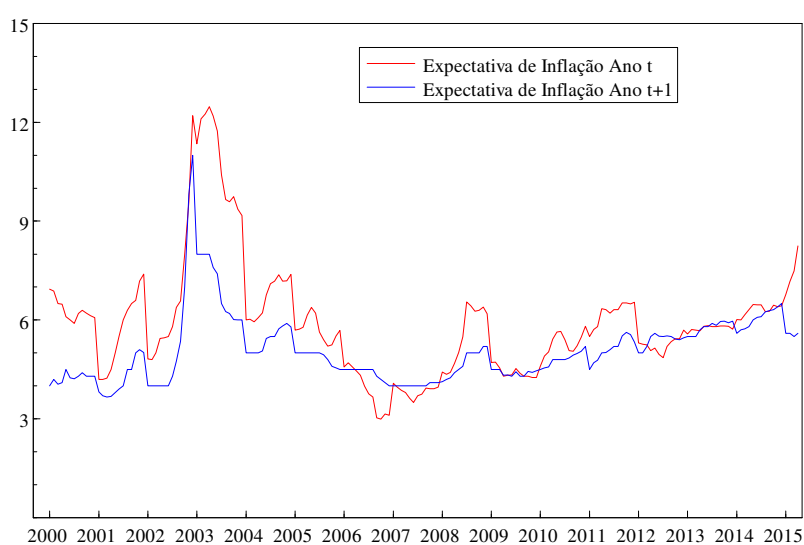


Figura 08 - Série Expectativas de Inflação

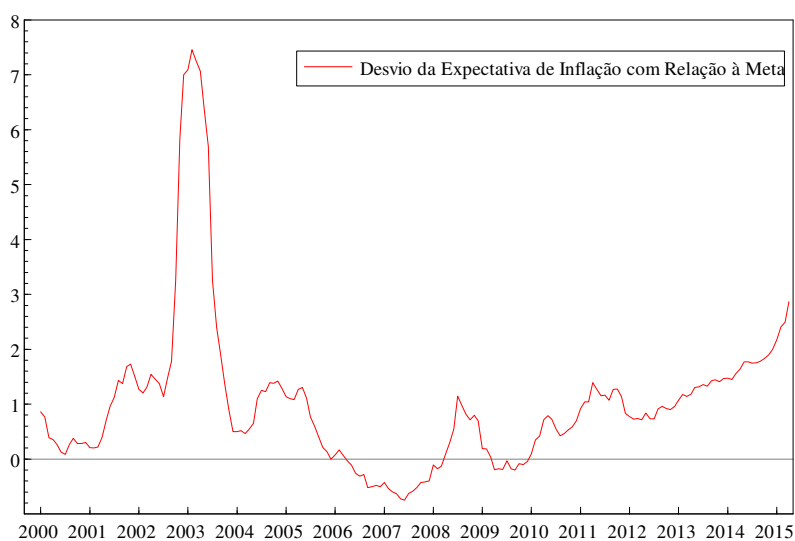


Figura 09 - Série Desvio das Expectativas de Inflação com Relação à Meta

Tabela 14 - Estatística Básica Meta de Inflação

Estatísticas Básicas	
Dados Mensais	Meta de Inflação
Média	4,5328
Desvio Padrão	0,5571
Skewness	1,0082
Kurtosis	1,6336
Valor Máximo	6,0000
Valor Mínimo	3,5000
# Observações	183

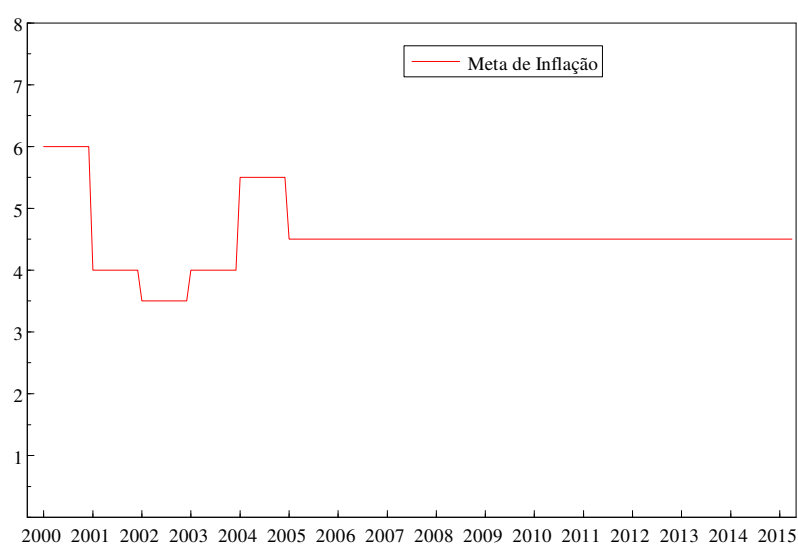


Figura 10 - Série Meta de Inflação

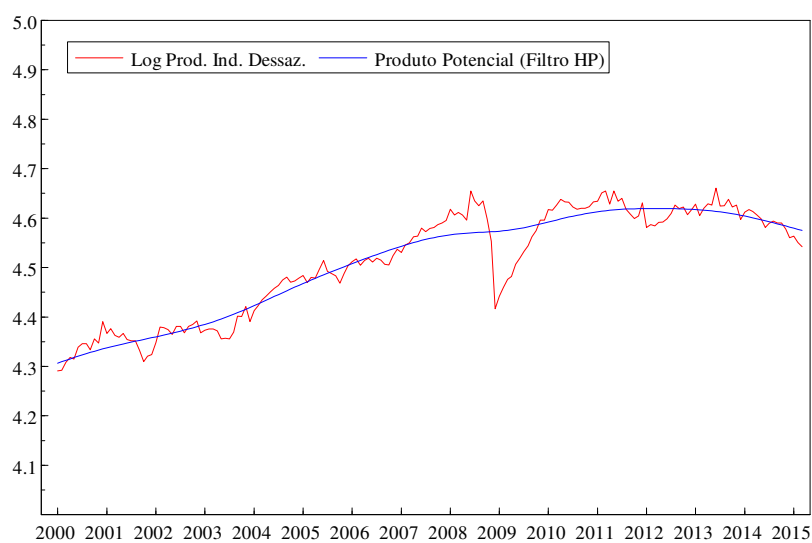


Figura 11 - Série Produto Potencial

Tabela 15 - Estatísticas Básicas Prod. Industrial e Hiato do Produto

Estatísticas Básicas		
Dados Mensais	Prod. Industrial	Hiato do Produto (y_t)
Média	91,545	0,0095
Desvio Padrão	9,5555	0,6865
Skewness	-0,35262	-1,5127
Kurtosis	-1,3040	5,3880
Valor Máximo	105,70	1,8580
Valor Mínimo	75,037	-3,4193
# Observações	183	183

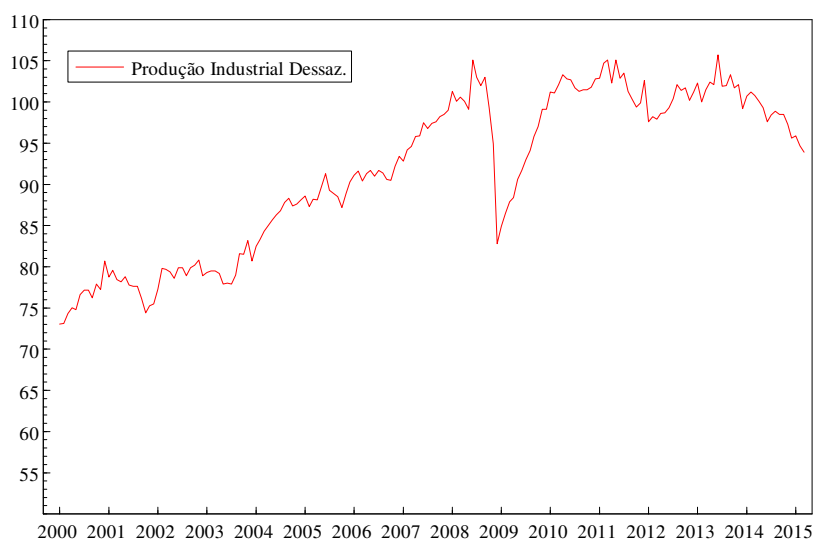


Figura 12 - Série Produção Industrial Dessazonalizada

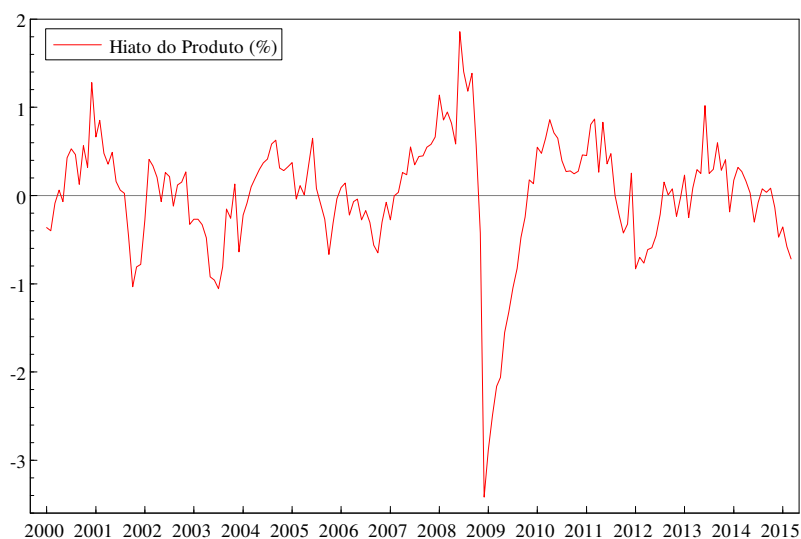


Figura 13 - Série Hiato do Produto

Tabela 86 - Estatísticas Básicas Câmbio Efetivo Real

Estatísticas Básicas		
Dados Mensais	Índice Taxa Câmbio Efetiva Real	Δ Taxa de Câmbio Efetiva Real
Média	101,95	-0,1172
Desvio Padrão	31,347	3,8003
Skewness	0,9107	0,5323
Kurtosis	0,0870	1,9145
Valor Máximo	206,11	15,955
Valor Mínimo	61,560	-11,843
# Observações	183	182

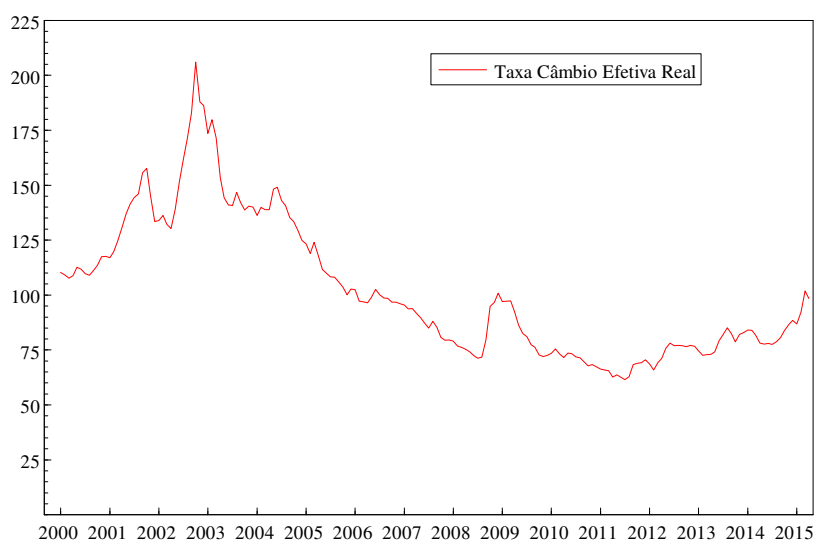


Figura 14 - Série Índice do Câmbio Efetivo Real

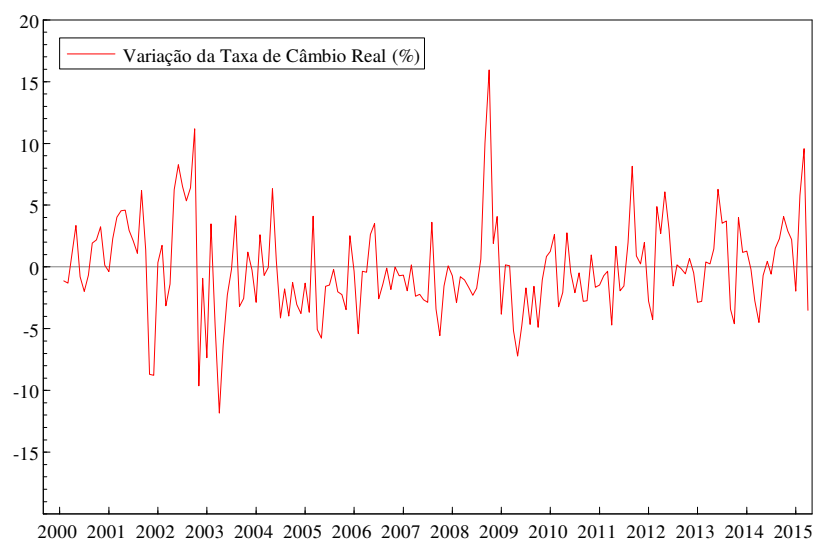


Figura 15 - Série Variação da Taxa de Câmbio Real

Tabela 97 - Estatísticas Básicas Taxa de Câmbio Nominal

Estatísticas Básicas		
Dados Mensais	Taxa Câmbio Nominal	Δ Taxa de Câmbio Nominal
Média	2,2370	0,2296
Desvio Padrão	0,4841	3,8105
Skewness	0,9158	0,7655
Kurtosis	0,3354	2,0372
Valor Máximo	3,8059	17,180
Valor Mínimo	1,5639	-10,524
# Observações	183	182

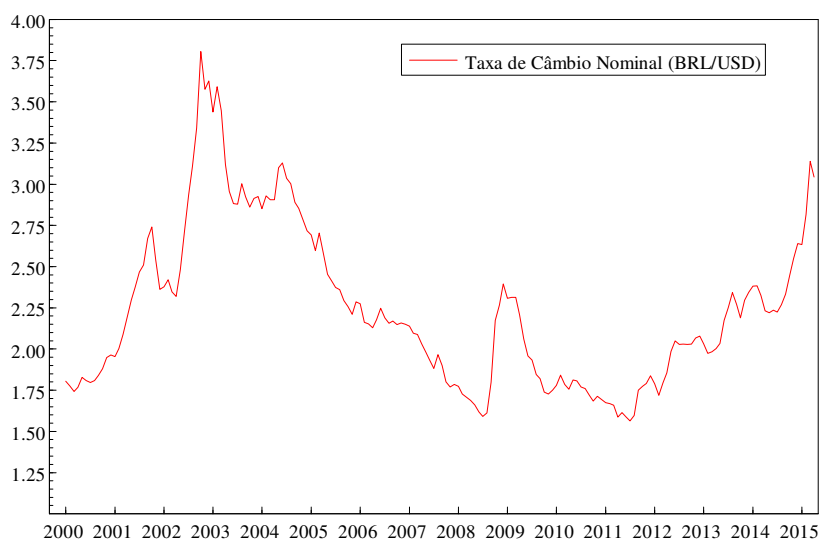


Figura 16 - Série Taxa de Câmbio Nominal

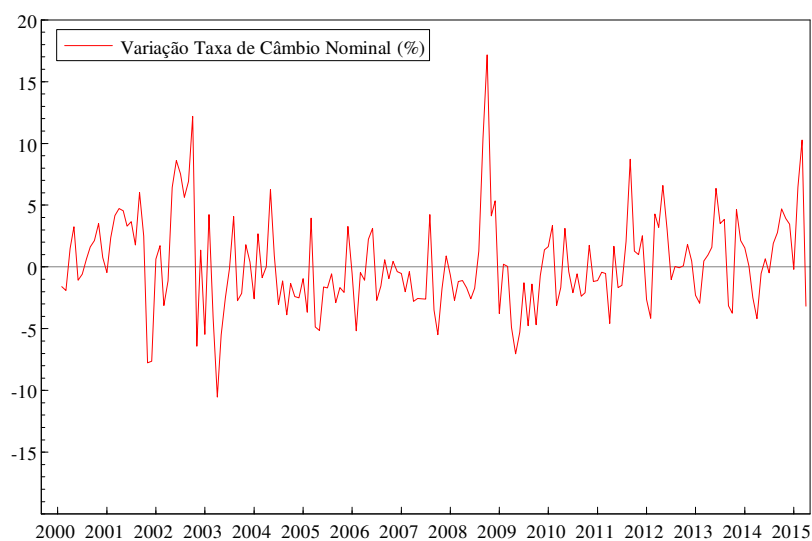


Figura 17 - Série Variação da Taxa de Câmbio Nominal

APÊNDICE D: Ajuste do Modelo com coeficientes constantes

A Figura 18 apresenta o ajustamento do modelo com coeficientes constantes à Taxa SELIC e é seguida pela Tabela 18 que apresenta os resultados do teste de normalidade dos resíduos.

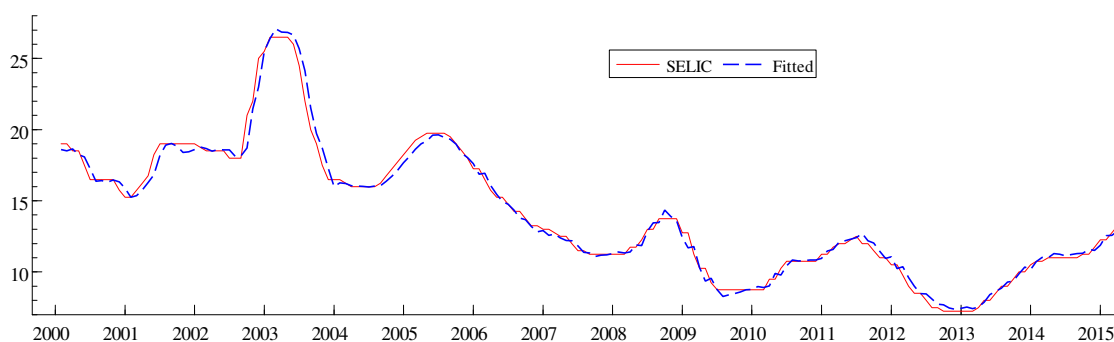


Figura 18 - Ajustamento do Modelo com Coeficientes Constantes à Taxa SELIC

Tabela 108 - Teste de Normalidade dos Resíduos - Modelo com Coeficientes Constantes

Teste de Normalidade dos Resíduos	
Média	0,0000
Desvio Padrão	0,4830
Skewness	0,3293
Kurtosis	5,6491
Valor Máximo	2,2851
Valor Mínimo	-2,1405
Teste de Normalidade Chi ² (2)	103,75***
# Observações	183

APÊNDICE E: Teste de Restrição Linear: Modelo com Coeficientes Constantes

Realizamos o teste de restrição linear para avaliar se os valores dos coeficientes estimados para as variáveis podem ser definidos como diferentes estatisticamente. A Tabela 19 apresenta o resultado para a avaliação dos coeficientes relacionados ao desvio da expectativa de inflação com relação à meta (β) e do hiato do produto (θ) para o modelo com coeficientes constantes.

Tabela 119 - Teste de Restrição Linear: Coeficientes de Expectativa de Inflação e Hiato do Produto

	θ
β	2,8913*
*** p<0,01	
** p<0,05	
* p< 0,1	

O teste indica que não podemos afirmar estatisticamente, que ao nível de confiança de 5%, os valores dos coeficientes β e θ são diferentes, ou seja, não se pode afirmar estatisticamente que a reação do Banco Central de acordo com este modelo é mais sensível ao desvio das expectativas de inflação com relação à meta do que ao hiato do produto.

APÊNDICE F: Ajuste do Modelo com coeficientes β e θ sujeitos à mudança de regimes

A Figura 19 apresenta o ajuste do modelo com coeficientes β e θ sujeitos à mudança de regimes à taxa SELIC, seguida pela Figura 20 que apresenta de forma gráfica o comportamento da função de autocorrelação e autocorrelação parcial dos resíduos.

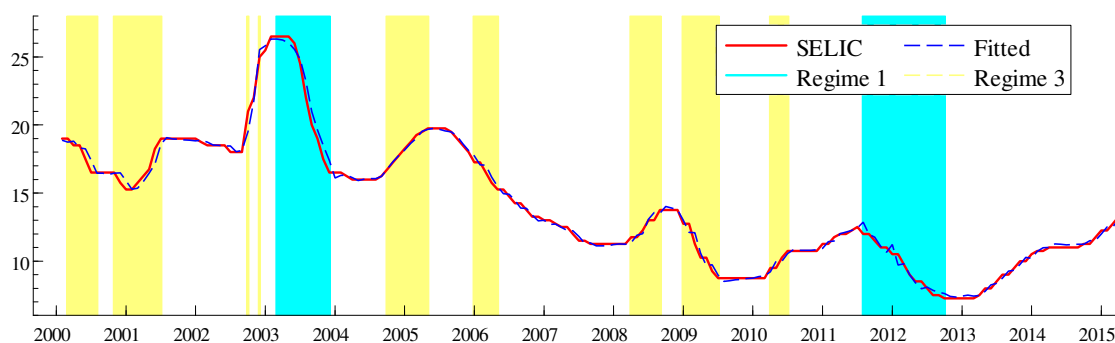


Figura 19 - Ajustamento do Modelo com coeficientes β e θ sujeitos a mudança de regimes

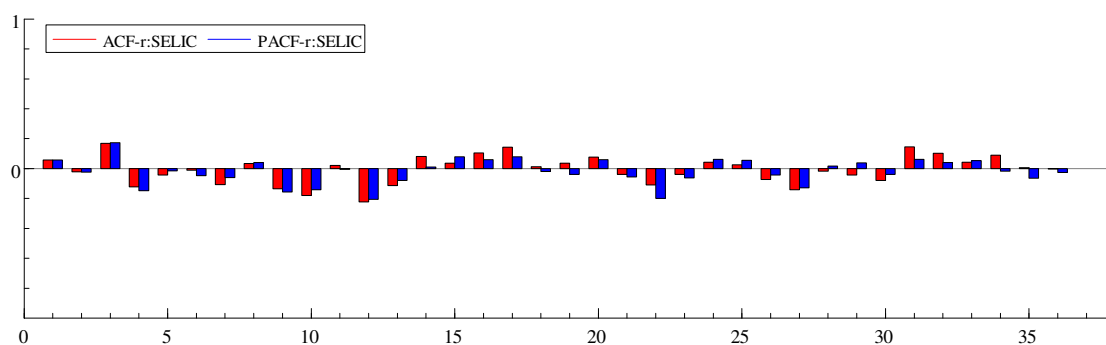


Figura 20 - Funções de Auto-correlação dos Resíduos - Modelo com coeficientes β e θ sujeitos a mudança de regimes

APÊNDICE G: Teste de Restrição Linear: Modelo com coeficientes β e θ sujeitos à mudança de regimes

Realizamos o teste de restrição linear para avaliar se os valores dos coeficientes estimados para as variáveis nos diferentes regimes podem ser definidos como diferentes estatisticamente. A Tabela 20 apresenta o resultado para a avaliação dos coeficientes relacionados ao desvio da expectativa de inflação com relação à meta (β) e do hiato do produto (θ) para o modelo onde estes coeficientes variam entre regimes.

Tabela 20 - Teste de Restrição Linear dos Coeficientes - Modelo Base

	β_2	β_3
β_1	4,1918**	35,8128***
β_2	NA	36,2885***
	θ_2	θ_3
θ_1	8,3230***	6,8930***
θ_2	NA	0,61602
	θ_1	
β_1	12,7104***	
	θ_2	
β_2	0,5831	
	θ_3	
β_3	11,0553***	

*** p<0,01

** p<0,05

* p< 0,1

O resultado do teste indica que não podemos afirmar que a reação do BCB ao hiato do produto é diferente estatisticamente, ao nível de confiança de 5%, para os regimes 2 e 3 (coeficientes θ_2 e θ_3). Da mesma forma, não é possível afirmar que no regime 2 a reação ao desvio da expectativa de inflação com relação à meta (coeficiente β_2) e ao hiato do produto (coeficiente θ_2) é diferente estatisticamente.

APÊNDICE H: Duração e Probabilidade dos Regimes: Modelo com coeficientes β e θ sujeitos à mudança de regimes

A Tabela 21 apresenta a duração e probabilidade dos regimes estimados para o modelo com coeficientes β e θ variando entre regimes.

Tabela 21 - Duração e Probabilidade dos Regimes – Modelo Base

Regime 1	Meses	Probabilidade Média
2003(3) - 2003(12)	10	1,000
2011(8) - 2012(10)	15	0,931
Regime 2	Meses	Probabilidade Média
2000(2) - 2000(2)	1	0,484
2000(9) - 2000(10)	2	0,547
2001(8) - 2002(9)	14	0,947
2002(11) - 2002(11)	1	0,988
2003(1) - 2003(2)	2	0,976
2004(1) - 2004(9)	9	0,902
2005(6) - 2005(12)	7	0,848
2006(6) - 2008(3)	22	0,898
2006(6) - 2008(3)	3	0,591
2009(8) - 2010(3)	8	0,870
2010(8) - 2011(7)	12	0,890
2012(11) - 2015(4)	30	0,951
Regime 3	Meses	Probabilidade Média
2000(3) - 2000(8)	6	0,686
2000(11) - 2001(7)	9	0,902
2002(10) - 2002(10)	1	1,000
2002(12) - 2002(12)	1	1,000
2004(10) - 2005(5)	8	0,862
2006(1) - 2006(5)	5	0,628
2008(4) - 2008(9)	6	0,778
2009(1) - 2009(7)	7	0,913
2010(4) - 2010(7)	4	0,785

APÊNDICE I: Ajuste do Modelo com coeficientes β , θ e ρ sujeitos à mudança de regimes

A Figura 21 apresenta o ajuste do modelo com coeficientes β , θ e ρ sujeitos à mudança de regimes à taxa SELIC, seguida pela Figura 22 que apresenta de forma gráfica o comportamento da função de autocorrelação e autocorrelação parcial dos resíduos.

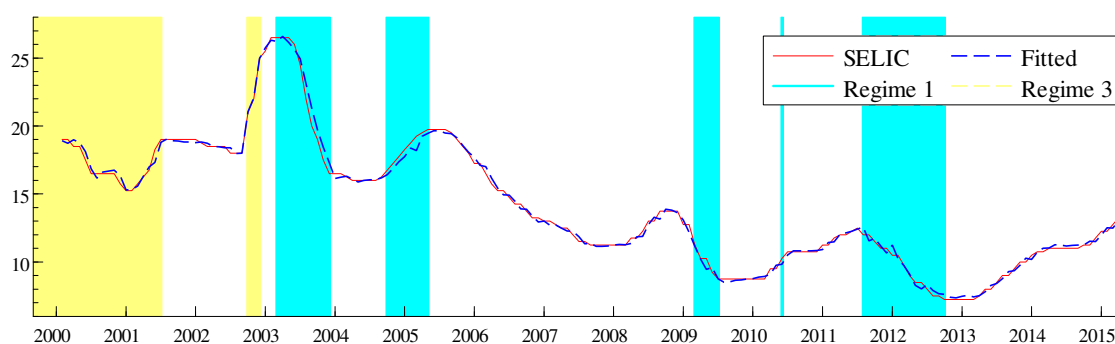


Figura 21 - Ajustamento do Modelo com coeficientes β , θ e ρ sujeitos a mudança de regimes

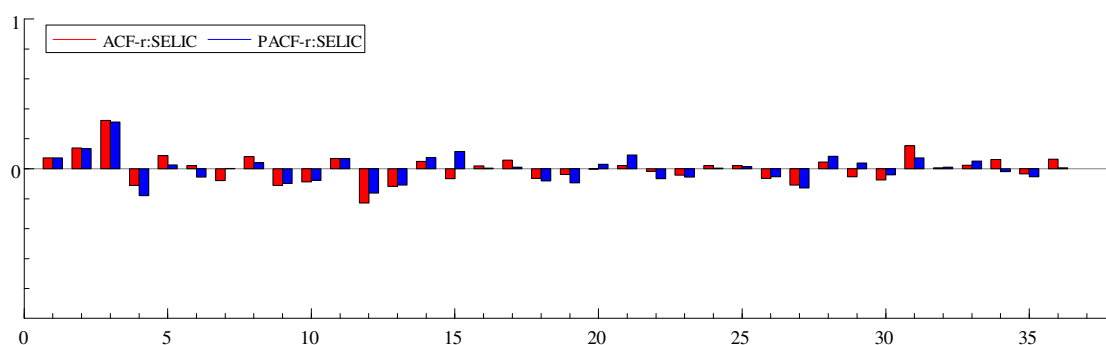


Figura 22 - Funções de Auro-correlação dos resíduos - Modelo com coeficientes β , θ e ρ sujeitos a mudança de regimes

APÊNDICE J: Teste de Restrição Linear: Modelo com coeficientes β , θ e ρ sujeitos à mudança de regimes

Realizamos o teste de restrição linear para avaliar se os valores dos coeficientes estimados para as variáveis nos diferentes regimes podem ser definidos como diferentes estatisticamente. A Tabela 22 apresenta o resultado para a avaliação dos coeficientes relacionados ao desvio da expectativa de inflação com relação à meta (β) e ao hiato do produto (θ) para o modelo onde estes coeficientes e o coeficiente relacionado à variação da taxa de câmbio real (ρ) variam entre regimes.

Tabela 22- Teste de Restrição Linear dos Coeficientes - Modelo Ajustado

	β_2	β_3
β_1	15,1441***	84,3529***
β_2	NA	64,1999***
	θ_2	θ_3
θ_1	15,5383***	14,7796***
θ_2	NA	3,9335**
	θ_1	
β_1	27,5904***	
	θ_2	
β_2	0,8229	
	θ_3	
β_3	14,7548***	

*** p<0,01

** p<0,05

* p< 0,1

O resultado do teste indica que não podemos afirmar que a reação do BCB ao desvio da expectativa de inflação com relação à meta (coeficiente β_2) e ao hiato do produto (coeficiente θ_2) é diferente estatisticamente, ao nível de confiança de 5%.

APÊNDICE K: Estimação do Modelo com coeficientes β , θ e ρ sujeitos à mudança de regimes - Variação da taxa de câmbio nominal

Estimamos o modelo com coeficientes β , θ e ρ variando entre regimes, substituindo a variação da taxa de câmbio real pela variação da taxa de câmbio nominal. Os resultados apresentam pequenas modificações, principalmente no que se refere ao regime 3, porém não alteram a conclusão do trabalho.

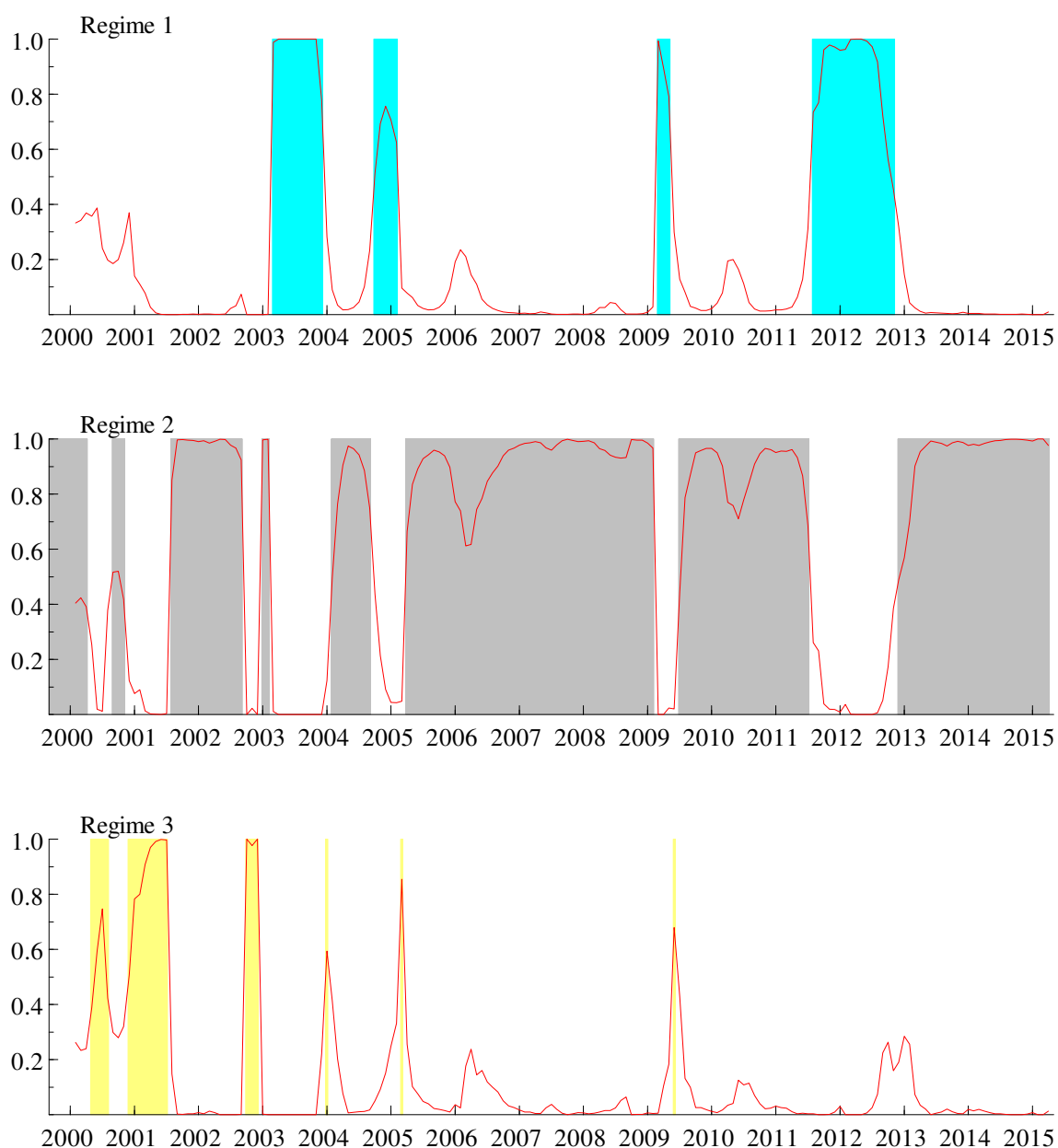


Figura 23 – Regimes de Políticas Monetária: β , θ e ρ variando entre regimes utilizando variação do câmbio nominal

Tabela 23 - Estimação do Modelo com 3 Regimes: Câmbio Nominal

Parâmetro	Regime 1	Regime 2	Regime 3
β	0,0093 (0,0458)	0,1889*** (0,0210)	0,4458*** (0,0493)
θ	0,5690*** (0,1438)	0,1610*** (0,0372)	-0,0533 (0,8760)
ρ	-0,0685** (0,0289)	-0,0030 (0,0061)	0,1337*** (0,0405)
α	0,9687*** (0,0069)	0,9687*** (0,0069)	0,9687*** (0,0069)
c	0,2629*** (0,0902)	0,2629*** (0,0902)	0,2629*** (0,0902)
σ^2	0,5160*** (0,0714)	0,2296*** (0,0199)	0,4273*** (0,0946)
Duração Média	8,5	16,4	3,0
$\frac{\beta}{1 - \alpha}$	-	6,035	14,243
$\frac{\theta}{1 - \alpha}$	18,179	5,144	-
Log-Likelihood	-69,9012		
LR-Test Chi ²	116,36***		
AIC	0,9607		

*** p<0,01

** p<0,05

* p< 0,1

Tabela 24 - Matriz de Transição entre Regimes: Modelo com Câmbio Nominal

	Regime 1, t	Regime 2, t	Regime 3, t
Regime 1, t+1	0,8512	0,0456	0,0000
Regime 2, t+1	0,0000	0,9350	0,3528
Regime 3, t+1	0,1488	0,0193	0,6472

Tabela 25 - Duração e Probabilidade dos Regimes: Modelo com Câmbio Nominal

Regime 1	Meses	Probabilidade Média
2003(3) - 2003(12)	10	0,977
2004(10) - 2005(2)	5	0,659
2009(3) - 2009(5)	3	0,894
2011(8) - 2012(11)	16	0,872

Regime 2	Meses	Probabilidade Média
2000(2) - 2000(4)	3	0,407
2000(9) - 2000(11)	3	0,485
2001(8) - 2002(9)	14	0,976
2003(1) - 2003(2)	2	0,998
2004(2) - 2004(9)	8	0,836
2005(4) - 2009(2)	47	0,918
2009(7) - 2011(7)	25	0,870
2012(12) - 2015(4)	29	0,943

Regime 3	Meses	Probabilidade Média
2000(5) - 2000(8)	4	0,538
2000(12) - 2001(7)	8	0,870
2002(10) - 2002(12)	3	0,992
2004(1) - 2004(1)	1	0,594
2005(3) - 2005(3)	1	0,855
2009(6) - 2009(6)	1	0,680