

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

Wellington Gonçalves Rodrigues (EESP-FGV)

Rogério Mori (EESP-FGV)

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

Área 4: Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

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

JEL Classification: C13, C32, C34, E50, E52, E58

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 início 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 Banco Central sem que seja necessário dividirmos os dados em subamostras relacionadas ao período de gestão de cada um dos presidentes do Banco Central no período estudado. Esta característica atribui flexibilidade ao modelo, uma vez que, pode-se determinar a existência de diferentes regimes durante um determinado ciclo de gestão ou mandato da autoridade monetária.

Na seção seguinte fazemos uma revisão da literatura, apresentando a contribuição de importantes trabalhos relacionados ao estudo das regras de política monetária e da reação dos Bancos Centrais. A seção 3 trata da metodologia utilizada para obter os resultados e estimar os modelos. A seção 4 apresenta os dados utilizados na estimação e sua respectiva análise descritiva. A seção 5 apresenta e discute os resultados obtidos e a seção 6 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. Como parte deste estudo, dividindo a amostra de maneira exógena, os pesquisadores identificaram diferentes reações por parte do FED às variações na expectativa de inflação e no hiato do produto nos períodos pré e pós Volcker.

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.

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 (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.

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. O autor desenvolve um modelo que 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.

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.

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.

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 espaços de estado, 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 do câmbio na formação da reação do BCB.

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. Segundo os autores, com o aumento do rigor do BCB a partir de 2003 a expectativa de inflação convergiu para um equilíbrio determinado.

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.

3. METODOLOGIA

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 deste tipo de modelo se mostra bastante adequada ao cumprimento deste objetivo, uma vez que permite a identificação de existência de não linearidades 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:

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

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. Desta forma, no longo prazo o modelo considerado neste trabalho 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} , ..., 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, resumida 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

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. O hiato do produto foi calculado da mesma

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

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).

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.

Ao realizar o teste de raiz unitária, 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. Foram realizados os testes de cointegração de Johansen para as variáveis que compõem o modelo e rejeitamos a hipótese de não cointegração utilizando tanto as estatísticas traço como de máximo autovalor⁵.

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. O gráfico apresentado na Figura 1 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.⁶

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 consistentes 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 COPOM em 4,5%.

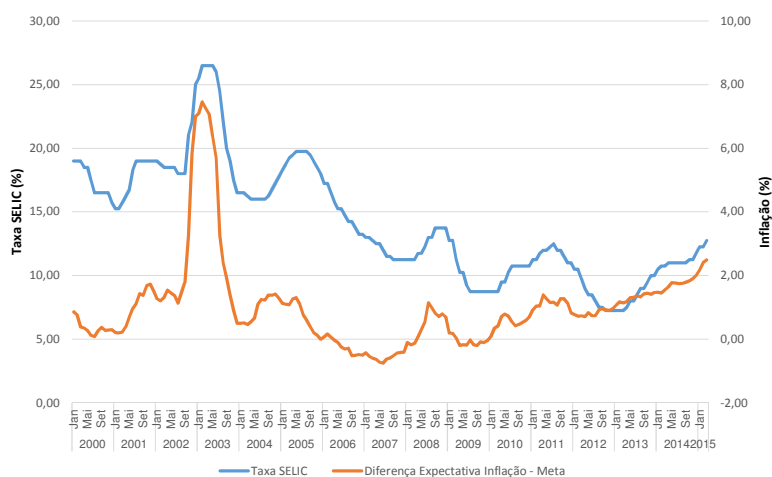


Figura 1 - Taxa SELIC e Desvio das Expectativas de Inflação com Relação à Meta

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 .

⁵ Os resultados dos testes mencionados neste estudo estão disponíveis sob solicitação aos autores.

⁶ 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.

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% durante o período. 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 ser um indicador de maior rigor ou de menor tolerância à inflação por parte do BCB neste período.

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.

A Tabela 1 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.⁷

Tabela 1 - 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

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).

Outra variável importante na análise do comportamento da autoridade monetária é o hiato do produto. A Figura 2 apresenta os movimentos entre o hiato do produto (eixo direita) e taxa SELIC (eixo à esquerda) no período de Jan/00 à Mar/15.

Com o aprofundamento da crise mundial ao final de 2008⁸, 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 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

⁷ 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.

⁸ Crise financeira global deflagrada nos Estados Unidos e Europa como resultado do estouro da bolha no mercado imobiliário *sub-prime*.

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.

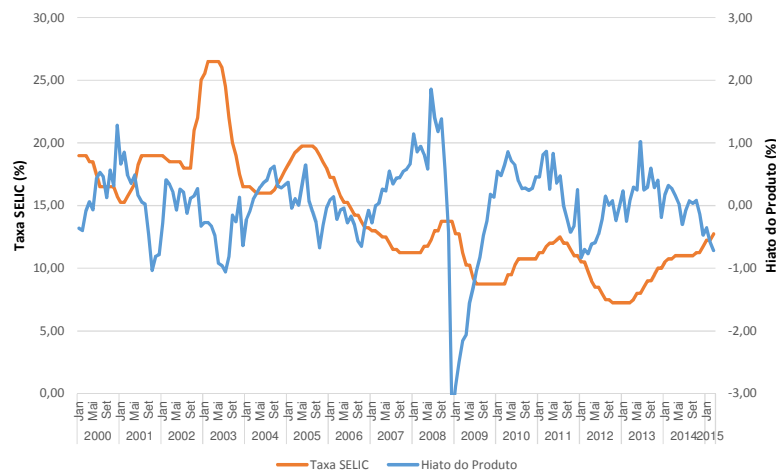


Figura 2 - Taxa SELIC e Hiato do Produto

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 2. 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 para estas variáveis, 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 2 - 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 juros⁹. A Figura 3 apresenta os movimentos entre o índice da taxa de câmbio efetiva real (eixo à direita)¹⁰ e a taxa SELIC (eixo à esquerda) no período de Jan/00 à Mar/15.

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 afirmar que a desaceleração do crescimento econômico em mercados consumidores de produtos brasileiros, a redução dos preços das commodities e o movimento de

⁹ Mohanty e Klau (2004) e Mishkin e Savastano (2007).

¹⁰ Um maior índice de taxa de câmbio efetiva real indica depreciação do Real e de forma análoga, um menor índice indica apreciação do Real.

redução da taxa SELIC realizado pelo BCB de Ago/11 a Mar/12 tenham importante contribuição na formação desta trajetória de apreciação do câmbio real.

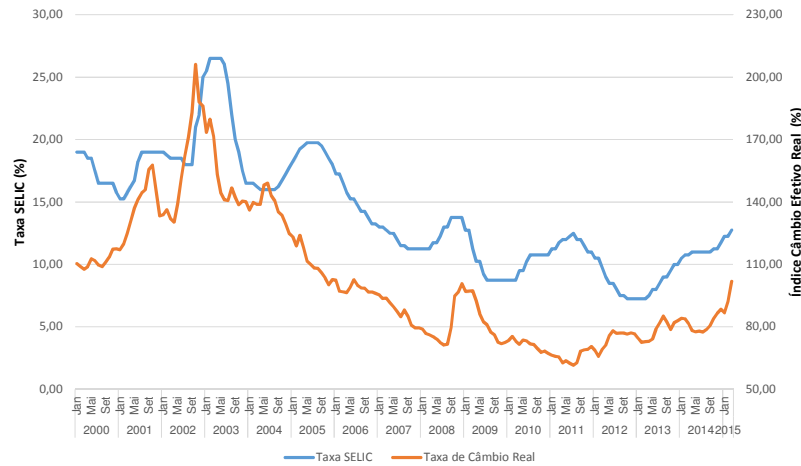


Figura 3 - Taxa SELIC e Índice da Taxa de Câmbio Efetiva Real

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 3 - 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

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 na seção 3.

Verificamos na Tabela 1 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.

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 se rejeita a hipótese de que os coeficientes β e θ sejam diferentes estatisticamente, 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 e consequente minimização de sua variação.

Tabela 4 - 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

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 5. O modelo com três regimes apresenta forte convergência em sua estimação e rejeita fortemente a hipótese nula de linearidade do modelo.

Tabela 5 - 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

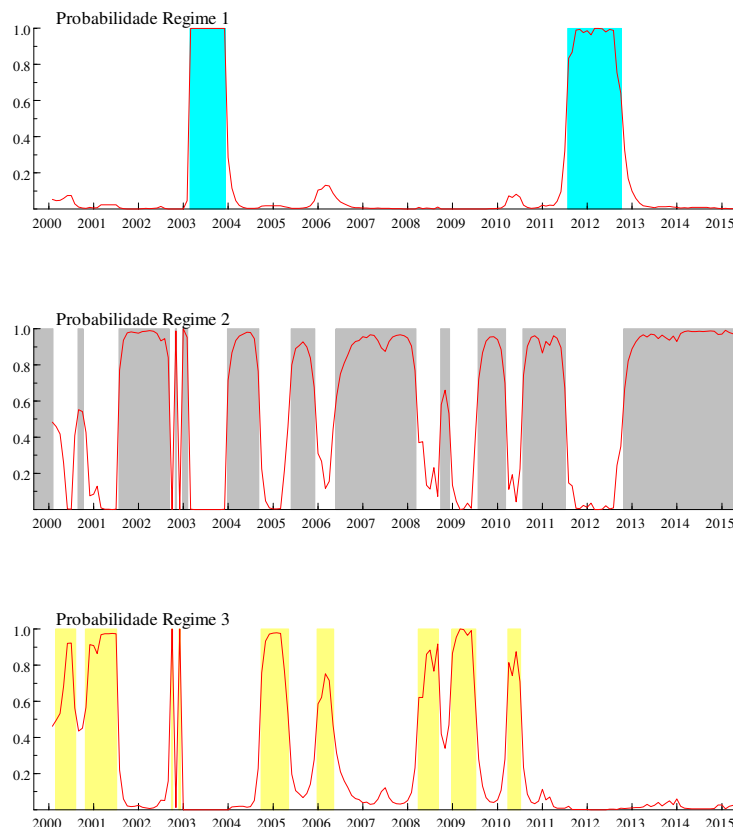
No Regime 1 o coeficiente β de reação ao desvio da expectativa de inflação com relação a meta não é significativo, sendo a resposta da autoridade monetária caracterizada principalmente pela sensibilidade com relação ao hiato do produto, com coeficiente θ igual a 0,9528 e elevada preocupação em suavizar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

A Figura 4 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.

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.

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.

Figura 4 - Regimes de Política Monetária – β e θ variando entre regimes



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 inflação com relação a meta entre os regimes estimados.

O teste de igualdade dos coeficientes é realizado através da aplicação do teste de restrição linear, o qual conclui 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.

Como visto nas seções 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 5 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 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 6 - 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 juros 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 a flutuação do câmbio real variando entre regimes é necessário realizar pequena modificação na especificação original apresentada na equação (1), onde ρ_{st} é 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 7. 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.

Tabela 7 - 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

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.

A Figura 5 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.

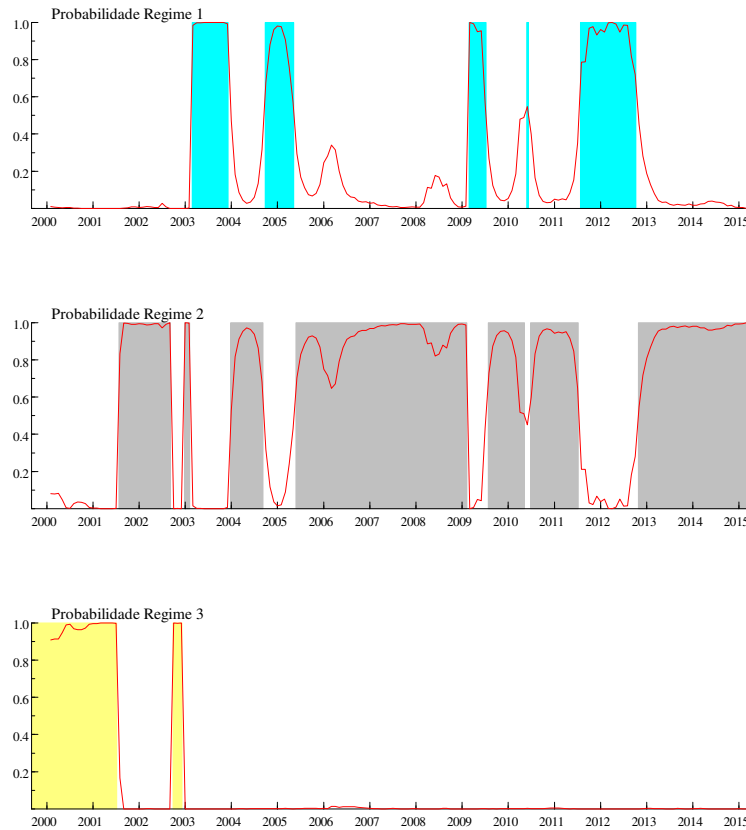
Devido ao valor de 0,547 como probabilidade do período Jun/10 pertencer ao regime 1 e sua curta duração de apenas 1 mês, é razoável excluirmos este período da análise de transição entre regimes de política monetária. Ao observarmos a Figura 5, vemos que este período também apresenta probabilidade razoável de pertencer ao regime 2.

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.

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.

Figura 5 - Regimes de Política Monetária – β , θ e ρ variando entre regimes



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 realizado nos coeficientes 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. 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 a 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 destacadas anteriormente entre os regimes, é importante ressaltar 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.

A Tabela 8 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 4 e caracteriza de certa forma o gradualismo da política monetária.

Tabela 8 - 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, porém as conclusões estabelecidas neste estudo permanecem as mesmas.

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 do BCB.

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 ao 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 decorrente da permanência por um longo período 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 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
- 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
- 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
- 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
- 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
- GOLDFELD, Stephen M.; QUANDT, Richard E.; *A Markov Model for Switching Regressions*, Journal of Econometrics, #1, pp. 3-16, 1973
- 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
- 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
- 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
- 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
- TAYLOR, John B.; *Discretion versus Policy Rules in Practice*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy #39, 1993 (195-214)
- 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.; 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
- Z Aidan, Marta P.; *Medidas de Política Monetária e Estabilidade da Inflação em Países Emergentes*, Dissertação (Mestrado Profissional), Escola de Economia de São Paulo, 2007