

TESTANDO QUEBRA ESTRUTURAL NA REGRA DE TAYLOR: UM ESTUDO EMPÍRICO PARA O BRASIL (2000-2009)

Nadja Simone Menezes Nery de Oliveira*
Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón**

Universidade Federal da Paraíba
nadja_menezes@hotmail.com
edilean@hotmail.com

Resumo: O presente estudo investiga a existência de mudança estrutural na regra de política monetária adotada pelo Banco Central do Brasil no período de 2000 a 2009, isto é, a pesquisa busca investigar alterações na dinâmica de definição da taxa Selic pelo Banco Central brasileiro no período de metas de inflação. Para este fim foram utilizadas as metodologias propostas por Chow (1960), Andrews (1993) e Andrews e Ploberger (1994), este último consiste estimar a ocorrência de um ponto de quebra estrutural em uma data desconhecida. Os resultados obtidos mostram que desde adoção do regime de metas inflacionárias os coeficientes da regra de política monetária adotada pelo BACEN durante o período de 2000-2009 permaneceram constantes. Esse resultado diferiu das evidências em favor de mudanças estruturais na função de reação do Banco Central encontradas por Lima et al. (2007) e Barcellos Neto e Portugal (2007).

Palavras-chave: Regra de Taylor; Função de Reação; Mudanças Estruturais; Metas de Inflação.

1. Introdução

A regra de política monetária proposta inicialmente por Taylor (1993) estabelece que a taxa de juros definida pelo Banco Central depende fundamentalmente da taxa de inflação e do hiato do produto. Desde então, vários estudos passaram a ser realizados usando este mesmo princípio, nos quais se busca estimar uma função de reação capaz de descrever a evolução do instrumento de política monetária do Banco Central, a taxa básica de juros, ao longo do tempo.

* Graduada em Ciências Econômicas pela UFPB.

** Professor do PPGE/UFPB.

Clarida et al. (2000) propuseram uma importante modificação na regra de Taylor ao formularem uma regra de política monetária capaz de relacionar os ajustes da autoridade monetária na taxa de juros corrente com base nos valores futuros esperados da inflação e no hiato do produto.

Na literatura nacional, alguns autores buscaram descrever uma regra de Taylor com o intuito de interpretar como se dá a condução da política monetária sob o regime de metas inflacionárias (ver, por exemplo, Minella et al. 2002; Neto, 2003; Holland, 2005; Salgado et al., 2005; Soares e Barbosa, 2006).

Seis meses após os ataques especulativos investidos contra o Real em janeiro de 1999, que fizeram com que a taxa de câmbio nacional passasse de administrada para flutuante, o Brasil adotou o regime de metas de inflação. Com a implementação deste regime de política, o Banco Central do Brasil passou a alterar o instrumento de política monetária, a taxa Selic, com o principal objetivo de fazer com que a inflação convergisse à meta estabelecida pelo Conselho Monetário Nacional (CMN).

Um tema bastante importante que também vem sendo estudado na literatura econômica, porém pouco explorado na literatura nacional, é o exame na mudança dos parâmetros da função de reação do Banco Central. Alguns autores brasileiros abordam essa temática, por exemplo, o trabalho proposto por Lima et al. (2007), no qual através de um modelo markoviano de mudanças, estimaram as funções de reação para o período pós-plano Real e localizaram existência de dois regimes para o período de agosto de 1999 a janeiro de 2006. Neto e Portugal (2007) encontraram evidências empíricas de que na administração do atual presidente do Banco Central do Brasil, Henrique Meirelles, a taxa básica de juros (Selic) tem reagido menos aos desvios na inflação esperada em relação a sua meta e mais a variações na taxa de câmbio quando comparada a administração de Armínio Fraga.

Portanto, a motivação do presente trabalho se deve, principalmente pela falta de consenso de um modelo mais apropriado para caracterizar o comportamento da política monetária do Brasil a partir da implantação do sistema de metas de inflação.

Neste sentido, o presente trabalho tem por objetivo estimar uma regra de Taylor para o regime de metas brasileiro e, por meio de uma metodologia para seleção de quebras estruturais, identificar as possíveis mudanças de regimes na dinâmica de definição da taxa básica de juros da economia, a taxa Selic, por parte da autoridade monetária no período de 2000 a 2009. Para isso, utilizamos a metodologia proposta por Chow (1960), Andrews (1993), Andrews e Ploberger (1994) e Hansen (2001), através do teste de quebra estrutural para datas conhecidas *a priori* ou desconhecidas.

Além desta introdução, o presente estudo se divide em mais cinco seções. A seção 2 faz uma revisão da literatura empírica para a regra de Taylor. Na seção 3 é realizado um breve histórico quanto à condução da política monetária brasileira a partir da implantação do sistema de metas de inflação, em 1999, até o final do ano de 2009. Na seção 4 é apresentada a metodologia para a detecção de quebras estruturais e a especificação da regra de política monetária a ser estimada. As estimações realizadas e os resultados obtidos são apresentados na seção 5. Finalmente, a seção 6 apresenta as conclusões deste estudo.

2. Revisão da Literatura

Em seu artigo, John B. Taylor (1993) apresentou uma equação linear simples entre o comportamento das taxas internas de juros de curto prazo dos Estados Unidos, o desvio da inflação em relação a uma meta de inflação estabelecida e o desvio do produto real em relação ao produto potencial para o período de 1987 a 1992. Taylor procurou mostrar que a política monetária deve ser conduzida por meio de regras transparentes e críveis, uma vez que acreditava que esta era a forma mais eficaz de atingir os melhores resultados conjuntos de desempenho econômico. De acordo com Taylor (1993), o desempenho da taxa de juros nos EUA poderia ser representado por uma relação linear simples com a taxa de inflação (π^*), uma taxa de juros de equilíbrio (r^*) e uma soma ponderada entre dois desvios: a diferença entre a taxa de inflação (medida pelo deflator do PIB) e a meta de inflação e o desvio percentual do PIB do seu potencial. Essa relação linear pode ser expressa como:

$$i_t = \pi_t + r^* + 0,5(\pi_t - \pi^*) + 0,5(y_t) \quad (1.1)$$

em que i_t é a taxa básica de juros, r^* é a taxa real de juros de equilíbrio, π é a taxa de inflação (medida pelo deflator do PIB), π^* é a meta de inflação e y é o hiato do produto (isto é, o desvio percentual do produto real em relação ao produto potencial).

A partir do trabalho de Taylor (1993), inúmeros estudos, tanto teóricos quanto empíricos, foram realizados para a obtenção de funções de reação. Dentre os quais, destaca-se o trabalho de Clarida, Galí e Gertler (1998) que estimaram funções de reação para os bancos centrais de países industrializados. Os autores dividiram esses países em dois grupos o G3 composto por Alemanha, Japão e EUA e o E3 formado por Itália, França e Reino Unido. Esse estudo evidenciou que os bancos centrais do grupo G3 têm perspectiva de futuro (*forward-*

looking), eles respondem à inflação prevista como oposição à perspectiva *backward-looking*, adotada por Taylor (1993), onde os valores passados de inflação e produto foram utilizados no modelo.

A regra básica estimada para cada um dos países é dada por:

$$r_t = (1 - \rho)\alpha + (1 - \rho)\beta\pi_{t+n} + (1 - \rho)\gamma x_t + \rho + r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.2)$$

em que r_t é a taxa de juros nominal, π_{t+n} é a taxa de inflação no período $t+n$, x_t é o hiato do produto e ε_t é o termo de erro.

Através de uma versão mais sofisticada, estes autores chegaram à conclusão de que os países que formam o grupo G3 possuem metas implícitas de inflação. Levando em consideração os dados da amostra, os mesmos defendem explicitamente que um sistema de metas de inflação é possivelmente superior a um sistema de câmbio fixo, em termos de desempenho conjunto das taxas de inflação e de crescimento econômico.

Judd e Rudebusch (1998) analisaram uma função de reação à política monetária americana durante o período de 1970 até 1997, o objetivo era analisar o período correspondente a três presidentes distintos e a partir dessa estimação avaliar a hipótese se a troca de diferentes presidentes alterava a conduta do instrumental de política monetária. Para tal, os autores subdividiram a amostra em três partes: o período cuja gestão estava a cargo de Arthur Burns (1970. Q1-1978. Q1), Paul Volcker (1979. Q3-1987. Q2), e Alan Greenspan (1987. Q3-1997. Q1). Vale ressaltar que durante o período total de análise a presidência do Fed também esteve sob a gestão de Miller (1978. Q2-1979. Q2), que devido a sua curta duração foi desconsiderada pelos autores. Nesse trabalho foram localizados bons indícios de que os movimentos nas taxas de juros são consistentes com uma política monetária que almeja inflação baixa no longo prazo e crescimento econômico próximo de seu potencial de curto prazo.

No entanto, os resultados dessa análise diferiram da especificação original de Taylor (1993) em dois importantes aspectos. As taxas de juros parecem reagir mais intensamente aos desvios do PIB ao contrário do que o artigo original supunha, ao passo que a velocidade do ajuste parece ser mais suave do que supôs Taylor. Ademais, foram encontrados sinais de que a regra de Taylor se adapta melhor ao período em que as decisões do Fed estiveram sob o comando de Alan Greenspan.

2.1. Resultados empíricos para o Brasil

Em relação ao Brasil, existem vários trabalhos que procuram realizar estimações de funções de reação com a finalidade de captar o comportamento da autoridade monetária em sua condução de política monetária. Dentre esses podemos citar Minella et al. (2002) que estimaram uma função de reação para o Banco Central do Brasil que relaciona a taxa de juros de curto prazo a desvios da taxa de inflação esperada em relação à meta de inflação, permitindo alguma suavização da taxa de juros, e ainda, ao hiato do produto e aos movimentos da taxa de câmbio. A relação destas variáveis pode ser melhor visualizada com base na seguinte especificação:

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho)[\alpha_0 + \alpha_1 D_j + \alpha_2 y_{t-1} + \alpha_3 \Delta e_{t-1}] + \varepsilon_t \quad (1.3)$$

onde i_t é a taxa nominal de juros (Selic) estabelecida pelo Comitê de Política Monetária (COPOM), D_j é a média ponderada entre os desvios no ano corrente e no ano seguinte da expectativa de inflação em relação à meta inflacionária, y_{t-1} é o hiato do produto, Δe_{t-1} é a variação da taxa de câmbio nominal e ε_t é o termo de erro.

O hiato do produto é obtido pela diferença entre o produto atual e o potencial, sendo usado como *proxy* do produto atual a produção industrial mensal medida pelo IBGE, e o produto potencial estimado através do filtro HP, proposto por Hodrick e Prescott em estudo de 1997, que define uma tendência de longo prazo como uma média ponderada da série em análise. A amostra utilizada foi formada por dados mensais para o período de julho de 1999 a dezembro de 2002. Os autores utilizam ainda duas fontes de expectativa de inflação: a expectativa de inflação estimada pelo Banco Central do Brasil em seu Relatório trimestral de inflação e as expectativas obtidas a partir de um levantamento diário que o Banco Central realiza entre instituições financeiras e empresas de consultoria. Esse levantamento pergunta o que as firmas esperam da inflação de períodos determinados. Desse modo, Minella et al (2002) concluíram que, no período observado, o BACEN teve uma postura *forward-looking*, ou seja, reagiu agressivamente aos desvios das expectativas de inflação em relação à meta estabelecida.

Barcellos Neto (2003) estima uma função de reação do tipo Taylor (1993) para o Banco Central do Brasil no período sucedido pela adoção do regime de metas para a inflação, de acordo com a seguinte especificação:

$$i_t = c + \beta_1 i_{t-j} + \beta_2 D_j + \beta_3 y_{t-1} + \beta_4 IPCA I_{t-1} + \beta_5 IPCA a_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.4)$$

onde i_t é a taxa Selic mensal (média do período), D_j é o desvio ponderado da inflação esperada em relação à meta de inflação, y_{t-1} é o hiato do produto defasado um período, $IPCA I_{t-1}$ é a soma móvel de 12 meses do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) para os preços livres e $IPCA a_{t-1}$ é a soma móvel de 12 meses do índice de preços ao consumidor amplo para os preços administrados.

Dentre os modelos desenvolvidos pelo autor esta equação sugere um excelente grau de explicação das variáveis às decisões do BACEN, pois se apresenta em sintonia com as diretrizes do regime de metas de inflação com câmbio flutuante, indicando que a autoridade monetária vem se comportando de modo consistente com o próprio sistema implementado no Brasil a partir do segundo semestre de 1999. Dessa forma, os resultados obtidos nesse estudo mostram que o BACEN leva em consideração em suas decisões de política monetária o comportamento dos desvios ponderados das expectativas de inflação em relação à meta do ano corrente e do ano seguinte, o comportamento do hiato do produto e o comportamento do IPCA¹ diferenciado entre preços livres e administrados.

Holland (2005) estimou uma função de reação para o BACEN para o período de metas de inflação com o objetivo de examinar empiricamente se a política da autoridade monetária do Brasil sob um regime de câmbio flutuante tem respondido aos choques de câmbio através de sua função de reação. Em sua proposta a taxa de juros básica (i_t), a taxa Selic, é uma função da expectativa de inflação ($E\pi_{t+n}$), do hiato do produto (x_t) e da taxa de câmbio real (z_t), que pode ser observada na função seguinte:

$$i_t = \phi\{\alpha + \beta E[\pi_{t+n} / \Omega_t] + \gamma E[x_t / \Omega_t] + \xi E[z_t / \Omega_t]\} + (1 - \phi)i_{t-1} \quad (1.5)$$

A amostra de dados é mensal e abrange o período de julho de 1999 até janeiro de 2005. Como metodologia este autor utiliza o método dos momentos generalizados (GMM). Os resultados obtidos por Holland (2005), foram os de que o Banco Central possui uma postura agressiva em relação ao controle inflacionário, visto que os valores obtidos dos coeficientes de inflação (β) em sua estimação tiveram resultados bem superiores a 1 e estatisticamente significativos, e dado que os valores estimados para os coeficientes da

¹ O IPCA é calculado pelo IBGE desde 1980 e mede as variações de preços ao consumidor nas regiões metropolitanas de Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba, Porto Alegre, Brasília e no município de Goiânia. Este índice reflete a variação dos preços das cestas de consumo de famílias com renda mensal de 1 a 40 salários mínimos, qualquer que seja a fonte de renda.

depreciação cambial real (ξ) não foram estatisticamente significativos, mostrando que a política monetária do Brasil não responde a depreciação na taxa de câmbio real.

Salgado et al. (2005) objetivando analisar os efeitos de mudanças de regime na determinação da taxa básica de juros para o período entre agosto de 1994 e dezembro de 2000 estimam uma função de reação para o BACEN fundamentada em um modelo TAR (Limiar Auto-Regressivo). Em particular, o modelo proposto pelos autores faz uso de um indicador de crises cambiais para analisar variações nas dinâmicas da taxa Selic em períodos com crises e fora de crises. A função estimada pode ser observada com a seguinte especificação:

$$y_t = \sum_{i=1}^h \left[\alpha_0^{(i)} + \sum_{j=1}^p \alpha_j^{(i)} y_{t-j} + \sum_{j=1}^q \beta_j^{(i)} x_{j,t} + \varepsilon_t^{(i)} \right] I_i(q_t) \quad (1.6)$$

Os autores concluem que o modelo não-linear é significativamente melhor do que o um com regra tipo Taylor ajustada para as taxas de juros brasileiras, o que mostra o duplo comportamento da função de reação do BACEN. Desse modo, o modelo não-linear é a maneira mais adequada, de acordo com o resultado desse estudo, para explicar a função de reação do BACEN entre agosto de 1994 e dezembro de 2000.

Soares e Barbosa (2006) procuram estimar uma regra de Taylor para o Brasil a partir da adoção do regime de metas de inflação em junho de 1999 considerando a taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo da economia e a meta inflacionária variáveis no tempo. O modelo de estimação da função de reação proposta por esse trabalho pode ser observado na seguinte especificação:

$$\Delta i_t = -\phi(i_{t-1} - \pi^* - r_t^*) + \phi\beta(\pi_{t+n} - \pi_t^*) + \phi y_1 x_t + \phi y_2 x_{t-1} + \phi\lambda(\Delta x r_t - \Delta x r_{t-1}) + \rho\Delta i_{t-1} \quad (1.7)$$

em que Δi_t = primeira diferença da taxa de juros nominal, π_{t+n} = a inflação no período $t+n$, x_t = hiato do produto, π_t^* = meta de inflação no ano t , i_{t-1} = taxa de juros defasada um período, $\Delta x r_t$ = variação da taxa de câmbio real, ρ = coeficiente da primeira diferença da taxa de juros defasada, β = coeficiente do diferencial da inflação e $\phi \in [0,1]$. Os autores baseiam seus modelos econométricos estimados em uma versão *forward-looking* da regra de Taylor, isto é, considera-se expectativa de inflação corrente ao invés da inflação corrente ou passada. O índice de preço utilizado para a medida da inflação é o IPCA calculado pelo IBGE. Soares e Barbosa (2006) concluíram que as evidências empíricas apresentadas não rejeitam a hipótese de que a taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo varia ao longo do tempo. Os valores

calculados do coeficiente de suavização sugerem que o BACEN ajusta a taxa básica de juros de maneira gradual. Em relação às estimativas do hiato da inflação, os autores afirmam que o BACEN, no período analisado, reagiu agressivamente ao desvio entre a expectativa de inflação e sua meta, a partir da adoção do regime de metas de inflação.

Policano e Bueno (2006) buscam estimar uma regra de política monetária através do método *Time Varying Parameter* (TVP), no qual é permitido que seus coeficientes variem em cada período de tempo de acordo com um processo de “passeio aleatório”. Os resultados obtidos pelo modelo na realização de suas estimações, indicam que entre janeiro de 1995 e outubro de 2005, a política monetária brasileira se dividiu em dois períodos. O primeiro é associado ao regime de câmbio fixo, a taxa básica de juros reagiu negativamente às reservas internacionais e positivamente ao hiato do produto. No segundo período, caracterizado pela adoção do regime de metas para a inflação, a Selic respondeu principalmente às expectativas inflacionárias.

Lima et al. (2007) estimam a regra de política monetária adotada pelo BACEN no período pós-Plano Real. Com o intuito de lidar com a incerteza referente às datas das mudanças ocorridas nos parâmetros da função de reação, os autores adotaram a hipótese de que essas mudanças são regimes dependentes e a probabilidade de ocorrência desses regimes segue uma cadeia de Markov de primeira ordem. Desse modo, o modelo econométrico sugerido por esses autores possui uma estrutura flexível que permite detectar possíveis desvios em relação a uma função de reação linear simples. Esse modelo markoviano de regressão com modificação de regime é descrito de acordo com as seguintes equações:

$$y_t = a(S_t) + \sum_{m=1}^p b_m(S_t) y_{t-m} + \sum_{m=1}^p c_m(S_t) x_{t-m} + \varepsilon_t \quad (1.8)$$

$$\varepsilon_t \square N(0, \sigma^2(S_t)) \quad (1.9)$$

$$P = [p_{ij}], \quad p_{ij} = \Pr[S_t = i | S_{t-1} = j], i, j = 1, \dots, 4$$

em que y_t é a taxa de juros nominal, x_t é um vetor de variáveis que o Banco Central leva em consideração quando da fixação da taxa de juros, S_t é uma variável aleatória que evolui de acordo com a matriz de transição apresentada na equação (1.9).

Portanto, esses autores concluem que de julho de 1996 a janeiro de 2006, a política monetária no Brasil pode ser caracterizada por quatro regimes, onde identificaram diferenças substanciais no modo como a política monetária foi conduzida nos períodos anterior e posterior a 1999, quando houve a passagem de câmbio administrado para flutuante. A política

monetária no primeiro regime esteve preocupada com a defesa da taxa de câmbio e as mudanças nas taxas de juros se deveram fundamentalmente aos movimentos nas reservas internacionais. O segundo regime está associado a períodos de menor estresse no mercado de câmbio, o que permitiu ao Banco Central observar os valores assumidos pela inflação, nível de produção, e ainda a dinâmica da taxa de juros antes de ser definida a taxa Selic. Entre agosto de 1999 e janeiro de 2006 a política monetária brasileira, associada à adoção do regime de metas para inflação e de câmbio flutuante, foi caracterizada por outros dois estados recorrentes, uma vez que no terceiro regime a atenção do BACEN voltou-se à taxa de inflação, diminuindo a atenção dada à taxa de câmbio e ao produto. Em relação ao quarto regime, os autores concluem que o BACEN apresentou um comportamento mais flexível, dando atenção tanto à inflação como ao hiato do produto.

Neto e Portugal (2007) com o objetivo de analisar a estabilidade da regra de política monetária do tipo Taylor (1993) no Brasil após a implementação do regime de metas para a inflação e tendo em conta a mudança na presidência do Banco Central em 2003, partem de uma função de reação dada por:

$$i_t = \beta_1 i_{t-j} + \beta_2 D_j + \beta_3 y_{t-2} + \beta_4 c_{t-1} + \beta_5 D_1 D_j + \beta_6 D_1 y_{t-2} + \beta_7 D_1 c_{t-1} + \beta_8 \text{Dout2002} + \varepsilon_t \quad (1.10)$$

onde i_t = taxa Selic mensal (média do período); D_j = desvio das expectativas de inflação em relação à meta; D_1 = variável *dummy* que assume valor igual a 1 para o período de janeiro de 2003 a dezembro de 2006 e um valor zero, caso contrário (janeiro de 2000 a dezembro de 2002); e Dout2002 = variável *dummy* com valor unitário em outubro de 2002 e zero no restante dos meses. Os resultados obtidos com as estimativas realizadas por esses autores foram os de que existe uma forte evidência da continuidade e do compromisso com o sistema de metas no Brasil desde sua implementação. Isso pôde ser observado quando o Banco Central esteve sob a gestão tanto de Armínio Fraga quanto de Henrique Meirelles. Embora tenha se mantido uma estrutura de regra monetária do tipo Taylor (1993), algumas mudanças foram detectadas, dentre as quais se destacam: i) a taxa Selic na gestão de Meirelles reagiu 3,3 vezes menos em relação aos desvios da inflação esperada em relação à meta inflacionária em comparação à gestão Fraga; ii) o comportamento da taxa Selic em resposta as variações cambiais foi mais significativa durante a administração de Henrique Meirelles do que na administração de Armínio Fraga.

3. A Política Monetária no Brasil Pós-99

Com a implementação do Plano Real em 1994, a condução da política monetária foi dividida em dois períodos. De julho de 1994 a janeiro de 1999, no qual o procedimento de estabilização de preços foi caracterizado pelo estabelecimento de uma política de bandas cambiais. A segunda fase da condução da política monetária de estabilidade dos preços no Plano Real foi inaugurada em janeiro de 1999, como complemento de transição, logo após a mudança do regime cambial, com a introdução da livre flexibilidade. Posteriormente a adoção do regime de câmbio flutuante e devido ao cenário de fortes pressões inflacionárias, foi instituído como estratégia de condução da política monetária brasileira o regime de metas para inflação através do Decreto nº. 3.088, de 21 de junho do mesmo ano.

A implantação do regime de metas para a inflação foi motivada, sobretudo, pelo anseio de recuperação da credibilidade da política monetária, dado que os agentes tinham dúvidas quanto à capacidade do governo em controlar o processo inflacionário depois do abandono do regime de âncora cambial. Outro motivo se deveu a conclusão a que chegou o Comitê de Política Monetária (Copom), de que em um regime de câmbio flutuante não é possível o controle da taxa de inflação via intervenção na taxa de câmbio, uma vez que o valor do dólar era determinado no mercado.

Assim, com a adoção de metas inflacionárias, a condução da política monetária foi voltada para o cumprimento de uma meta explícita de inflação com intervalos de tolerância definidos pelo Conselho Monetário Nacional (CMN). A atuação da autoridade monetária passava a ajustar-se pelo compromisso de controle da inflação, passando o Banco Central do Brasil a ter, em prática, certa independência operacional, isto é, liberdade para utilizar instrumentos de política monetária de modo a alcançar a meta de inflação estabelecida.

No entanto, ficou a cargo do governo a definição das metas e das bandas de variação para a inflação. O Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), passou a ser o índice de preços que baliza o regime monetário.

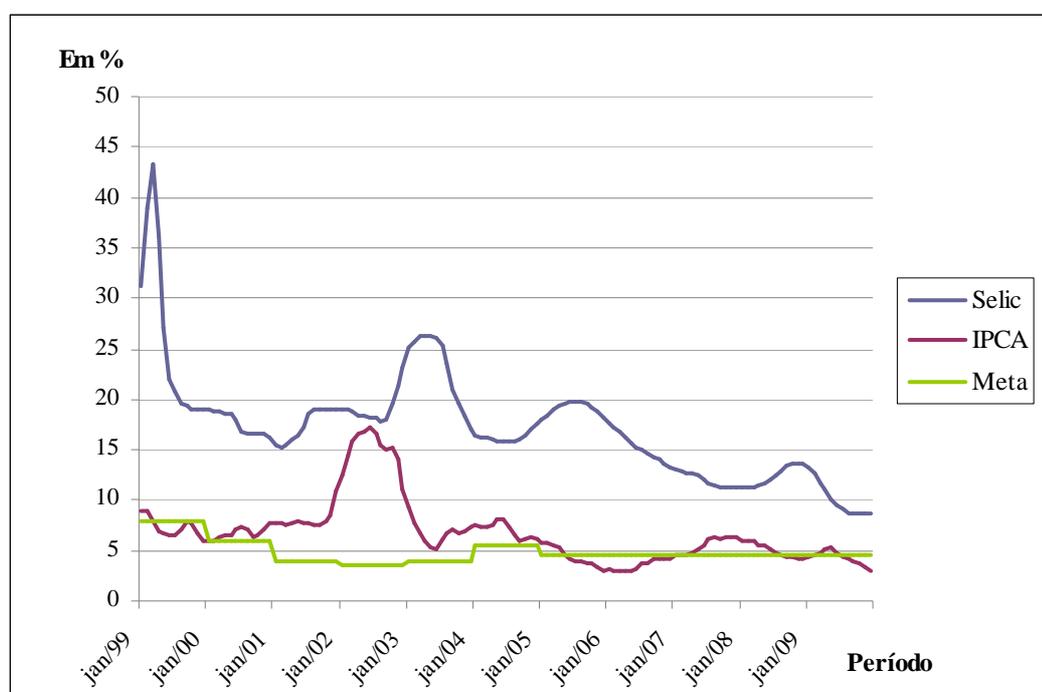
O Banco Central utiliza como principal instrumento de política a definição de uma meta anual da taxa básica de juros, a taxa Selic, para garantir a convergência da inflação para a meta anunciada, ficando as variações dessa condicionadas ao controle do processo inflacionário.

Vale destacar que se as metas não forem atingidas, ou seja, se a inflação não se situar dentro dos limites pré-estabelecidos, de acordo com o decreto nº. 3.088, cabe ao presidente do

Banco Central divulgar, em carta aberta ao Ministro da Fazenda, os motivos do descumprimento bem como as providências e prazo para o retorno da taxa de inflação aos limites estabelecidos. Com a adoção desse arcabouço de política monetária, fica claro que o governo tem como sua principal preocupação, o compromisso com a estabilidade de preços da economia.

Levando em consideração o período de março de 1999 a dezembro de 2009, a Figura 1 mostra que a autoridade monetária fez uso constantemente de seu instrumento de política monetária, a taxa Selic, objetivando garantir a convergência da taxa de inflação para o centro da meta estabelecida.

Figura 1
Comportamento da Taxa Selic e da Inflação no Brasil: 1999 - 2009



Fonte: Banco Central.

Tabela 1
Metas de Inflação no Brasil: 1999 – 2009

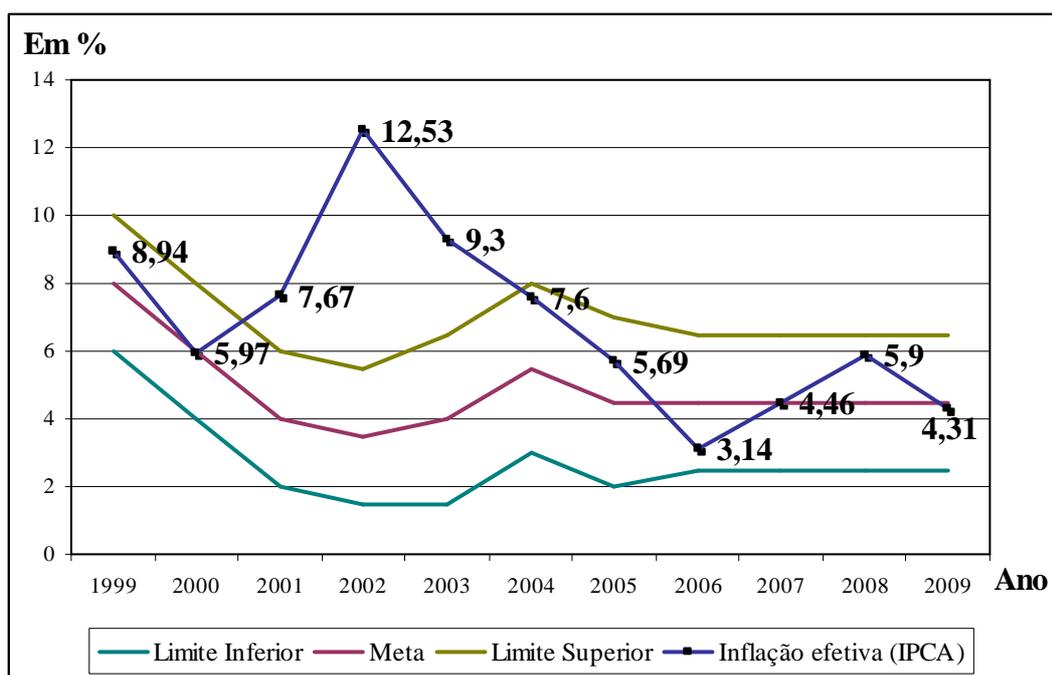
Ano	Norma	Data	Meta (%)	Banda (p.p.)	Limites Inferior e Superior (%)	Inflação Efetiva (IPCA % a.a.)
1999			8	2	6-10	8,94
2000	Resolução 2.615	30/06/1999	6	2	4-8	5,97
2001			4	2	2-6	7,67
2002	Resolução 2.744	28/06/2000	3,5	2	1,5-5,5	12,53
2003 ^{1/}	Resolução 2.842	28/06/2001	3,25	2	1,25-5,25	
	Resolução 2.972	27/06/2002	4	2,5	1,5-6,5	9,30

2004 ^{1/}	Resolução 2.972	27/06/2002	3,75	2,5	1,25-6,25	
	Resolução 3.108	25/06/2003	5,5	2,5	3-8	7,60
2005	Resolução 3.108	25/06/2003	4,5	2,5	2-7	5,69
2006	Resolução 3.210	30/06/2004	4,5	2	2,5-6,5	3,14
2007	Resolução 3.291	23/06/2005	4,5	2	2,5-6,5	4,46
2008	Resolução 3.378	29/06/2006	4,5	2	2,5-6,5	5,90
2009	Resolução 3.463	26/06/2007	4,5	2	2,5-6,5	4,31

Fonte: Banco Central.

A Tabela 1 acima mostra as metas de inflação para o Brasil no período de 1999 a 2009, nela observa-se que os dois primeiros anos do regime de metas de inflação, assim como os anos de 2004, 2005, 2006, 2007, 2008 e 2009 a política monetária apresentou efeito na convergência da inflação à meta estabelecida, com estaque para os anos de 2004, 2006, 2007 e 2009, onde a inflação efetiva situou-se abaixo do centro da meta preestabelecida pela autoridade monetária.

Figura 2
Inflação no Brasil: 1999-2009



Fonte: Banco Central.

Desde a implementação do regime de metas para a inflação no Brasil em 1999, a atuação do BACEN e a política monetária proporcionaram alternâncias em relação à eficácia em convergir à meta estipulada, como pode ser observado na Figura 2. Foi a partir de 2004, que o nível de preços da economia nacional obedeceu a rigor as metas estabelecidas pelo CMN, mostrando progressivamente índices relativamente menores, atingindo índices abaixo

do centro da meta, como no ano de 2006, e bem próximo a ele, porém abaixo, como em 2007 e 2009. Mesmo tendo sofrido aumentos relativos à taxa de inflação nos anos de 2007 e 2008 se manteve dentro do intervalo de tolerância aceito para as metas inflacionárias. Em 2009, observa-se a retomada da trajetória relativamente descendente dessa taxa.

4. Estratégia Empírica

4.1. Procedimentos econométricos

De acordo com Greene (2003), quando se emprega um modelo de regressão que envolve o uso de séries temporais, pode-se observar uma mudança estrutural na relação entre o regressando e os regressores. Por mudança estrutural se entendem que os valores dos parâmetros do modelo não se mantêm iguais durante todo o período considerado. As possíveis diferenças, isto é, as possíveis mudanças estruturais, podem ocorrer por meio de diferenças no intercepto ou no coeficiente angular, ou em ambos.

Para verificar a presença de mudança estrutural, utilizamos os testes de Chow (1960), onde a data da quebra estrutural é suposta conhecida, e Quandt-Andrews, em que a verificação da possível quebra estrutural é realizada sem que se necessite supor conhecido o ponto de quebra (Andrews, 1993; Andrews e Ploberger, 1994).

4.1.1. O Teste de Chow

Para verificar possíveis alterações nos valores dos parâmetros de um modelo, pode-se utilizar o teste de quebra estrutural proposto por Chow (1960). Este teste consiste em dividir a amostra em dois subperíodos, estimar os parâmetros para cada um desses subperíodos e através de uma estatística F testar a igualdade dos dois conjuntos de parâmetros estimados. Uma restrição do teste de Chow é a de que a data da provável quebra deve ser conhecida *a priori*. Esse teste pressupõe que:

- a) $u_{1t} \square N(0, \sigma^2)$ e $u_{2t} \square N(0, \sigma^2)$, isto é, os termos de erro nas regressões dos subperíodos são normalmente distribuídos com a mesma variância σ^2 ;
- b) os termos de erro u_{1t} e u_{2t} têm distribuições independentes.

A mecânica do Teste de Chow funciona da seguinte forma:

- i) estima-se a regressão, que é adequada se não houver instabilidade dos parâmetros e obtêm-se a soma dos quadrados dos resíduos do modelo restrito (SQR_R);

- ii) estima-se a primeira regressão e obtêm-se a soma dos quadrados dos resíduos, SQR_1 , com $(n_1 - k)$ graus de liberdade;
- iii) estima-se a segunda regressão e obtêm-se a soma dos quadrados dos resíduos, SQR_2 com $(n_2 - k)$ graus de liberdade;
- iv) uma vez que consideramos que os dois conjuntos de amostras são independentes, podemos somar SQR_1 e SQR_2 para obter a soma dos quadrados dos resíduos irrestrita (SQR_{SR}), dada por:

$SQR_{SR} = SQR_1 + SQR_2$ com $(n_1 + n_2 - 2k)$ graus de liberdade;

A idéia que embasa o teste de Chow é que, se não há mudança estrutural, isto é, se as regressões são essencialmente iguais, então a SQR_{SR} e a SQR_R não deveriam ser estatisticamente diferentes. Deste modo, tomando a razão

$$F = \frac{(SQR_R - SQR_{SR}) / k}{(SQR_{SR}) / (n_1 + n_2 - 2k)} \square F_{[k, (n_1 + n_2 - 2k)]} \quad (4.1)$$

Chow (1960) mostrou que, sob a hipótese nula, as regressões estimadas são iguais, isto é, não há mudança ou quebra estrutural e a razão F acima segue a distribuição F com K e $(n_1 + n_2 - 2k)$ graus de liberdade no numerador e no denominador, respectivamente.

Portanto, não rejeitamos a hipótese nula de estabilidade dos parâmetros (ou ausência de quebra estrutural) se o valor calculado da estatística F não for superior ao valor crítico observado para um dado nível de significância. Em caso contrário, se o valor F calculado for superior ao valor crítico tabelado, rejeitamos a hipótese nula de estabilidade dos parâmetros e concluímos que há uma mudança estrutural nos valores dos parâmetros das regressões estimadas.

No entanto, uma importante limitação do teste de Chow é que a data da quebra deve ser conhecida *a priori*. Um pesquisador tem apenas duas opções: escolher arbitrariamente um ponto candidato para a data da quebra ou escolher uma data de quebra baseado em alguma característica conhecida dos dados. No primeiro caso, o teste de Chow pode perder o seu poder informativo, uma vez que, a verdadeira data da quebra pode estar sendo desperdiçada. No segundo caso, o teste de Chow pode ser enganoso, pois como a data da quebra elegida é endógena, isto é, está relacionada com os dados, é provável que se indique uma falsa quebra quando esta não existir na realidade. Além disso, uma vez que os resultados podem ser altamente sensíveis a essas escolhas arbitrárias, diferentes pesquisadores podem facilmente chegar a conclusões bastante distintas.

4.1.2 O Teste de Quandt – Andrews

A solução para corrigir a limitação do teste de Chow, onde a data da quebra deve ser conhecida *a priori*, é tratar a data da mudança estrutural como desconhecida. Esta idéia foi inicialmente desenvolvida por Quandt (1960), porém, apenas no início da década de 1990, com a publicação dos artigos de Andrews (1993), Andrews e Ploberger (1994) e Hansen (1997), que o entrave foi finalmente resolvido.

A idéia por trás do teste de Quandt-Andrews é que um único teste de Chow é realizado a cada observação entre duas datas, ou observações, τ_1 e τ_2 . As estatísticas k dos testes de Chow são então resumidas em uma estatística de teste para testar a hipótese nula de ausência de quebra estrutural entre τ_1 e τ_2 . Por padrão o teste avalia se houve uma mudança estrutural em todos os parâmetros da equação original.

Do teste individual de quebra estrutural de Chow são retiradas duas estatísticas, a Razão da Máxima Verossimilhança da estatística F e uma estatística F de Wald. A estatística F de Wald é calculada a partir de um teste padrão de Wald, onde a restrição é a de que os coeficientes sobre os parâmetros da equação são os mesmos em todas as subamostras. Tal como a estatística da Razão da Máxima Verossimilhança, a estatística Wald tem uma distribuição assintótica χ^2 com $(m-1)k$ graus de liberdade, onde m é o número de subamostras.

Do mesmo modo que o teste de quebra estrutural de Chow, a hipótese nula do teste de Quandt-Andrews é a de estabilidade dos parâmetros, isto é, ausência de mudança estrutural. As estatísticas de teste individual podem ser resumidas em duas diferentes estatísticas: a SUP ou estatística máximo e a estatística de Ave. A estatística de máximo é simplesmente o máximo da estatística F do teste individual Chow:

$$MaxF = \underset{\tau_1 \leq \tau \leq \tau_2}{Max}(F(\tau)) \quad (4.2)$$

A estatística Ave é a média simples das estatísticas F individuais:

$$AveF = \frac{1}{k} \sum_{\tau=\tau_1}^{\tau_2} F(\tau) \quad (4.3)$$

As distribuições dessas estatísticas de teste não são padrão, pois estas não avaliam o parâmetro de interesse sob a ótica da hipótese nula (H_0) de constância dos parâmetros, e sim, sob a ótica da hipótese alternativa de que houve mudança estrutural. Andrews (1993) desenvolveu sua verdadeira distribuição para esse teste e Hansen (1997) apresentou o cálculo aproximado do p-valor assintótico. A distribuição destas estatísticas torna-se degenerada no momento em que τ_1 se aproxima do início da amostra, ou quando τ_2 se aproxima do final da amostra. Para compensar este comportamento, geralmente se sugere que as extremidades da equação da amostra não sejam incluídas no procedimento de teste. Um nível normal para este corte é excluir 15% do total da amostra, sendo 7,5% do início e 7,5% do final das observações.

4.2. O modelo empírico

O presente trabalho busca estimar uma função de reação do Banco Central do Brasil, tendo por base a estrutura proposta por Taylor (1993). Através da leitura das atas das reuniões do Comitê de Política Monetária foi possível identificar as variáveis que normalmente são utilizadas pelo BACEN na determinação de sua regra monetária. Dado que o ambiente de atuação operacional dos bancos centrais é de bastante incerteza, a autoridade monetária tende a suavizar sua política via variações progressivas em seu instrumento de política monetária, a taxa básica de juros. Posto isto, a especificação para a função de reação do BACEN que procuraremos estimar é dada por:

$$i_t = \beta_{0,j} + \beta_{1,j} Dj_t + \beta_{2,j} Gap_{t-2} + \beta_{3,j} \Delta e_{t-1} + \rho_{1,j} i_{t-1} + \rho_{2,j} i_{t-2} + \varepsilon_t \quad \text{para } j = 1, 2 \quad (4.4)$$

em que i_t é a taxa Selic mensal (média do período) no período t, Dj_t é a média ponderada entre os desvios no ano corrente e no ano seguinte da expectativa da inflação em relação a sua meta de cada ano, Gap_{t-2} é a diferença do produto efetivo em relação ao seu potencial defasado em dois períodos, Δe_{t-1} é a variação da taxa de câmbio nominal (R\$/US\$) no período t-1 e ε_t é o termo de erro.

Desse modo, o comportamento da autoridade monetária quanto à definição da taxa básica de juros nominal de curto prazo leva em consideração a ponderação dos desvios das expectativas em relação às metas no ano corrente e no ano seguinte, a diferença percentual defasada em dois períodos do produto efetivo em relação ao produto potencial, a variação da taxa de câmbio nominal defasada em um período e as taxas de juros nominais defasadas em um e dois períodos. O efeito imediato das variáveis explicativas Dj_t , Gap_{t-2} e Δe_{t-1} , sobre a taxa de juros de curto prazo é representado pelos coeficientes β_1 , β_2 e β_3 , enquanto que ρ_1 e ρ_2 medem a sensibilidade da taxa Selic em resposta as variações nos componentes inerciais i_{t-1} e i_{t-2} , respectivamente.

Entretanto, ao determinar ou reajustar a taxa básica de juros da economia para o curto prazo a autoridade monetária leva em consideração os efeitos que essas medidas podem causar sobre a taxa de juros futura. Dito de outra forma, o Banco Central do Brasil considera os efeitos secundários causados pelas variáveis explicativas na taxa Selic. Isso pode ser observado através do componente inercial i_{t-1} e i_{t-2} que compõem a regra monetária de curto prazo, isto é, a regra no período t irá influenciar as decisões do BACEN quanto à determinação da taxa básica de juros nos períodos $t+1$ e $t+2$. Assim, podemos medir esses efeitos secundários através da expressão da regra de política monetária de longo prazo, dada por:

$$i = \gamma_0 + \gamma_1 Dj_t + \gamma_2 gap_{t-2} + \gamma_3 \Delta e_{t-2} + \varepsilon_t \quad (4.5)$$

onde $\gamma_i = \frac{\beta_i}{1 - \rho_1 - \rho_2}$, para $i = 0, 1, 2, 3$, representam a resposta de longo prazo da taxa Selic as variáveis explicativas Dj_t , Gap_{t-2} e Δe_{t-1} .

5. Resultados

5.1. Descrição dos dados

Os dados utilizados no presente estudo compreendem o período de janeiro de 2000 a dezembro de 2009 e apresentam periodicidade mensal. Esses dados foram coletados dos *sites* de pesquisa do Instituto de Economia Aplicada (IPEA) e do Banco Central do Brasil (BACEN).

A taxa de juros (i_t) utilizada é a taxa Selic acumulada no mês e anualizada. Para medir a sensibilidade da taxa de juros em relação à diferença entre a inflação e sua meta, utilizamos a variável Dj , proposta em Minella et al. (2003). Essa variável é estabelecida a partir das metas de inflação decididas em reunião prévia do Copom para os anos T e T+1 e da pesquisa diária que o Banco Central realiza entre as instituições financeiras e as firmas de consultoria, onde são coletados os valores que esses agentes econômicos esperam para a inflação no período T ($E_j\pi_T$) e T+1 ($E_j\pi_{T+1}$). Assim sendo, a variável Dj assume a seguinte especificação:

$$Dj_t = \frac{(12-j)}{12}(E_j\pi_T - \pi_T^*) + \frac{j}{12}(E_j\pi_{T+1} - \pi_{T+1}^*). \quad (5.1)$$

O hiato do produto é medido pela diferença percentual entre o índice de produção industrial dessazonalizado (y_t) e o produto potencial (yp_t), e é dado por:

$$gap = 100 \frac{(y_t - yp_t)}{yp_t} \quad (5.2)$$

Em nosso trabalho serão utilizados três métodos para estimação do produto potencial: o filtro de Hodrick – Prescott (HP), de tendência linear (TL) e de tendência quadrática (TQ) ².

Por fim, para variável taxa de câmbio (e_t) utilizamos a média da taxa de câmbio comercial para venda (R\$/US\$) com periodicidade mensal.

A primeira etapa a ser tomada quando se trabalha com uma série temporal é verificar se esta é produzida por um processo estocástico estacionário, ou seja, se as suas média e variância se apresentam constantes ao longo do tempo e o valor da covariância entre dois períodos de tempo depende apenas da distância entre os dois períodos. A importância desta análise relaciona-se ao fato de que, em modelos econométricos que incluem variáveis não-estacionárias, relações espúrias (ou ilegítimas) que podem aparecer na regressão obtida e os testes t e F usuais não são válidos se estas variáveis não apresentarem uma relação de co-integração. ³

Com a finalidade de verificar se as variáveis utilizadas em nosso modelo seguem um processo estocástico estacionário, realizamos o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller

² Para detalhes, ver Relatório de Inflação do Banco Central (set/99).

³ Para detalhes, ver Gujarati (2000).

aumentado (ADF). ⁴ Baseado no critério de informação de Schwarz (SBIC), foi selecionado um número ótimo de termos de diferença defasados a serem incluídos em cada regressão, *k*. Como mostra a Tabela 2, o teste de raiz unitária realizado rejeita a hipótese nula de que as séries temporais são não estacionárias, o que mostra que as variáveis não possuem raiz unitária.

Tabela 2
Teste de raiz unitária ADF: 2000:01-2009:12

Variável	ADF		SBIC	Regressores Exógenos
	K	t_{α}		
i_t	1	-3,81**	0.778776	c, t
$gap(HP)$	1	-4,00*	4.209217	-
$gap1(TL)$	1	-3,12*	4.258207	-
$gap2(TQ)$	1	-3,12*	4.262128	-
Δe_t	0	-6,82*	5.593020	-
Dj_t	0	-2,45**	1.589093	-

Fonte: Calculado através do programa econométrico Eviews 7.0.

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

O termo c indica a inclusão de uma constante e t indica a inclusão de uma tendência linear.

5.2. Testes de quebras estruturais

Para identificar possíveis mudanças nos valores dos parâmetros na regra de política monetária do Banco Central do Brasil no período de 2000 a 2009, realizamos os testes de Chow e de Quandt-Andrews para verificar quebras estruturais.

Para o procedimento do teste Chow, elegemos como datas de quebras 2002:12 e 2003:12. A primeira data foi escolhida pelo fato de marcar o fim da presidência de Armínio Fraga no Banco Central. Além disso, o estudo empírico realizado por Neto e Portugal (2007) traz evidências de mudanças estruturais na regra de política monetária brasileira entre os períodos da administração de Armínio Fraga (2000:1-2002:12) e de Henrique Meirelles (2003:1-2006:12). A segunda data foi escolhida pelo fato de se acreditar que à época em que

⁴ Para detalhes sobre o teste ADF, ver Gujarati (2000).

Henrique Meirelles assumiu a presidência do Banco Central, a economia brasileira ainda se encontrava em um cenário de instabilidade econômica decorrente da crise de 2002.

O resultado do teste de Chow, apresentado na Tabela 3, aponta que há presença de uma mudança estrutural na função de reação da autoridade monetária brasileira, uma vez que os *p-values* apresentados tanto nas estatísticas Log Razão Verossimilhança (LR) e da estatística F (F-statistic) permitem rejeitar a hipótese nula de estabilidade dos parâmetros a um nível de significância de 1%.

Tabela 3
Teste de Chow para a taxa Selic: 2000:01-2009:12

Data/quebra	LR	P-value	F-statistic	P-value	Filtro
2002.12	19,75	0,0031	3,22	0,0061	HP
2003.12	22,82	0,0009	3,77	0,0019	
2002.12	20,03	0,0027	3,27	0,0055	TL
2003.12	20,84	0,0020	3,41	0,0041	
2002.12	19,02	0,0041	3,09	0,0079	TQ
2003.12	20,50	0,0023	3,35	0,0046	

Fonte: Calculado através do programa econométrico Eviews 7.0.

O teste de Quandt-Andrews trata a data de mudança estrutural como desconhecida e por esta razão é apontado como solução para corrigir a limitação do teste de Chow, no qual há a necessidade de se conhecer a data de quebra *a priori*. Consideramos as estatísticas de testes individuais de MaxF e AveF. Este teste realiza um corte em 15% do tamanho da amostra, 7,5% no início e 7,5% do final da amostra. Assim, o teste foi aplicado numa amostra compreendida pelo período de setembro de 2001 a julho de 2008.

Como mostra a Tabela 4, o teste de estabilidade dos parâmetros de Quandt-Andrews para testar a hipótese nula de ausência de quebra estrutural contra a ocorrência de pelo menos uma quebra. Com base nos *p-values* encontrados, podemos verificar que as estatísticas individuais MaxF e AveF não permitem rejeitar a hipótese nula de constância dos parâmetros nas regressões estimadas.

Tabela 4
Teste de Quandt – Andrews

Filtros	Estatísticas	
	Max LR F-statistic	Ave LR F-statistic
HP	4,4213 (0,9999)	3,1581 (0,9409)

TL	4,1350 (1,0000)	2,9529 (0,9612)
TQ	4,0711 (1,0000)	2,9222 (0,9638)

Fonte: Calculado através do programa econométrico E-views 7.0

Nota: Valores entre parênteses correspondem aos *p*-values.

5.3. Estimação da função de reação para o BACEN (2000-2010)

Dado que o teste de quebra estrutural de Quandt-Andrews não rejeitou a hipótese nula de ausência de quebra estrutural, estimamos a regressão que descreve a regra de política monetária adotada pelo BACEN desde a adoção do regime de metas para a inflação sem considerar a presença de ruptura estrutural, isto é, sem a presença de mudanças de regime no período considerado de 2000 a 2009. Portanto, a especificação final da função de reação para o BACEN é dada por:

$$i_t = \beta_{0,j} + \beta_{1,j}Dj_t + \beta_{2,j}Gap_{t-2} + \Delta e_{t-1} + \rho_{1,j}i_{t-1} + \rho_{2,j}i_{t-2} + \varepsilon_t \quad (5.3)$$

Podemos observar na Tabela 5 os resultados da estimação da regra monetária do BACEN considerando as diferentes medidas de hiato do produto. Antes de verificar a significância estatística dos parâmetros estimados, foram realizados testes para verificar se os resíduos dos modelos são bem comportados. Com o intuito de verificar a presença de heterocedasticidade nos erros, realizamos o teste White, que testa como hipótese nula a homocedasticidade dos erros.⁵ Para as três especificações estimadas, nota-se que o *p-value* obtido para a estatística de White foi superior a 10%, fazendo com que a hipótese nula para de que a variância dos erros é constante não fosse rejeitada.

Tabela 5
Estimações das Funções de Reação para o BACEN:
2000:01 – 2009:12

Parâmetros	Coeficientes		
	HP	TL	TQ
β_0	0,5499* (0,15)	0,6007* (0,15)	0,5787* (0,15)
β_1	0,1809* (0,05)	0,2246* (0,05)	0,2238* (0,05)
β_2	0,0320* (0,05)	0,0268* (0,05)	0,0265* (0,05)

⁵ Para detalhes sobre o teste de White, ver Gujarati (2000).

	(0,01)	(0,01)	(0,01)
β_3	0,0023 ^{n,s}	0,0037 ^{n,s}	0,0033 ^{n,s}
	(0,01)	(0,01)	(0,01)
ρ_1	1,5857*	1,5586*	1,5607*
	(0,07)	(0,07)	(0,07)
ρ_2	-0,6285*	-0,6065*	-0,6072*
	(0,06)	(0,06)	(0,06)
γ_0	12,848*	14,035*	13,520*
	(0,15)	(0,15)	(0,15)
γ_1	4,2266*	5,2476*	5,2289*
	(0,05)	(0,05)	(0,05)
γ_2	0,7476*	0,6262*	0,6191*
	(0,01)	(0,01)	(0,01)
γ_3	0,0537 ^{n,s}	0,0864 ^{n,s}	0,0771 ^{n,s}
	(0,01)	(0,01)	(0,01)
R ² - ajustado	0,994	0,994	0,994
Testes de especificação (p-values)			
LM(8)	0,4608	0,3825	0,3408
White	0,1718	0,2161	0,2157

Fonte: Calculado através do programa econométrico E-views 7.0.

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

^{n,s} Não significativo. Valores entre parênteses correspondem ao erro-padrão.

Adicionalmente, a fim de testar a presença de autocorrelação nos erros do modelo, realizamos o teste de Breusch-Godfrey (BG) ou teste LM(p), que testa a hipótese nula de que os erros do modelo não são auto-correlacionados até a defasagem p .⁶ Para as três especificações estimadas, os valores dos *p-values* para estatística LM com 8 defasagens foram superiores a um nível de significância de 10%, não permitindo rejeitar a hipótese nula de que os erros do modelo não são auto-correlacionados.

O valor do R²-ajustado = 0,9942 indica um excelente grau de explicação das variáveis independentes para o modelo. Na análise da resposta da taxa Selic em relação aos coeficientes de curto prazo, com exceção do coeficiente da variação da taxa de câmbio para o período t-1 (β_3) que não foi significativo, todos os demais coeficientes apresentaram significância estatística de 1%. Os valores dos coeficientes da variável Dj , β_1 , indicam que a postura de política monetária adotada pelo BACEN para o período considerado foi relativamente forte no sentido de controle inflacionário. Porém, observa-se que o coeficiente β_1 da especificação que utiliza o filtro de tendência linear (TL), indica uma postura ainda mais agressiva da autoridade monetária no combate a inflação. Além disso, os baixos valores dos coeficientes para o *gap*

⁶ Para detalhes sobre o teste LM, ver Gujarati (2000).

do produto, principalmente o *gap* que utiliza o filtro de tendência quadrática ($\beta_2 = 0,0265$), mostram que essa variável possui um impacto relativamente baixo na determinação da taxa básica de juros no período analisado.

Na análise para o longo prazo, todos os coeficientes apresentaram significância estatística de 1%, com exceção do coeficiente para a variação na taxa de câmbio no período $t-1$ (γ_3) que não se mostrou estatisticamente significativo. Os valores apresentados por esses coeficientes indicam que a autoridade monetária reage positivamente aos desvios da expectativa de inflação em relação a sua meta e ao *gap* do produto, sendo essa reação mais sensível aos desvios das expectativas inflacionárias em relação à meta de inflação. Vale ressaltar que aumento mais que proporcional da taxa de juros em resposta a um desvio da inflação em relação à meta mostra que esta regra de política satisfaz o princípio de Taylor (1993). Assim, quando há um aumento sustentado da inflação, o Banco Central aumenta a taxa de juros nominal em um valor suficiente para que a taxa real de juros se eleve, o *gap* produto se reduza e a inflação volte à sua meta.

6. Conclusão

Como destacado na introdução, o presente trabalho buscou testar a hipótese da ocorrência de possíveis pontos de mudanças estruturais, isto é, de alteração na dinâmica de definição da taxa Selic pelo Banco Central brasileiro no período de metas de inflação. Para tal, utilizamos a metodologia proposta por Chow (1960), onde a data da quebra é suposta conhecida, e a proposta por Andrews (1993), Andrews e Ploberger (1994) e Hansen (2001), em que o ponto da quebra é considerado desconhecido.

Os resultados obtidos no teste clássico de mudanças estruturais de Chow para as três especificações do modelo indicaram que, para as datas de quebra conhecidas *a priori* 2002:12 e 2003:12, há evidências de mudanças estruturais nos coeficientes da função de reação do Banco central do Brasil no período de metas para a inflação. Entretanto, os resultados obtidos com o teste de estabilidade dos parâmetros de Quandt-Andrews, que testa a hipótese nula de ausência de quebra estrutural contra a ocorrência de pelo menos uma quebra em data desconhecida, não permitiram rejeitar a hipótese nula de constância dos parâmetros nas regras de política monetária estimadas. Esse resultado diferiu das evidências em favor de mudanças estruturais na função de reação do Banco Central encontradas por Lima et al. (2007) e Barcellos Neto e Portugal (2007).

Uma vez que não constatamos evidências de mudanças estruturais, nós estimamos uma função de reação do Banco Central com parâmetros constantes. Os resultados das estimações mostraram que a postura de política monetária adotada pelo BACEN para o período considerado foi relativamente forte no sentido de controlar a inflação. Nós constatamos que a autoridade monetária brasileira tem reagido positivamente aos desvios da expectativa de inflação em relação a sua meta e ao *gap* do produto, sendo mais sensível aos desvios das expectativas inflacionárias em relação à meta de inflação.

Uma importante limitação dos testes de Chow e de Quandt-Andrews utilizados neste trabalho é que eles testam exclusivamente a existência de apenas uma quebra estrutural. Neste sentido, sugerimos para trabalhos futuros que sejam realizados testes para mais de uma quebra estrutural, seguindo, por exemplo, o trabalho de Bai e Perron (2003). Uma segunda sugestão é realizar testes de quebras estruturais para especificações da função de reação que são não-lineares em decorrência de preferências assimétricas do Banco Central em relação a desvios positivos e negativos da inflação em relação a meta e/ou do produto em relação ao produto potencial (ver, por exemplo, Aragón e Portugal, 2010).

Referências

ANDREWS, D.W.K. Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point. *Econometrica*, v.61, n. 4, p. 821-856, 1993.

ARAGÓN, E.K.S.B. **Três Ensaio sobre Política Monetária no Brasil: Assimetrias nos Efeitos Reais de Choques Monetários, Preferências do Banco Central e Regras Monetárias Ótimas**. Porto Alegre: PPGE/UFRGS, 2008. Disponível em: < <http://www.lume.ufrgs.br>>.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatório de Inflação**. Vários números. Disponível em: < <http://www.bacen.gov.br> >. Acesso em: 15 de maio de 2010.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatório de Inflação**. Setembro de 1999. Disponível em: < <http://www.bacen.gov.br> >. Acesso em: 30 de julho de 2010.

_____. **Atas das Reuniões do Comitê de Política Monetária**. Vários números. Disponível em: < <http://www.bacen.gov.br> >. Acesso em: 16 de maio de 2010.

BARBOSA, F. H.; SOARES, J.J.S. **Regra de Taylor no Brasil: 1999-2005**. In: ECONTRO DA ANPEC, 2006.

BARCELLOS NETO, Paulo Chananeco F. de.; Portugal, M. S. **Determinants of monetary policy committee decisions: Fraga vs. Meirelles**. Porto Alegre: PPGE/UFRGS, 2007. (Texto para Discussão, 11).

BARCELLOS NETO, Paulo Chananeco F. de. **Estimando uma regra de Taylor para o sistema de metas de inflação brasileiro**. I Prêmio Banco Central de Monografias em Política Monetária, 2003. Disponível em: <<http://www.bacen.gov.br>>.

CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. Monetary policy rules in practice: some international evidence. **European Economic Review**, v. 42, p. 1033-1067, 1998.

GARCIA, M.; MEDEIROS, M.; SALGADO, M. **Monetary policy during Brazil's Real Plan**: estimating the Central Bank's reaction function. São Paulo: USP, 2002. (Texto para discussão, 18).

GUJARATI, D. N. **Econometria Básica**. 4. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

HANSEN, B.E. **The New Econometrics of Structural Change**: Dating Breaks in U.S. Labor Productivity. In: *Journal of Economic Perspectives* – Volume 15, Number 4-Fall 2001- Pages 117-128.

HOLLAND, Márcio. **Monetary and exchange rate policy in Brazil after inflation targeting**. Berkeley: University of California, 2005.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 22 de maio de 2010.

JUDD, J.; RUDEBUSCH, G. Taylor's rule and the FED: 1970-1997. Federal Reserve Bank of San Francisco. **Economic Review**, v. 3, p. 3-16, 1998.

LIMA, Elcyon C. R.; MAKHA, Alexis; MENDONÇA, Mário. **Monetary policy regimes in Brazil**. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Rio de Janeiro, n. 1285a, jun. 2007. (Texto para Discussão). Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>.

MINELLA, A. et al. **Inflation targeting in Brazil**: construction credibility under exchange rate volatility. Brasília: Banco Central do Brasil, 2003. (Trabalhos para Discussão, 77).

POLICANO, R.; BUENO, R. A sensibilidade da política monetária no Brasil: 1999-2005. In: BRAZILIAN ANNUAL MEETING OF ECONOMY, 34., 2006. Salvador. **Paper...** Salvador: [s.n.], 2006.

TAYLOR, J. Discretion versus policy rules in practice. **Carnegie-Rochester Conference on Public Policy**, v. 39, p. 195-214, 1993.