

Uma análise da não-linearidade da função de reação do Banco Central do Brasil: Averso a Inflação ou a Recessão?

Terence de Almeida Pagano
José Luiz Rossi Júnior



Copyright Insper. Todos os direitos reservados.

É proibida a reprodução parcial ou integral do conteúdo deste documento por qualquer meio de distribuição, digital ou impresso, sem a expressa autorização do Insper ou de seu autor.

A reprodução para fins didáticos é permitida observando-se a citação completa do documento

Uma análise da não-linearidade da função de reação do Banco Central do Brasil: Averso a Inflação ou a Recessão?

Terence de Almeida Pagano

Insper Instituto de Ensino e Pesquisa e Pastore Associados

José Luiz Rossi Júnior¹

Insper Instituto de Ensino e Pesquisa

Resumo

O trabalho analisa se a função de reação do Banco Central do Brasil (BCB) apresenta características não-lineares e caracteriza o tipo de preferência do Banco Central no período de julho de 2000 a agosto de 2008, período este que contempla o regime de câmbio flutuante e o regime de metas de inflação adotados no país após 1999. Os resultados encontrados não rejeitam a hipótese de não-linearidade na função de reação do Banco Central do Brasil. Além disso, os resultados indicam que a função de reação do BCB é côncava em relação à inflação esperada, o que dado uma estrutura econômica Novo-Keynesiana, é consistente com a existência de preferências avessas a recessão.

Palavras-Chave: Regra de Taylor, não-linear, preferências, Banco Central.

JEL Classification: E43, E52, E58

1 Introdução

Desde o trabalho de Taylor (1993) mostrando que o comportamento da taxa de juros dos Estados Unidos no período de 1987 a 1992 podia ser descrito utilizando uma simples equação linear relacionando a taxa de juros de curto prazo com a taxa de inflação e o hiato de produto, relação esta que também ficou conhecida por regra de Taylor ou função de reação,

¹ Autor para Correspondência: Rua Quatá 300 sala 414 - Vila Olímpia - 04546-042 - São Paulo, SP - Brasil - Fone: + 55 11 4504-2437 Fax: + 55 11 4504-2350. E-mail: joselrj1@isp.edu.br.

diversos estudos foram realizados a fim de obter a especificação mais adequada para modelar o comportamento do Banco Central.

As especificações mais comuns encontradas na literatura relacionam linearmente as taxas de juros de curto prazo, utilizadas pelo Banco Central como instrumento de política monetária, com o desvio da inflação ou da inflação esperada em relação à meta (desvio da inflação), e com os desvios do produto ou produto esperado em relação ao produto de preços flexíveis (hiato do produto). Estas especificações são obtidas usualmente através das hipóteses de que a autoridade monetária minimiza a sua função perda quadrática – que depende dos desvios da inflação e do hiato do produto – sujeito a uma estrutura econômica linear, que geralmente é representada por uma curva de Phillips e uma curva IS. A hipótese que a função perda é quadrática implica que as preferências da autoridade monetária sejam simétricas em relação à inflação e a atividade econômica, isto é, desvios positivos ou negativos destas variáveis apresentam a mesma importância.

Recentemente, diversos trabalhos relaxam estas hipóteses de um arcabouço linear-quadrático, possibilitando especificações onde as preferências do Banco Central não sejam quadráticas com relação aos seus objetivos e/ou que a estrutura econômica não seja linear. Alterações em uma ou em ambas as hipóteses podem gerar funções de reação não-lineares, contrastando com a literatura anterior onde a função de reação do Banco Central era linear.²

O objetivo deste trabalho é verificar se existem evidências empíricas de que a função de reação do Banco Central do Brasil (BCB) apresenta características não-lineares e caracterizar o tipo de preferência do Banco Central no período de julho de 2000 a agosto de 2008, período este que contempla o regime de câmbio flutuante (adotado a partir de janeiro de 1999) e o regime de metas de inflação (adotado a partir de junho de 1999).

O trabalho baseia-se no modelo desenvolvido por Cukierman e Muscatelli (2008). No trabalho os autores desenvolvem um arcabouço teórico onde não é preciso fazer hipóteses sobre a forma funcional específica da função perda do Banco Central para representar as suas preferências assimétricas. Os autores mostram que as preferências do BC podem ser caracterizadas como sendo de aversão a inflação, quando o Banco Central reage mais fortemente a desvios positivos da inflação em relação à meta do que a desvios negativos, ou de aversão a recessão, quando o Banco Central reage mais fortemente a desvios negativos do produto em relação ao potencial que a desvios positivos. Desta forma, é possível através da análise dos parâmetros estimados de uma função de reação não linear verificar empiricamente o tipo das preferências da autoridade monetária.

O trabalho contribui com a literatura de diversas maneiras. Diferentemente de todos os trabalhos anteriores que realizaram estimações de funções de reação para o Banco Central do Brasil (BCB), o trabalho utiliza dados em tempo real da atividade econômica, ou seja, os dados que a autoridade monetária tinha disponível à época das decisões de taxas de juros.

² A literatura internacional apresenta diversos trabalhos estimando funções de reação não-lineares para diferentes Bancos Centrais. Schaling (1999) e Dolado et al. (2005) analisam se a não-linearidade advém de não-linearidades na estrutura econômica. Já Ruge-Murciá (2002), Bec et al. (2002), Dolado et al. (2004), Gerlach (2000), Surico (2007) e Cukierman e Muscatelli (2008) analisam não-linearidades que advém das preferências do Banco Central.

Segundo Qin e Enders (2008), a não utilização de variáveis em tempo real pode gerar resultados diferentes nos parâmetros estimados, consequência dos dados estarem frequentemente sujeitos a revisões posteriores.

Segundo, o trabalho utiliza modelos de transição suave (*Smooth Transition Regression - STR*) para representar a resposta não linear do Banco Central do Brasil em relação à inflação e atividade econômica. Cukierman e Muscatelli (2008) argumentam que esta classe de modelos é mais adequada para modelar funções de reação não lineares da autoridade monetária, pois é pouco provável que os valores dos parâmetros associados à inflação e atividade permaneçam constantes para diversos valores destas variáveis, e a partir de um determinado ponto ocorra uma mudança abrupta nestes parâmetros.

Por fim, através dos resultados empíricos, o trabalho analisa as preferências do BCB no período, questionando se o Banco Central brasileiro pode ser caracterizado como avesso a inflação ou a recessão, ou seja, se ele é mais responsivo a desvios da inflação com relação a meta ou com relação do produto ao seu potencial.

Os resultados encontrados rejeitam a hipótese de linearidade da função de reação do Banco Central do Brasil no período em prol de um modelo não-linear. Os coeficientes não-lineares estimados indicam que a função de reação do BCB é côncava em relação à inflação esperada, o que dado uma estrutura econômica Novo Keynesiana, é consistente com a existência de preferências avessas a recessão (PAR). Além disso, não são encontradas evidências de que a função de reação seja não-linear com relação ao hiato de produto, pois o coeficiente não-linear associado ao hiato de produto não é estatisticamente significativo.

O fato da função de reação do BCB ser côncava em relação à inflação esperada implica que o BCB tem reagido mais fortemente reduzindo os juros quando a inflação esperada está abaixo da meta do que quando ela está acima. Apesar disto, a resposta total da autoridade monetária a inflação no modelo não-linear indica que na maior parte do tempo o BCB respeitou o princípio de Taylor, respondendo de maneira bastante forte a mudanças na inflação esperada.

Este trabalho está organizado da seguinte forma. A seção 2 contém uma breve revisão da literatura sobre a estimação da função de reação do Banco Central do Brasil. A seção 3 explicita o modelo teórico utilizado, demonstrando a formulação geral das preferências do Banco Central e são analisadas as características não-lineares que surgem na função de reação. Na seção 4 são apresentadas as funções de reação lineares e não lineares estimadas e o ciclo de modelagem adotado para estimar os modelos de transição suave, assim como os procedimentos econométricos adotados. A seção 5 contém a descrição dos dados utilizados. Na seção 6 são expostos e analisados os resultados encontrados. Por fim, a seção 7 apresenta a conclusão.

2 Revisão Bibliográfica

Minella *et al.* (2003) estimaram uma função de reação linear para o Brasil para o período pós-adoção do regime de metas de inflação. Os resultados indicaram que há um elevado grau de suavização das taxas de juros, além de um coeficiente associado à inflação significativamente maior do que um. Tal evidência leva os autores a concluir que o Banco Central do Brasil (BCB) tem reagido de maneira bastante forte às expectativas de inflação.

Holland (2005) estimou uma função de reação linear para o Banco Central do Brasil no período posterior a adoção do regime de metas de inflação, chegando à conclusão que o Banco Central teve uma postura agressiva no combate a inflação, pois os coeficientes associados à inflação foram bem superiores a um e bastante significativos. O coeficiente relacionado ao hiato de produto possuía o sinal contrário ao esperado, e o coeficiente associado à variação da taxa de câmbio real não foi estatisticamente significativo.

Soares e Barbosa (2006) estimaram uma função de reação linear para o Brasil após o regime de metas de inflação utilizando como variável dependente a variação da taxa de juros nominal. Os autores encontraram evidências de que o BCB reagiu agressivamente ao desvio da inflação esperada em relação a meta, e de que o BCB reagiu ao hiato de produto e a variação da taxa de câmbio real.

Dentre os trabalhos que estimaram funções de reação não-lineares para o Brasil, Salgado *et al.* (2005) estimaram uma função de reação para o período logo após a implementação do Plano Real utilizando um modelo *Threshold Autoregressive* (TAR) com dois regimes. Segundo os autores, a função de reação do Banco Central do Brasil sofreu alterações em períodos de crises cambiais e períodos tranquilos. Em períodos de crise, o BCB alterava a taxa de juros de modo a evitar perdas de reservas, quase que independentemente do que estava acontecendo com a inflação e com a atividade, enquanto em períodos tranquilos a inflação e a atividade desempenhavam papel muito importante na função de reação do BCB.

Bueno (2005) e Lima *et al.* (2007) estimaram uma função de reação para o Brasil utilizando modelos Markovianos de mudança de regime. Segundo Bueno, o Banco Central não respeitou o princípio de Taylor, isto é o coeficiente associado à inflação é menor do que um, para os diferentes regimes de política monetária encontrados. Lima *et al.* encontraram indícios de que no período anterior à adoção do regime de metas de inflação há dois regimes de política monetária. No primeiro, os movimentos das taxas de juros são relacionados com movimentos das reservas internacionais e, no segundo, a taxa de juros é relacionada com a inflação e o produto. No período após o regime de metas de inflação também são encontrados dois regimes. Em um regime o BCB se preocupa basicamente com a inflação e marginalmente com o câmbio ao ajustar a taxa básica de juros, e no outro regime, o BCB leva em consideração a taxa de inflação e a atividade econômica em sua função de reação.

Carvalho e Moura (2008) estimaram oito diferentes versões da regra de Taylor para sete países da América Latina e selecionam o modelo mais apropriado para cada país de acordo com medidas de performance de previsão fora da amostra. De acordo com o modelo selecionado para o Brasil, o coeficiente de longo prazo associado ao desvio da inflação esperada em relação à meta não foi significativamente diferente de um, indicando que o BCB não respeitou o princípio de Taylor durante o período analisado. Além disso, foi detectado um comportamento assimétrico nas decisões de taxas de juros, indicando que o Banco Central do Brasil reage mais agressivamente cortando os juros quando a inflação esperada está abaixo da meta do que ele reage subindo os juros quando a inflação esperada está acima da meta. Segundo os autores, este tipo de assimetria é tipicamente oriunda de pressões políticas. O coeficiente de longo prazo associado ao hiato de produto não se mostrou significativo para o Brasil e possui o sinal contrário ao esperado. O coeficiente de longo prazo associado à taxa de câmbio nominal possui o sinal correto, porém não foi significativo.

Silva e Portugal (2008) assumem uma função perda da autoridade monetária assimétrica em relação aos desvios positivos e negativos do hiato de produto e da taxa de inflação em relação à meta, representada por uma função perda do tipo Linex. As evidências encontradas indicaram uma função de reação não-linear relativa à inflação para o período de 2000 a 2007, porém linear relativa ao hiato de produto. Os resultados encontrados indicaram que no período analisado o BCB apresentou uma preferência assimétrica a favor de uma inflação acima da meta, ou seja, o BCB reagiu mais fortemente quando a inflação estava abaixo da meta do que quando ela estava acima.

Segundo os autores o BCB respeitou a regra de Taylor, com o coeficiente associado à inflação sendo significativamente diferente de um em média. Os autores alegaram que a fonte de assimetria neste período pode estar relacionada às decisões de política monetária em períodos de fortes crises. Desta forma, realizaram o mesmo exercício para o período de 2004 a 2007, não encontrando sinais de não-linearidade nas preferências da autoridade monetária em relação à estabilização do hiato e da inflação.

3 Modelo Teórico

Segundo Cukierman e Muscatelli (2008), o problema do Banco Central pode ser representado da seguinte maneira. O objetivo da autoridade monetária é escolher a taxa de juros corrente e uma seqüência de taxas futuras de modo a minimizar

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t L_t \quad (1)$$

onde δ representa o fator de desconto. A função perda L_t da autoridade monetária pode ser escrita como

$$L_t = Af(y_t) + h(\pi_t - \pi^*) \quad (2)$$

onde A é um coeficiente positivo, y_t é o hiato de produto, π_t é a taxa de inflação, e π^* é a meta de inflação.

O problema de minimização da autoridade monetária está sujeito a uma estrutura econômica linear caracterizada por um arcabouço novo Keynesiano com preços rígidos, do tipo apresentado em Clarida *et al.* (1999). Neste arcabouço, a inflação depende da taxa esperada de inflação corrente e do hiato de produto, e o hiato de produto depende da taxa de juros real e do seu próprio valor esperado. O Banco Central afeta a economia através da escolha da taxa de juros nominal, o que dado às expectativas de inflação, afeta a taxa de juros real. Estas relações são descritas nas equações abaixo, onde (3) representa a curva IS e (4) representa a curva de Phillips.

$$x_t = -\phi(i_t - E_t \pi_{t+1}) + E_t x_{t+1} + g_t \quad (3)$$

$$\pi_t = \lambda x_t + b E_t \pi_{t+1} + u_t \quad (4)$$

As hipóteses sobre as propriedades das funções f e h da função perda são:

$$\begin{aligned} f'(x_t) < 0 \text{ para } x_t < 0, \quad f'(x_t) \geq 0 \text{ para } x_t \geq 0, \quad f(0) = f'(0) = 0, \quad f''(x_t) > 0, \quad f'''(x_t) \leq 0 \\ h'(\pi_t - \pi^*) \leq 0 \quad \text{para} \quad \pi_t - \pi^* \leq 0, \quad h'(\pi_t - \pi^*) > 0 \quad \text{para} \quad \pi_t - \pi^* > 0, \quad h(0) = h'(0) = 0, \\ h''(\pi_t - \pi^*) > 0, \quad h'''(\pi_t - \pi^*) \geq 0 \end{aligned} \quad (5)$$

onde o número de aspas nas funções $f(\cdot)$ e $h(\cdot)$ indicam a ordem das derivadas parciais.

As características da função perda (5) indicam que as perdas associadas aos desvios esperados da inflação e do hiato de produto são minimizadas quando estes desvios são iguais a zero, e que as perdas são tanto maiores quanto maiores forem estes desvios. As derivadas de segunda ordem devem ser positivas assim como na especificação quadrática. A diferença em relação à especificação quadrática está nas derivadas parciais de terceira ordem, pois aqui não é assumido que as funções f e h são simétricas em torno do ponto zero, permitindo que as derivadas parciais de terceira ordem sejam diferentes de zero.

As possíveis assimetrias relativas aos objetivos da autoridade monetária são introduzidas através das características das terceiras derivadas. Uma aversão maior a hiatos de produto negativos do que a hiatos positivos (PAR) é caracterizada por uma terceira derivada negativa. Um valor negativo para a terceira derivada significa que a taxa da perda marginal de estar distante do produto potencial é decrescente no hiato de produto. Já uma aversão maior a desvios positivos da inflação do que a desvios negativos (PAI) é caracterizada por uma derivada parcial de terceira ordem positiva. Um valor positivo para a terceira derivada significa que a perda marginal da inflação esperada estar distante da meta é crescente no desvio da inflação (Cukierman e Muscatelli, 2008).

As decisões de política monetária são tomadas antes que as realizações dos choques econômicos sejam conhecidas com certeza. Isto é capturado na equação abaixo pelo fato das inovações g_t e u_t serem desconhecidas quando a autoridade monetária escolhe a taxa de juros i_t e a seqüência de taxas de juros futuras. A regra de taxa de juros é obtida através da minimização da eq. (1) sujeito ao comportamento da economia descrito nas equações (3) e (4). Substituindo as equações (3) e (4) na eq. (2), e substituindo a eq. (2) na eq. (1) chega-se a

$$\begin{aligned} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t \{ Af[-\varphi(i_t - E_t \pi_{t+1}) + E_t x_{t+1} + g_t] + h[\lambda(-\varphi(i_t - E_t \pi_{t+1}) + E_t x_{t+1} + g_t) \\ + bE_t \pi_{t+1} + u_t - \pi^*] \} \end{aligned} \quad (6)$$

Sob discricionariedade, os formuladores de política monetária tomam as expectativas de variáveis futuras como dadas e escolhem a taxa de juros corrente, reotimizando o problema a cada período. A condição de primeira ordem é dada por:

$$AE_t f'[\cdot] + \lambda E_t h'[\cdot] = 0, \quad t = 0, 1, 2, \dots \quad (7)$$

A condição de primeira ordem (7) determina implicitamente a escolha ótima de taxa de juros pelo Banco Central como uma função da inflação esperada e do hiato de produto esperado. Como não temos uma forma funcional específica para a função perda do Banco Central, a não ser as características descritas na eq. (5), não é possível resolver o problema de

otimização do Banco Central explicitamente em função da taxa de juros, como no caso quadrático. No entanto, é possível derivar algumas características básicas da função de reação. Tomando a derivada total da eq. (7) em $t=0$ com respeito a $E_0\pi_1$ e rearranjando:

$$\frac{di_0}{dE_0\pi_1} = \frac{\phi AE_0 f_0''[\cdot] + \lambda(\phi\lambda + b)E_0 h_0''[\cdot]}{\phi\{AE_0 f_0''[\cdot] + \lambda^2 E_0 h_0''[\cdot]\}} \quad (8)$$

Como todas as segundas derivadas são positivas, o resultado da eq. (8) é positivo, indicando que a resposta das taxas de juros a um aumento da inflação é positivo. Além disso, o numerador é maior que o denominador, implicando que as taxas de juros reais se elevem em resposta a um aumento das expectativas de inflação.

Tomando a derivada total da eq. (7) em $t=0$ com respeito a E_0x_1 e rearranjando:

$$\frac{di_0}{dE_0x_1} = \frac{A(1 + \phi\lambda)E_0 f_0''[\cdot] + \lambda^2(1 + \phi\lambda + b)E_0 h_0''[\cdot]}{\phi\{AE_0 f_0''[\cdot] + \lambda^2 E_0 h_0''[\cdot]\}} \quad (9)$$

Assim como na equação anterior, todas as segundas derivadas são positivas, e conseqüentemente a resposta das taxas de juros a um aumento do hiato também é positiva.

Cukierman e Muscatelli (2008) demonstram as seguintes proposições em seu trabalho, considerando uma estrutura econômica novo Keynesiana do tipo descrito nas equações (3) e (4):

i) Na presença de preferências avessas a recessão (PAR), mas não avessas à inflação (PAI), a função de reação é côncava tanto no desvio da inflação em relação à meta quanto no hiato da atividade econômica.

ii) Na presença de PAI, mas não de PAR, a função de reação é convexa tanto no desvio da inflação em relação à meta quanto no hiato da atividade econômica.

iii) Na presença de PAI e PAR, a função de reação pode ser tanto linear quanto não linear. O caso linear ocorre quando os efeitos dos dois tipos de assimetria na curvatura da função de reação são de magnitudes similares. Quando a função de reação é não-linear, a função de reação é côncava nos dois desvios se a PAR domina a PAI, e convexa caso contrário.

iv) A função de reação de uma autoridade monetária que segue estritamente o regime de metas de inflação é linear, independentemente se a aversão à inflação está presente ou não.

Utilizando as proposições acima, é possível determinar empiricamente o tipo de preferência da autoridade monetária estimando a função de reação não linear do BC e verificando se há evidências de que a função de reação é côncava ou convexa. Neste trabalho isto será feito através da análise do sinal dos coeficientes associados à parte não-linear de cada desvio. Cukierman e Muscatelli (2008) demonstram que caso o sinal encontrado seja negativo, a função de reação é côncava, indicando Preferências Avessas a Recessão. Caso o sinal seja positivo, a função de reação é convexa, evidenciando a existência de Preferências Avessas a Inflação. Mesmo na ausência de um tipo de preferências, as propriedades da função não linear indicam que ambos os coeficientes terão o mesmo sinal.

4 Função de Reação

4.1 Modelo Linear

A função de reação linear do Banco Central que será estimada neste trabalho levará em consideração que a autoridade monetária tem uma meta para a taxa de juros nominal de curto prazo a cada período, que depende diretamente do estado da economia, assim como proposto em Clarida et al. (1998). A meta para a taxa de juros depende diretamente dos desvios da inflação em relação à meta e dos desvios do nível de atividade econômica em relação ao nível potencial, representado pelo hiato do produto. A meta para a taxa de juros adotada pelo Banco Central será forward-looking quanto à inflação, e é uma generalização de uma regra simples de taxas de juros proposta por Taylor (1993), e terá então a seguinte forma:

$$i_t^* = \bar{i} + \beta E_t(\pi_{t+k} - \pi^*) + \phi \cdot x_{t-j} \quad (10)$$

onde i_t^* é a meta para a taxa de juros nominal que o BC deseja implementar, dado o estado da economia; \bar{i} é a taxa de juros nominal de equilíbrio da economia; $E_t(\pi_{t+k} - \pi^*)$ é o desvio da inflação esperada para daqui a k períodos em relação a meta de inflação; x_{t-j} é o hiato de produto defasado em j períodos.

No entanto, uma regra de taxa de juros como a especificada por (10) não consegue captar a tendência à suavização com que os Bancos Centrais alteram as taxas de juros, prevendo um comportamento muito mais volátil da taxa de juros do que o efetivamente observado. Algumas das justificativas para a suavização dos movimentos de taxas de juros pelos Bancos Centrais são o medo de desorganizar os mercados de capitais, perda de credibilidade da autoridade monetária derivada de alterações repentinas nos rumos da política implementada, a necessidade de construir um consenso para apoiar as decisões de mudanças na política, dentre outros (Clarida et al., 1998).

Para capturar este comportamento dos Bancos Centrais, é amplamente utilizado na literatura um termo de ajustamento parcial, onde a taxa de juros efetiva converge gradualmente para a meta que deveria estar em vigor diante do estado atual da economia. Clarida et al. (1998) chama a atenção que ao utilizar um termo de ajustamento parcial, o fato do coeficiente associado ao desvio da inflação ser maior que um não garante que a taxa de juros real suba instantaneamente em resposta a aumentos na expectativa de inflação, garante somente que eventualmente a taxa de juros real vai subir.

Para capturar a tendência à suavização das taxas de juros pelo Banco Central, será utilizado um termo de ajustamento parcial proposto por Judd e Rudebusch (1998). Este termo de ajustamento é inspirado em um modelo de correção de erros, onde a variação da taxa de juros nominal efetiva em t corrige parcialmente a diferença entre a taxa de juros meta do período t e a taxa de juros efetiva do período passado. Assim como em Judd e Rudebusch (1998), ao utilizar este termo de ajustamento parcial não está sendo afirmado que a taxa de juros é não-estacionária. O termo de ajustamento é descrito na eq. (11):

$$\Delta i_t = \gamma(i_t^* - i_{t-1}) + \sum_{h=1}^g \rho^h \Delta i_{t-h} + u_t \quad (11)$$

onde o coeficiente γ indica o grau de suavização da autoridade monetária, ou seja, dado um desvio entre a taxa de juros meta corrente e a taxa de juros do período passado, quanto o BC ajusta a cada período a fim de eliminar esta diferença.

Substituindo a eq. (10) na eq. (11), obtém-se a função de reação do Banco Central na eq. (12):

$$\Delta i_t = \gamma \bar{i} - \gamma i_{t-1} + \gamma \beta E_t(\pi_{t+k} - \pi^*) + \gamma \phi x_{t-j} + \rho \Delta i_{t-1} + u_t \quad (12)$$

A eq. (12) será estimada pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO), pois assim como em Minella et al. (2003), será utilizada a expectativa de inflação obtida pelo BC junto a analistas do mercado. Para evitar possíveis problemas de endogeneidade, as expectativas do mercado são as obtidas no primeiro dia útil de cada mês, enquanto a taxa de juros utilizada se refere à taxa do último dia útil de cada mês. Uma alternativa considerada, foi estimar a equação acima pelo método dos momentos generalizado (GMM), como fazem diversos trabalhos³. No entanto, como o tamanho da amostra é relativamente pequeno, as estimativas por GMM não se mostraram robustas, pois com pequenas variações dos instrumentos utilizados, os valores dos parâmetros sofreram alterações significativas.

4.2 Modelo Não-Linear

Para modelar a resposta não-linear da autoridade monetária aos desvios da inflação e atividade, será utilizado o modelo de transição suave (*Smooth Transition Regressions - STR*), assim como proposto em Cukierman e Muscatelli (2008). Os autores argumentam que esta classe de modelos é mais adequada para descrever o comportamento da autoridade monetária, uma vez que permitem que as respostas marginais da taxa de juros aos desvios da inflação e atividade mudem suavemente de acordo com o valor destas variáveis. Segundo os autores, é pouco provável que a resposta das taxas de juros permaneça constante para diversos valores destas variáveis, e então mude descontinuamente a partir de determinados valores.

Os modelos de transição suave (STR) permitem que os parâmetros associados ao desvio da inflação em relação à meta e ao hiato de produto mudem lentamente de acordo com o valor destas em relação ao *threshold* (limiar). Os modelos STR aceitam duas interpretações. Na primeira, é um modelo de mudança de regimes que permite dois regimes associados aos valores extremos da função de transição, aonde a transição de um regime para outro acontece de maneira suave. Na outra interpretação os modelos STR permitem um "contínuo" de regimes, cada um associado a um valor da função de transição (van Dijk et al., 2002). Seguindo Teräsvirta (1998), suponha um modelo não-linear onde a taxa de juros dependa de um vetor de variáveis X_t :

$$i_t^* = X_t \alpha + X_t \beta \theta(\gamma, c, z_{t-d}) + e_t \quad (13)$$

³ Ver Clarida et al., 1998, por exemplo.

onde $X_t = (1, x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{pt})$ é um vetor com as variáveis explicativas, que pode conter defasagens da variável dependente assim como variáveis exógenas, $\alpha = (\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_p)$ e $\beta = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p)$ são vetores de parâmetros, e $\{e_t\}$ é uma seqüência de erros independentes e identicamente distribuídos. Podem ser impostas restrições a priori sobre alguns dos parâmetros α_i e β_j . A função $\theta(\gamma, c, z_{t-d})$ é chamada de função de transição, sendo uma função suave e contínua, e a variável z_{t-d} é a variável de transição. A variável de transição pode ser uma única variável estocástica, como por exemplo, um elemento de X_t ; uma combinação linear de variáveis estocásticas ou uma variável determinística, como uma tendência linear, o que gera um modelo com parâmetros se alterando no tempo suavemente (van Dijk et al., 2002). O parâmetro c da função de transição pode ser interpretado como sendo um limiar (*threshold*), que determina o valor a partir do qual ocorre a mudança de regime, e o parâmetro γ determina a velocidade da transição de um regime para outro, sendo chamado de parâmetro de suavização. A equação acima pode ser reescrita da seguinte forma:

$$i_t^* = X_t(\alpha + \beta\theta) + e_t \quad (14)$$

É possível perceber que o modelo é localmente linear em X_t e o vetor combinado de parâmetros $(\alpha + \beta\theta)$ é função da variável de transição z_{t-d} . Se θ é restrita entre 0 e 1, os parâmetros combinados flutuam suavemente entre α e $\alpha + \beta$, de acordo com o valor de θ . Para a função de transição, são consideradas a logística, a exponencial e a hiperbólica tangente. Estas funções têm o seguinte formato:

$$\begin{aligned} \theta(\gamma, c, z_{t-d}^i) &= \{1 + \exp[-\gamma(z_{t-d}^i - c)]\}^{-1}, \gamma > 0, \text{ logística} \\ \theta(\gamma, c, z_{t-d}^i) &= 1 - \exp[-\gamma(z_{t-d}^i - c)^2], \text{ exponencial} \\ \theta(\gamma, c, z_{t-d}^i) &= \tanh[\gamma(z_{t-d}^i - c)] \equiv \frac{\exp[\gamma(z_{t-d}^i - c)] - \exp[-\gamma(z_{t-d}^i - c)]}{\exp[\gamma(z_{t-d}^i - c)] + \exp[-\gamma(z_{t-d}^i - c)]}, \text{ hiperbólica tangente} \end{aligned} \quad (15)$$

Quando a função de transição considerada é a logística, o modelo resultante é o logístico-STR, ou LSTR. A função logística é uma função monotônica e crescente de z_{t-d} , e tem os seus valores limitados entre 0 e 1. No limite, se $\gamma \rightarrow \infty$, o modelo STR se torna um modelo limiar autoregressivo (*Threshold Autoregressive - TAR*) com dois regimes, e conseqüentemente a mudança de regime ocorre instantaneamente em $z_{t-d}=c$. Quando $\gamma \rightarrow 0$, a função logística se aproxima de uma constante (igual a 0,5). Desta forma, quando $\gamma=0$, o modelo STR torna-se um modelo linear (Teräsvirta, 1998, e van Dijk et al., 2002). Nos modelos LSTR, tanto a posição da variável de transição, se abaixo ou acima do limiar, quanto a distância entre a variável de transição e o limiar são importantes para determinar o valor da função de transição.

Quando a função de transição considerada é a exponencial, o modelo resultante é o exponencial-STR, ou ESTR. A função exponencial tem os seus valores limitados entre 0 e 1, e é simétrica em torno do limiar c , e $\theta(\gamma, c, z_{t-d}) \rightarrow 1$ quando $z_{t-d} \rightarrow \pm\infty$. Quando $\gamma \rightarrow -\infty$, a função de transição exponencial tende a 0, e quando $\gamma \rightarrow +\infty$ a função de transição exponencial tende a 1, o que faz com que o modelo STR se torne linear nestes casos (Teräsvirta, 1998, e van Dijk et

al., 2002). Como a função de transição exponencial é simétrica em torno do limiar, nos modelos ESTR somente o que importa é a distância entre a variável de transição e o limiar para determinar o valor da função de transição.

Quando a função de transição considerada é a hiperbólica tangente, o modelo é o HTSTR. A função hiperbólica tangente é uma função monotônica e crescente de z_{t-d} , e tem os seus valores limitados entre -1 e 1. No limite, se $\gamma \rightarrow \infty$, o modelo STR se torna um modelo limiar autoregressivo (*Threshold Autoregressive - TAR*) com dois regimes, e conseqüentemente a mudança de regime ocorre instantaneamente em $z_{t-d}=c$. Quando $\gamma \rightarrow 0$, a função hiperbólica tangente tende a 0, e quando $\gamma=0$, o modelo STR se torna um modelo linear. Nos modelos HTSTR, tanto a posição da variável de transição, se abaixo ou acima do limiar, quanto à distância entre a variável de transição e o limiar são importantes para determinar o valor da função de transição.

Neste trabalho é estimado um modelo STR aditivo para a função de reação não-linear do Banco Central do Brasil, incluindo duas funções de transição associadas ao hiato de produto e ao desvio da inflação como variáveis de transição. A equação para definir a taxa de juros meta tem o seguinte formato

$$i_t^* = X_t \beta + X_t \alpha_\pi \theta(\gamma, c, z_{t-d}^\pi) + X_t \alpha_y \theta(\gamma, c, z_{t-j}^y) + e_t \quad (16)$$

onde z_{t-d}^π e z_{t-j}^y são duas variáveis de transição diferentes, exceto quando a variável de transição for uma tendência linear, caso em que $z_{t-d}^\pi = z_{t-j}^y = t$. São testadas como variáveis de transição a tendência linear, o hiato de produto e o desvio esperado da inflação em relação a meta. O vetor de coeficientes X_t tem as mesmas variáveis do modelo linear, ou seja, uma constante, o desvio esperado da inflação em relação à meta e o hiato de produto. Impondo as devidas restrições nos vetores de parâmetros α_π e α_y da equação acima, é possível chegar a seguinte especificação para a taxa de juros meta

$$i_t^* = \bar{i} + \beta_\pi E(\pi_t - \pi^*) + \beta_y y_{t-f} + \alpha_\pi E(\pi_t - \pi^*) \theta(H_{t-d}^\pi) + \alpha_y y_{t-f} \theta(H_{t-j}^y) + u_t \quad (17)$$

No entanto, assim como no modelo linear, será utilizado um termo de ajustamento parcial para descrever o comportamento do Banco Central. Seguindo os mesmos procedimentos descritos na modelagem linear, chega-se a seguinte especificação para a função de reação não-linear

$$\begin{aligned} \Delta i_t = & \gamma \bar{i} - \gamma i_{t-1} + \gamma \beta_\pi E(\pi_t - \pi^*) + \gamma \beta_y y_{t-f} + \gamma \alpha_\pi E(\pi_t - \pi^*) \theta(H_{t-d}^\pi) \\ & + \gamma \alpha_y y_{t-f} \theta(H_{t-j}^y) + \sum_{h=1}^g \rho^h \Delta i_{t-h} + v_t \end{aligned} \quad (18)$$

Podemos reescrever a equação acima da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \Delta i_t = & \gamma \bar{i} - \gamma i_{t-1} + \gamma [\beta_\pi + \alpha_\pi \theta(H_{t-d}^\pi)] E(\pi_t - \pi^*) + \gamma [\beta_y + \alpha_y \theta(H_{t-j}^y)] y_{t-f} \\ & + \sum_{h=1}^g \rho^h \Delta i_{t-h} + v_t \end{aligned} \quad (19)$$

De tal modo, as respostas totais de longo prazo da autoridade monetária a inflação e ao hiato de produto são dadas por:

$$\begin{aligned}\frac{\partial i}{\partial \pi_t} &= \beta_\pi + \alpha_\pi [\theta(H_{t-d}^\pi) + E(\pi_t - \pi^*) \partial \theta(H_{t-d}^\pi) / \partial \pi_t] \\ \frac{\partial i}{\partial y_t} &= \beta_y + \alpha_y [\theta(H_{t-d}^y) + y_{t-f} \partial \theta(H_{t-d}^y) / \partial y_t]\end{aligned}\tag{20}$$

Para estimar os modelos STR é utilizado o ciclo de modelagem (*modelling cycle*) proposto em Teräsvirta (1998) e van Dijk et al. (2002). Este ciclo de modelagem, ao contrário da abordagem tradicional de modelos lineares, parte da estratégia “específica para o geral”. Isto implica começar com um modelo simples ou restrito e proceder para modelos mais complicados somente se os testes de diagnósticos indicarem que os modelos não estão corretamente especificados.

O ciclo de modelagem proposto pode ser dividido em três partes: especificação do modelo não-linear, estimação dos parâmetros do modelo STR e avaliação do modelo. Uma vez especificado o melhor modelo linear para os dados, o primeiro passo do ciclo é definir se o modelo descreve adequadamente os dados. Se não houver evidências de não-linearidade do tipo STR, então não é preciso partir para a abordagem não-linear. Porém caso existam evidências de não-linearidade do tipo STR, a teoria econômica pode não ser explícita sobre a forma paramétrica do modelo STR ou sobre a estrutura dinâmica do modelo. Por exemplo, pode não ser óbvio qual variável deve ser considerada como variável de transição. Para tanto, é feito um teste de não-linearidade no modelo linear, e caso haja evidências a favor da hipótese alternativa de não-linearidade do tipo STR, serão feitos testes adicionais para definir a variável de transição apropriada e a forma da função de transição.

O segundo passo do ciclo de modelagem consiste na estimação dos parâmetros do modelo STR. E o último passo consiste na verificação através de testes de diagnósticos adequados se o modelo não-linear está corretamente especificado. Estes testes de diagnóstico consistem em testar se há evidências de autocorrelação dos resíduos, de heterocedasticidade, e resíduos do tipo ARCH (*Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*).

O modelo linear especificado anteriormente servirá de base para a realização dos testes de não-linearidade. Para fazer os testes de hipóteses nos modelos STR é necessário que todas as variáveis estocásticas do vetor X_t sejam estacionárias, e a variável de transição seja estacionária (se não for uma tendência linear). É possível que algumas das variáveis do vetor X_t sejam uma combinação estacionária de variáveis integradas de 1ª ordem. Os parâmetros destas combinações podem ser tratados como conhecidos, pois suas estimativas de mínimos quadrados são superconsistentes (Teräsvirta, 1998). Os erros são assumidos não correlacionados com X_t e com a variável de transição. Suponha o seguinte modelo STR:

$$\Delta i_t = X_t \alpha + X_t \beta \theta(\gamma, c, z_{t-d}) + e_t\tag{21}$$

O teste de não-linearidade na eq. (21) equivale a testar as hipóteses $H_0: \gamma = 0$ contra $H_1: \gamma > 0$. No entanto como é possível ver na eq. (21) a hipótese de linearidade também pode ser expressa como $H'_0: \beta = 0$. Isto é um indicativo de um problema de identificação na equação acima. O modelo é identificado sob a hipótese alternativa, mas não sob a hipótese nula. A

principal consequência é não se poderem aplicar os testes convencionais de razão de verossimilhança, Multiplicador de Lagrange (LM) e de Wald (van Dijk et al., 2002). Uma maneira de evitar este problema de identificação é utilizar uma expansão de Taylor de terceira ordem da função θ em torno do ponto $\gamma = 0$ (Teräsvirta, 1998). A seguinte equação auxiliar é estimada

$$u_t = X_t' \phi_0 + (\tilde{X}_t z_{t-d})' \phi_1 + (\tilde{X}_t z_{t-d}^2)' \phi_2 + (\tilde{X}_t z_{t-d}^3)' \phi_3 + v_t \quad (22)$$

onde u_t é o resíduo da equação linear e $X_t = (1, \tilde{X}_t) = (1, x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{pt})$

O uso desta expansão de Taylor equivale a abrir mão de estrutura sob a hipótese alternativa de modo a evitar o problema de identificação e obter um simples teste da hipótese nula. Testar a hipótese nula de linearidade $H_0: \gamma = 0$ na eq. (21) é equivalente a testar $H_{0i}: \phi_i = 0, i = 1, 2, 3$ na eq. (22). Isto é feito através de um teste LM. Quando X_t tem um número relativamente grande de elementos, a hipótese nula auxiliar poderá ser grande comparada ao tamanho da amostra. Neste caso, a distribuição assintótica χ^2 provavelmente será uma aproximação ruim da distribuição observada da amostra pequena. Nestas ocasiões é melhor utilizar a versão F do teste LM (Teräsvirta, 1998). Desta maneira, o teste de linearidade pode ser obtido da seguinte forma:

$$F = \frac{(SSR_0 - SSR_1) / 3p}{SSR_1 / (T - 4p - 1)} \quad (23)$$

onde SSR_0 é a soma dos quadrados do resíduo da equação linear, SSR_1 é a soma dos quadrados da equação auxiliar (22), T é igual ao número de observações e sob H_0 F tem aproximadamente uma distribuição F com $3p$ e $T-4p-1$ graus de liberdade.

Para testar a constância dos parâmetros contra a alternativa de parâmetros se alterando no tempo suavemente, caso em que a variável de transição $z_{t-d} = t$, é preciso fazer uma pequena modificação na equação auxiliar (22), pois neste caso a variável de transição z_{t-d} não faz parte de X_t . A equação auxiliar modificada é

$$u_t = X_t' \phi_0 + (X_t z_{t-d})' \phi_1 + (X_t z_{t-d}^2)' \phi_2 + (X_t z_{t-d}^3)' \phi_3 + v_t \quad (24)$$

e a estatística F correspondente a (23) tem $3(p+1)$ e $T-4p-4$ graus de liberdade.

Algumas vezes a teoria econômica não é clara sobre qual variável deve ser levada em consideração como variável de transição, assim como podem existir dúvidas sobre qual defasagem deve ser utilizada na variável de transição. Neste estudo, o teste de linearidade é feito para todas as possíveis candidatas a variável de transição, e aquela onde a nula for rejeitada mais fortemente (menor p-valor) deve ser escolhida como variável de transição.

Logo, no ciclo de modelagem STR, o teste de linearidade tem duplo objetivo, pois caso seja rejeitada a hipótese de linearidade o teste ainda é utilizado para encontrar a variável de transição adequada (Teräsvirta, 1998). Neste trabalho, assim como em Cukierman e Muscatelli (2008), a justificativa para escolher como variáveis de transição o desvio esperado da inflação em relação à meta e o hiato da atividade é baseada na hipótese que as preferências do Banco Central são assimétricas em relação aos seus objetivos. No entanto, o teste de não-linearidade é utilizado para definir as defasagens mais adequadas destas variáveis de transição.

Uma vez definidas as candidatas a variável de transição, a equação auxiliar (22) ou (24) serve também para definir qual a função de transição mais adequada aos dados. Serão feitos os seguintes testes sobre os coeficientes da eq. (22) ou (24):

$$\begin{aligned}
 H_{04} &: \phi_3 = 0 \\
 H_{03} &: \phi_2 = 0 \mid \phi_3 = 0 \\
 H_{02} &: \phi_1 = 0 \mid \phi_2 = \phi_3 = 0 \\
 H_{01} &: \phi_1 = \phi_2 = \phi_3 = 0
 \end{aligned}
 \tag{25}$$

A hipótese H_{0j} refere-se ao teste de linearidade descrito anteriormente. Para realizá-lo será feito um teste LM de exclusão de variáveis utilizando a estatística F, como demonstrado na eq. (23).

Para testar as hipóteses 2 a 4, são feitos testes F comuns de exclusão de variáveis. Caso as hipóteses H_{04} e H_{02} sejam rejeitadas mais fortemente (menor p-valor), então o modelo mais indicado é o logístico. Caso H_{03} seja a hipótese rejeitada mais fortemente, então o modelo mais adequado é o exponencial. A lógica por trás deste procedimento é que o teste deve ter máximo poder no caso em que o modelo alternativo está corretamente especificado, ou seja, se a variável de transição correta está sendo utilizada (van Dijk, 2002).

Originalmente este teste não foi concebido para testar se a função hiperbólica tangente é a mais adequada, mas é possível demonstrar que podemos estendê-lo para esta função também. Desta maneira, as hipóteses H_{04} e H_{02} também podem indicar que a função hiperbólica tangente é a mais adequada. Caso as hipóteses H_{04} e H_{02} sejam àquelas rejeitadas mais fortemente, então são estimados modelos não-lineares com as funções de transição logística e hiperbólica tangente, e são utilizados os critérios de informação de Akaike e Schwarz para definir o modelo com o melhor ajuste aos dados.

Uma vez determinada a forma paramétrica e as variáveis de transição do modelo STR, os parâmetros são estimados utilizando o método dos mínimos quadrados ordinários. Para utilizar este método, é preciso fazer hipóteses a respeito dos parâmetros γ e c das funções de transição (van Dijk et al., 2002).

Assim como em Cukierman e Muscatelli (2008), é assumido que o *threshold* (parâmetro c) é igual a zero, tanto para o desvio da inflação em relação à meta quanto para o hiato de produto, pois a hipótese a ser testada é se o Banco Central reage assimetricamente a desvios positivos e negativos destas variáveis. Também considera-se que o parâmetro de suavização γ é igual nas duas funções de transição, e é determinado através de um processo de *grid search*, com o valor dos parâmetros variando de 0,1 a 5000 com incrementos de 0,1. O valor do parâmetro γ escolhido é aquele que gera melhor ajuste aos dados, medido através dos critérios de informação de Akaike e Schwarz. Como o valor do parâmetro γ depende da magnitude da variável de transição, é recomendável padronizar este parâmetro dividindo-o pelo desvio padrão amostral da variável de transição nos modelos LSTR e HTSTR, e pela variância amostral da variável de transição no modelo ESTR (Teräsvirta, 1998).

Após estimar o modelo STR, é preciso ainda fazer uma série de testes de diagnóstico para poder aceitá-lo como adequado. Para a realização destes testes, os parâmetros do modelo STR devem ter sido estimados de forma consistente e as

respectivas estimativas devem ser assintoticamente normais. A estimativa dos modelos STR é feita, dentre outras formas, sob a hipótese de ausência de autocorrelação dos resíduos e constância dos parâmetros. Desta maneira, as hipóteses de ausência de autocorrelação dos resíduos e constância dos parâmetros devem ser testadas. São utilizados testes LM (Multiplicador de Lagrange) para realizar estes testes de diagnóstico (van Dijk, 2002 e Teräsvirta, 1998). Os testes para ausência de autocorrelação dos resíduos e constância dos parâmetros utilizam a versão F para o teste LM (Teräsvirta, 1998).

Considerando o modelo STR da eq. (16), o esqueleto do modelo pode ser definido como

$$F(X_t; \theta) = X_t \beta + X_t \alpha_\pi \theta(\gamma, c, z_{t-d}^\pi) + X_t \alpha_y \theta(\gamma, c, z_{t-j}^y) \quad (26)$$

Para testar a hipótese de ausência de autocorrelação dos resíduos, utiliza-se o teste LM acima, com $w_t = (\hat{\epsilon}_{t-1}, \hat{\epsilon}_{t-2}, \dots, \hat{\epsilon}_{t-q})$ e $s_t = \nabla F(X_t; \theta) = \partial F(X_t; \theta) / \partial \theta$ com $\theta = (\beta, \alpha_\pi, \alpha_y, \gamma, c)$. Os "chapéus" indicam que os dados relevantes são as estimativas sob a hipótese nula de ausência de autocorrelação serial. Em amostras pequenas, é preferível utilizar a versão F do teste LM do que a estatística qui-quadrado. A estatística F tem q graus de liberdade no numerador e $T-n-q$ graus de liberdade no denominador (n é dado pela dimensão do vetor gradiente ∇F). A estatística de teste resultante é denominada de $LM_{SI}(q)$.

O teste de constância dos parâmetros é feito utilizando o teste LM acima, com $w_t = (X_t' t, X_t' t \theta(\gamma, c, z_{t-d}^\pi), X_t' t \theta(\gamma, c, z_{t-d}^y))$ e $s_t = \nabla F(X_t; \theta)$. A estatística F tem $(p+p_1+p_2)$ graus de liberdade no numerador e $T-2(p+p_1+p_2)$ graus de liberdade no denominador. A estatística de teste resultante é denominada de LM_c .

O teste de ausência de autocorrelação dos resíduos do tipo ARCH no modelo STR pode ser feito da mesma maneira que nos modelos lineares, assim como o teste de Jarque-Bera de normalidade dos resíduos.

5 Dados Utilizados

Os dados utilizados têm periodicidade mensal, com o início da amostra em julho de 2000 e término em agosto de 2008, compreendendo desta maneira somente o período de câmbio flutuante e o regime de metas de inflação. Apesar de os dados estarem disponíveis desde janeiro de 2000, optou-se pelo início da amostra em julho para que todos os testes de linearidade contenham o mesmo número de observações, e sejam diretamente comparáveis através dos critérios de informação de Akaike e Schwarz.

Como instrumento de política monetária do Banco Central será utilizada a meta para a taxa de juros Selic anualizada definida pelo Comitê de Política Monetária, do último dia de cada mês.

A expectativa de inflação utilizada é a expectativa de inflação para os próximos 12 meses, divulgada pelo Banco Central na pesquisa Focus⁴ desde novembro de 2001. A partir da interpolação das expectativas anuais para o ano t e $t+1$ foi construída a expectativa de inflação nos próximos 12 meses, assim como foi feito no trabalho de Minella et al. (2003), para o período anterior a novembro de 2001. Desta forma, os dados passam a estar disponíveis a partir de janeiro de 2000, gerando

⁴ Pesquisa realizada junto a analistas do mercado, onde são colhidas expectativas para diversas variáveis macroeconômicas.

um número maior de observações. Para evitar possíveis problemas de endogeneidade, é utilizada a expectativa de inflação do primeiro dia útil de cada mês, uma vez que ao tomar a decisão de política monetária o Banco Central já tem disponível o valor desta variável. Como as metas de inflação não foram constantes ao longo do tempo, para construir a meta de inflação nos próximos 12 meses foi feita uma interpolação das metas divulgadas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN), para os anos t e $t+1$. Assim, o desvio da inflação em relação à meta pode ser descrita pela seguinte equação, assim como em Minella et al. (2003):

$$D_{j,t} = \frac{(12-t)}{12} * (E_t \pi_j - \pi_j^*) + \frac{t}{12} * (E_t \pi_{j+1} - \pi_{j+1}^*) \quad (27)$$

onde j e t referem-se a ano e mês, respectivamente; $E(\pi)$ refere-se a expectativa de inflação do mercado; e π^* refere-se a meta de inflação definida pelo Conselho Monetário Nacional.

Como *proxy* para o nível de atividade econômica é utilizado o indicador de produção industrial mensal dessazonalizado divulgado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Porém, os dados de produção industrial estão sujeitos a revisões posteriores⁵. Como indicam Qin e Enders (2008), o ideal para avaliar as respostas da autoridade monetária é trabalhar com os dados em tempo real dos indicadores que estão sujeitos a revisão, isto é, com os dados que estavam disponíveis para o Banco Central à época de sua decisão de taxa de juros. Para tanto, são utilizados os dados históricos do indicador de produção industrial obtidos no site do IBGE, sem as revisões posteriores à data de divulgação original.

A tendência da produção industrial, ou estimativa do produto potencial, foi obtida aplicando-se o filtro de Hodrick-Prescott (HP) sobre as séries originais (sem a revisão posterior). Deste modo, o hiato de produto foi obtido através da diferença entre o logaritmo da série de produção industrial dessazonalizada e o logaritmo do filtro HP.

A produção industrial geralmente é divulgada no início do mês, com defasagem de dois meses, ou seja, os dados da produção de janeiro de um ano só serão divulgados no início do mês de março deste mesmo ano. Desta maneira, ao tomar as decisões de política monetária em um dado mês, a informação mais recente que a autoridade monetária tem sobre a atividade econômica é de dois meses anteriores, sendo esta a defasagem mínima que será considerada na especificação da função de reação.

Por fim, foram realizados testes ADF (*Augmented Dickey-Fuller*) para verificar a estacionariedade das variáveis utilizadas. A escolha do número ótimo de primeiras diferenças defasadas, K , a ser incluída em cada equação foi feita utilizando-se o critério de informação de Schwarz. A defasagem máxima permitida foi 12 períodos. Para a série da taxa Selic os testes incluíram uma constante e uma tendência linear.

Os resultados dos testes ADF estão na tabela 1. Ao nível de significância de 10%, a hipótese nula de não estacionariedade é rejeitada para todas as variáveis.

⁵ No ano t , a cada nova divulgação mensal da série, o IBGE revisa os dados mensais anteriores dos anos $t-1$ e t . Para maiores detalhes sobre a metodologia da pesquisa, consultar www.ibge.gov.br.

Tabela 1 – Teste ADF de Estacionariedade

A tabela 1 apresenta os resultados do teste ADF para verificar a estacionariedade das variáveis.

	ADF	
	K	Estatística t
Hiato do Produto	0	-4.241407*
Taxa Selic	2	-3.611196**
Desvio da Inflação	0	-1.844579***

6 Resultados

6.1 Modelo Linear

De modo a verificar se a taxa de juros no Brasil seguiu a regra de Taylor linear descrita na seção 3.1, foi estimada a equação descrita na eq. (12) onde é assumido que os erros são independentes e normalmente distribuídos. A melhor especificação encontrada foi

$$\Delta i_t = a_1 + a_2 i_{t-1} + a_3 E_t(\pi_{t+12} - \pi^*) + a_4 x_{t-2} + a_5 \Delta i_{t-1} + a_6 \Delta i_{t-2} + u_t \quad (28)$$

Os coeficientes de longo prazo associados à taxa de juros nominal de equilíbrio e a resposta da autoridade monetária à inflação e à atividade econômica são dados por

$\beta = -\frac{a_3}{a_2}$: é o coeficiente de longo prazo associado aos desvios da inflação em relação à meta.

$\gamma = -\frac{a_4}{a_2}$: é o coeficiente de longo prazo associado aos desvios da atividade econômica em relação ao potencial.

$\bar{i} = -\frac{a_1}{a_2}$: é a taxa de juros nominal de equilíbrio de longo prazo da economia

Tabela 2 – Estimação do Modelo Linear

A tabela 2 mostra os resultados encontrados na estimação da eq. (28) utilizando o método dos mínimos quadrados ordinários e a matriz de covariância e desvios-padrão de Newey-West, que é robusta a presença de heterocedasticidade e autocorrelação serial dos resíduos.

Variável Dependente: Δi_t - 2000:07 - 2008:08					
Coeficientes Estimados					
\bar{i}	i_{t-1}	$E_t(\pi_{t+12} - \pi^*)$	x_{t-2}	Δi_{t-1}	Δi_{t-2}
1,295* (0,427)	-0,089* (0,028)	0,257* (0,097)	0,048* (0,018)	0,193 (0,161)	0,328* (0,116)
$\sigma^2 = 0,49$ $R_{adj}^2 = 0,53$ $AIC = 1,484$ $SIC = 1,643$ $ARCH(1) = 0,85$ $ARCH(2) = 0,98$ $ARCH(3) = 0,36$ $ARCH(4) = 0,50$ $LM(1) = 0,27$ $LM(2) = 0,53$ $LM(3) = 0,57$ $LM(4) = 0,59$ $LM(5) = 0,73$ $LM(6) = 0,83$ $JB = 0,00$					

Notas: * significativa a 1%; ** significativa a 5%; *** significativa a 10%. Os valores entre parênteses abaixo das estimativas são os desvios padrão de Newey-West HAC, σ^2 é desvio padrão do resíduo da equação, R_{adj}^2 é o coeficiente de determinação ajustado, JB é o p-valor do teste Jarque-Bera de normalidade dos resíduos, SIC é o valor do critério de informação de Schwarz, AIC é o valor do critério de informação de Akaike, ARCH(j), j=1,...,4 é o p-valor do teste do teste LM da não existência de resíduos do tipo ARCH até a ordem j e LM(j), j=1,...,6 é o p-valor do teste LM de Breusch-Godfrey de ausência de autocorrelação dos resíduos até a ordem j (inclusive).

Inicialmente, os resultados encontrados na tabela 2 mostram que todos os coeficientes apresentaram significância estatística a 1%, exceto a variável dependente defasada em um período, e todas apresentam o sinal esperado.

Os resultados da tabela 2 indicam que o coeficiente de longo prazo associado aos desvios da expectativa de inflação em relação à meta é igual a 2,89, significativamente superior a um, indicando que o BCB respeitou o princípio de Taylor. Isto é, diante de uma elevação nas taxas de inflação esperadas, o BCB elevou a taxa de juros nominal mais que proporcionalmente a fim de elevar a taxa de juros real. Clarida et al. (1998) descreve esta política como sendo uma política estabilizadora da inflação e do produto (dado $\gamma > 0$). Se $\beta < 1$, a taxa real de juros se altera de maneira a acomodar alterações nas expectativas de inflação, ou seja, a elevação da taxa nominal de juros não é suficiente para fazer com que a taxa real de juros não caia, caracterizando uma política acomodativa.

O valor encontrado para o coeficiente associado à inflação é superior ao encontrado em outros estudos para países desenvolvidos, porém está em linha com os valores encontrados em outros estudos para o Brasil.

Qin e Enders (2008) encontraram evidências de que o *Federal Reserve* (FED) seguiu o princípio de Taylor antes de 1979, no período chamado de Grande Inflação, onde o coeficiente associado à inflação foi de 1,355 no modelo linear. Para o período pós 1979, o coeficiente associado à inflação no modelo linear foi de 1,639. Clarida et al. (1998) encontram um coeficiente associado à inflação de 1,31 para a Alemanha no período de 1979 a 1993, de 2,04 para o Japão no período de 1979 a 1994 e de 1,79 para os Estados Unidos no período de 1979 a 1994.

Para o Brasil, Minella et al. (2003) encontraram estimativas para os coeficientes associados aos desvios da inflação em relação à meta variando de 2,0 a 5,7, dependendo da especificação utilizada para a função de reação linear. Soares e Barbosa (2006) estimaram que o coeficiente associado à inflação possui valores entre 1,57 e 3,57, dependendo da especificação da função de reação linear. Holland (2005) estima que o coeficiente associado à inflação varia de 2,33 a 4,99, dependendo da especificação da função de reação.

O coeficiente de longo prazo associado ao hiato de produto encontrado foi de 0,54, menor que o coeficiente associado à inflação, indicando que o Banco Central tem respondido a atividade econômica. A maioria dos trabalhos para o Brasil, que não utilizam dados em tempo real para a atividade econômica, não encontram evidências de que este coeficiente seja significativo.

Minella et al. (2003) encontra coeficientes associados ao hiato de produto com sinal negativo e não significativos, exceto em uma especificação onde o coeficiente é significativo, porém negativo. Segundo os autores, uma possível explicação

para o fato dos coeficientes serem negativos é devido a ocorrência de alguns choques de oferta significativos na economia no período analisado, o que faria com que houvesse um aumento da inflação em conjunto com uma redução da atividade. Holland (2005) e Salgado et al. (2005) também encontram um sinal negativo associado ao hiato de produto. Por outro lado, Soares e Barbosa (2006) encontram coeficiente de longo prazo associado ao hiato de produto significativamente maior do que zero.

O coeficiente associado à taxa de juros defasada na equação sugere que as taxas de juros convergem lentamente para a taxa de juros meta. A taxa de juros geralmente se altera o suficiente para eliminar em torno de 8,9% da diferença entre a taxa de juros efetiva do período anterior e a taxa de juros meta a cada mês. É importante notar que este coeficiente é significativamente menor do que zero, de acordo com a hipótese de que a taxa de juros não tem uma raiz unitária. Este resultado está em linha com outras estimativas para o grau de suavização da taxa de juros pelo Banco Central do Brasil.

Minella *et al.* (2003), utilizando outra metodologia para o termo de ajustamento parcial, encontraram valores para o coeficiente de ajustamento entre 0,7 e 0,9. Estes valores seriam equivalentes ao Banco Central eliminar entre 10% a 30% da diferença entre a taxa de juros efetiva do mês anterior e a taxa de juros meta.

A análise dos resíduos da regressão acima indica que não há evidências de presença de autocorrelação serial, como indicam os resultados dos testes do Multiplicador de Lagrange (LM) com até 6 defasagens. Além disso, não há evidências de que há efeitos ARCH nos resíduos.

6.2 Modelo Não-Linear

O próximo passo do ciclo de modelagem é testar a hipótese de linearidade contra a hipótese de não-linearidade do tipo STR utilizando as estatísticas LM tratadas na seção 4.2. Como discutido anteriormente, a hipótese de linearidade é testada utilizando como variável de transição o desvio da inflação em relação à meta, o hiato de produto e uma tendência linear. A defasagem da variável de transição escolhida é aquela em que a hipótese nula de linearidade é rejeitada mais fortemente. A defasagem máxima da variável de transição considerada é de seis períodos tanto para a inflação quanto para o hiato de produto.

Tabela 3 – Teste LM de Linearidade

A tabela 3 contém o resultado dos testes de linearidade (hipótese H_0). Lag indica o número de lags da variável. A estatística - F é calculada de acordo com (23). G.L. indica os graus de liberdade da distribuição F utilizada no teste. A tendência foi acrescentada para testar a hipótese de alteração suave dos parâmetros no tempo. Os testes são baseados na estimação da equação linear (28).

	Lag	Estatística F	P-Valor	G.L. Numerador	G.L. Denominador
Tendência		1.645633	0.070468	18	74
Desvio da Inflação	0	3.226871	0.000375	15	77
Desvio da Inflação	1	2.407164	0.004402	18	74
Desvio da Inflação	2	2.216731	0.008998	18	74
Desvio da Inflação	3	2.005319	0.019665	18	74
Desvio da Inflação	4	2.482510	0.003312	18	74
Desvio da Inflação	5	2.110643	0.013348	18	74
Desvio da Inflação	6	2.192532	0.009848	18	74

Hiato do Produto	2	1.786492	0.051928	15	77
Hiato do Produto	3	1.470505	0.125960	18	74
Hiato do Produto	4	1.319713	0.201116	18	74
Hiato do Produto	5	2.141750	0.011895	18	74
Hiato do Produto	6	5.965354	0.000000	18	74

Os p-valores do teste LM na tabela 3 indicam que a linearidade pode ser rejeitada ao nível de significância de 1% para as variáveis de transição $s_{t-d} = \text{Desvio}_{t-d}$, $d=0,1,2,4,6$, e para $s_{t-g} = \gamma_{t-g}$, $g=6$. A hipótese de constância dos parâmetros não pode ser rejeitada ao nível de significância de 5%. Estes resultados indicam que há fortes evidências estatísticas de que a função de reação do Banco Central é não-linear, e que esta não-linearidade está associada tanto ao desvio da inflação em relação à meta quanto ao hiato de produto. Como se rejeitou a hipótese de linearidade ao nível de 1% para mais de uma defasagem da variável de transição, a escolha da defasagem mais adequada será postergada para o passo onde é feita a estimação do modelo STR. A escolha da defasagem é feita através dos critérios de informação de Akaike e Schwarz do modelo STR estimado.

Após o teste de linearidade, são feitos os testes H_{04} , H_{03} , e H_{02} da eq. (24) considerando as candidatas a variável de transição definidas no teste anterior. A tabela 4 mostra que para todas as candidatas a variável de transição, as hipóteses H_{04} e H_{02} são as mais fortemente rejeitadas, indicando que os modelos LSTR e HTSTR são os mais adequados para modelar a função de reação do BCB.

Tabela 4 – Teste F para a escolha da Função de Transição

A tabela 4 apresenta o resultados dos testes de linearidade para a escolha do tipo de não-linearidade segundo os testes de coeficiente especificados em (25).

	Hipótese	Estatística F	P-Valor	G.L. Numerador	G.L. Denominador
Desvio (0)	H04	2.534156	0.035423	5	77
	H03	1.795152	0.122927	5	82
	H02	4.532829	0.001015	5	87
Desvio(-1)	H04	2.694207	0.020210	6	74
	H03	1.191058	0.319601	6	80
	H02	3.783788	0.002161	6	86
Desvio(-2)	H04	1.713754	0.129657	6	74
	H03	1.255085	0.287642	6	80
	H02	2.557091	0.025099	6	86
Desvio(-4)	H04	2.059825	0.068238	6	74
	H03	1.693920	0.133209	6	80
	H02	2.476407	0.029436	6	86
Desvio(-6)	H04	2.353950	0.038983	6	74
	H03	0.588345	0.738674	6	80
	H02	3.344521	0.005211	6	86
Hiato(-6)	H04	3.265020	0.006655	6	74
	H03	7.601606	1.80E-06	6	80
	H02	3.985351	0.001445	6	86

As evidências combinadas das tabelas 3 e 4 sugerem que um modelo aditivo LSTR ou HTSTR utilizando as variáveis de transição s_{t-d}^1 e s_{t-g}^2 pode ser utilizado para modelar a função de reação do BCB. O valor apropriado para a defasagem do desvio da inflação (d) não pode ser determinado unicamente pelos resultados dos testes. Por esta razão estimamos os modelos LSTR e HTSTR com os valores $d=0,1,2,4,6$. A defasagem que gerar o melhor ajuste aos dados será a escolhida. Como discutido na seção 4.2, é empregado um procedimento de *grid search* para estimar o parâmetro de suavização γ , assim como em Cukierman e Muscatelli (2008). Assume-se que γ é igual nas duas funções de transição (a função associada à inflação e à atividade) e o valor de γ que minimizar os critérios de informação de Akaike e Schwarz será o escolhido. Além disso, para escolher entre as funções de transição hiperbólica tangente e logística, são estimados os modelos STR com estas funções de transição, e aquela que minimizar os critérios de informação de Akaike e Schwarz será a função escolhida.

Ou seja, ao estimar o modelo STR são definidos a defasagem da variável de transição, o valor do parâmetro γ e a forma paramétrica da função de transição com base nos critérios de informação de Akaike e Schwarz. Realizando estes procedimentos, o modelo com $d=2$, $\gamma=0.8$ e a função de transição logística teve o melhor ajuste aos dados. Desta maneira, no restante do trabalho é utilizada somente esta versão do modelo STR. O modelo final estimado é encontrado na tabela 5

Tabela 5 – Estimação do Modelo Não-Linear

A tabela 5 apresenta o resultado da estimação da equação (19). Linear Inflação significa o termo $E_t(\pi_{t+12} - \pi^*)$, Linear Hiato Implica o termo x_{t-2} , não-linear Inflação $E_t(\pi_{t+12} - \pi^*)\theta(0,8; z_{t-2}^\pi)$ e não-linear hiato significa o termo $x_{t-2}\theta(0,8; z_{t-6}^y)$.

Variável Dependente: Δi_t - 2000:07 - 2008:08							
Coeficientes Estimados							
\bar{i}	i_{t-1}	Linear Inflação	Linear Hiato	Não-Linear Inflação	Não-Linear Hiato	Δi_{t-1}	Δi_{t-2}
1,206*	-0,084*	0,903*	-0,019	-0,813*	0,120	0,207	0,339*
(0,370)	(0,024)	(0,257)	(0,081)	(0,259)	(0,166)	(0,138)	(0,113)
$\sigma^2 = 0,47$ $R_{adj}^2 = 0,58$ $AIC = 1,399$ $SIC = 1,610$ $ARCH(1) = 0,93$ $ARCH(2) = 0,99$ $ARCH(3) = 0,97$ $ARCH(4) = 0,99$ $LM_{SI}(1) = 0,10$ $LM_{SI}(2) = 0,17$ $LM_{SI}(3) = 0,26$ $LM_{SI}(4) = 0,42$ $LM_{SI}(5) = 0,50$ $LM_{SI}(6) = 0,14$ $LM_C = 0,16$ $JB = 0,00$							
Notas: * significativa a 1%; ** significativa a 5%; *** significativa a 10%. Os valores entre parênteses abaixo das estimativas são os desvios padrão de Newey-West HAC, σ^2 é desvio padrão do resíduo da equação, R_{adj}^2 é o coeficiente de determinação ajustado, JB é o p-valor do teste Jarque-Bera de normalidade dos resíduos, SIC é o valor do critério de informação de Schwarz, AIC é o valor do critério de informação de Akaike, ARCH(j), j=1,...,4 é o p-valor do teste do teste LM da não existência de resíduos do tipo ARCH até a ordem j e $LM_{SI}(j)$ é o p-valor do teste LM de ausência de autocorrelação dos resíduos contra autocorrelação serial de ordem j e LM_C é o p-valor do teste LM de constância dos parâmetros contra a alternativa de parâmetros variando no tempo suavemente.							

onde:

$$\theta(0,8; z_{t-2}^\pi) = \{1 + \exp[-(0,8/1,327) * E_{t-2}(\pi_{t+12} - \pi^*)]\}^{-1} \text{ e } \theta(0,8; z_{t-6}^y) = \{1 + \exp[-(0,8/2,097) * x_{t-6}^y]\}^{-1}.$$

Os resultados acima indicam que não há evidências de não-linearidade associada ao hiato de produto. Porém o coeficiente associado à parte não-linear da inflação é significativamente menor que zero, apontando evidências a favor de não-

linearidade associada à inflação e preferências avessas à recessão. Isto indica que a função de reação do BCB é côncava em relação à inflação.

Para calcular a resposta da autoridade monetária à inflação é utilizada a fórmula da eq. (20), que nos dá a resposta total da taxa de juros à inflação. Fazendo os cálculos e substituindo os valores observados, chega-se a valores entre 0,13 e 8,13 para a resposta da autoridade monetária à inflação. A evolução desta resposta ao longo do tempo (gráfico 1) mostra que na maior parte do tempo o Banco Central respeitou o princípio de Taylor, ou seja, a resposta total foi maior do que um, exceto no período entre novembro de 2002 e junho 2003. Este período foi marcado pela crise de confiança na economia brasileira, gerada pela eleição presidencial de 2002. Apesar das preferências do Banco Central indicarem aversão à recessão, isto é, quando a taxa de inflação está abaixo da meta ele responde mais agressivamente cortando os juros do que no caso oposto, a resposta do Banco Central às expectativas de inflação tem sido bem fortes, com o coeficiente associado à inflação bastante superior a um na maior parte do tempo.

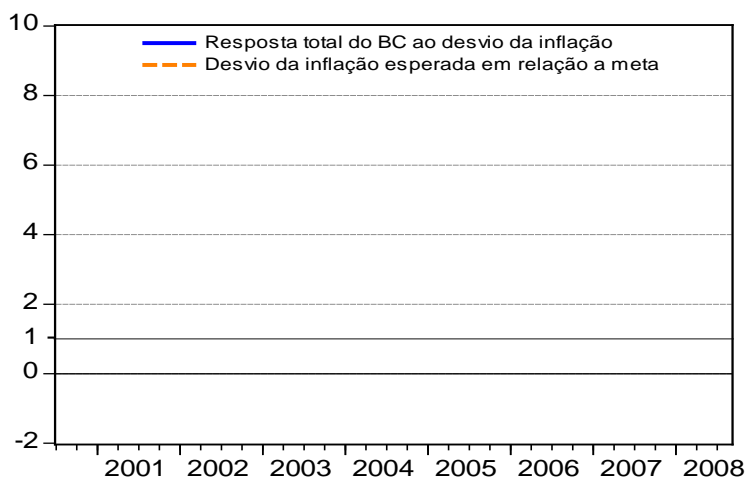


Gráfico 1 – Resposta Total do BC à Inflação e Desvio Esperado da Inflação

A amplitude da resposta total das taxas de juros à inflação encontrada neste trabalho é superior a de outros estudos para países desenvolvidos. Por exemplo, Qin e Enders (2008) encontraram evidências de que a resposta da *Federal Reserve* (FED) à inflação no período anterior a 1979 ficou entre 2,376 e 3,351, dependendo se a taxa de juros estava muito baixa ou muito alta (em comparação com o *threshold*), respectivamente. Para o período após 1979, Qin e Enders estimaram que a resposta do FED à inflação variou entre 1,275 e 2,528, dependendo novamente se a taxa de juros é muito baixa ou muito alta.

Além disso, o coeficiente de suavização na equação não-linear de 8,4% foi próximo àquele encontrado no caso linear.

Os resíduos do modelo não-linear indicam que não há autocorrelação serial ao nível de 10% até a sexta ordem, assim como não há evidências de efeitos ARCH nos resíduos até a quarta ordem. Além disso, o teste LM indica que não se pode rejeitar, ao nível de 10%, a hipótese de constância dos parâmetros no modelo não-linear.

Nos resultados acima não há evidências de não-linearidade associada ao hiato de produto, pois o coeficiente não-linear associado ao hiato de produto não é significativo. É importante notar que o coeficiente da parte linear deixou de ser

significativo. Com o objetivo de investigar melhor estes resultados, a equação do modelo LSTR foi estimada novamente sem o coeficiente não-linear associado ao hiato de produto. Os resultados estão na tabela 6.

Tabela 6 – Estimação do Modelo Não-Linear

A tabela 5 apresenta o resultado da estimação da equação (19). Linear Inflação significa o termo $E_t(\pi_{t+12} - \pi^*)$, Linear Hiato implica o termo x_{t-2} e não-linear Inflação $E_t(\pi_{t+12} - \pi^*)\theta(0,8; z_{t-2}^\pi)$.

Variável Dependente: Δi_t - 2000:07 - 2008:08						
Coeficientes Estimados						
\bar{i}	i_{t-1}	Linear Inflação	Linear Hiato	Não-Linear Inflação	Δi_{t-1}	Δi_{t-2}
1,207*	-0,084*	0,897*	0,046**	-0,809*	0,206	0,339*
(0,370)	(0,024)	(0,259)	(0,019)	(0,260)	(0,135)	(0,114)
$\sigma^2 = 0,47$ $R_{adj}^2 = 0,58$ $AIC = 1,384$ $SIC = 1,569$ $ARCH(1) = 0,92$ $ARCH(2) = 0,99$ $ARCH(3) = 0,96$ $ARCH(4) = 0,99$ $LM_{SI}(1) = 0,16$ $LM_{SI}(2) = 0,11$ $LM_{SI}(3) = 0,21$ $LM_{SI}(4) = 0,33$ $LM_{SI}(5) = 0,43$ $LM_{SI}(6) = 0,10$ $LM_C = 0,16$ $JB = 0,00$						
Notas: * significante a 1%; ** significante a 5%; *** significante a 10%. Os valores entre parênteses abaixo das estimativas são os desvios padrão de Newey-West HAC. σ^2 é desvio padrão do resíduo da equação. R_{adj}^2 é o coeficiente de determinação ajustado, JB é o p-valor do teste Jarque-Bera de normalidade dos resíduos, SIC é o valor do critério de informação de Schwarz, AIC é o valor do critério de informação de Akaike, ARCH(j), j=1,...,4 é o p-valor do teste do teste LM da não existência de resíduos do tipo ARCH até a ordem j, e $LM_{SI}(j)$ é o p-valor do teste LM de ausência de autocorrelação dos resíduos contra autocorrelação serial de ordem j e LM_C é o p-valor do teste LM de constância dos parâmetros contra a alternativa de parâmetros variando no tempo suavemente.						

Como pode ser visto na tabela 6, houve melhora nos critérios de informação de Akaike e Schwarz e o coeficiente associado ao hiato de produto passou a ser significativo e ter o sinal desejado. A resposta total de longo prazo da autoridade monetária ao hiato de produto foi de 0,54, muito próxima aquela estimada no modelo linear.

Além disso, houve uma mudança muito pequena nos demais coeficientes. A resposta total da autoridade monetária a inflação variou entre 0,10 e 8,07.

7 Conclusão

Utilizando modelos de transição suave (STR), este trabalho produz evidências de que a função de reação do Banco Central do Brasil (BCB) possui características não-lineares. Os testes econométricos selecionaram o modelo logístico-STR (LSTR) como o mais apropriado para modelar a função de reação não-linear do BCB. Os coeficientes não-lineares estimados indicam que a função de reação do BCB é côncava em relação à inflação esperada. Dado uma estrutura econômica Novo Keynesiana, uma função de reação côncava é consistente com a existência de preferências avessas a recessão (PAR).

Não foram encontrados indícios de que a função de reação seja não-linear com relação ao hiato de produto, uma vez que o coeficiente não-linear associado ao hiato de produto não foi significativo. Quando a função de reação não-linear foi estimada utilizando somente o coeficiente linear do hiato de produto, este foi significativo e apresentou o sinal esperado, indicando que o BCB reagiu ao ciclo econômico.

A resposta total da autoridade monetária à inflação dada pelo modelo não-linear indicou que na maior parte do tempo o BCB respeitou o princípio de Taylor. O BCB respondeu de maneira bastante forte à inflação esperada durante o período analisado, exceto entre novembro de 2002 e junho de 2003. Apesar disto, o fato de a função de reação ser côncava em relação à inflação implica que o BCB tem respondido mais fortemente reduzindo os juros quando a inflação esperada está abaixo da meta do que quando ela está acima.

Para estimar a função de reação não-linear neste trabalho, foi utilizada a hipótese de que as preferências do Banco Central são assimétricas em relação aos seus objetivos. No entanto, este tipo de função de reação não-linear também pode surgir devido ao fato da curva de oferta agregada ser não-linear, ou devido à presença de ambas as motivações. Uma linha de pesquisa sugerida seria testar se a curva de Phillips é linear ou não para o Brasil, e caso haja evidências de não-linearidade da curva de Phillips incorporá-la ao modelo.

Outra futura linha de pesquisa possível é expandir os objetivos que fazem parte da função perda do Banco Central, permitindo que o Banco Central responda a preços de ativos não-linearmente.

Referências Bibliográficas

BEC, F.; SALEM, M. B.; COLLARD, F. Asymmetries in Monetary Policy Reaction Function: Evidence for U.S. France and German Central Banks. **Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics**, v. 6, n. 2, 2002.

BUENO, R. L. S. The Taylor Rule under Inquiry: Hidden states. Em: XXXII Encontro Nacional de Econometria, 2005, Natal. **Anais do XXXII Encontro Nacional de Econometria**, 2005.

CARVALHO, A.; MOURA, M. What Can Taylor Rules Say About Monetary Policy in Latin América. **Ibmec Working Paper**, WPE – 79, 2008.

CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence. **European Economic Review**, v. 42, p. 1033-1067, 1998.

_____. The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective. **Journal of Economic Literature**, v. XXXVII, P. 1661-1707, 1999.

_____. Monetary Policy Rules And Macroeconomic Stability: Evidence And Some Theory. **The Quarterly Journal of Economics**, MIT Press, v. 115, p. 147-180, 2000.

CUKIERMAN, A.; MUSCATELLI, A. Nonlinear Taylor Rules and Asymmetric Preferences in Central Banking: Evidence from the United Kingdom and the United States. **The B.E. Journal of Macroeconomics**, v. 8, n. 1, 2008.

DOLADO, J. J.; PEDRERO, R. M-D.; RUGE-MURCIÁ, F. J. Nonlinear Monetary Policy Rules: Some New Evidence for the U.S. **Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics**, v. 8, n.3, 2004.

DOLADO, J. J.; MARIA-DOLORES, R.; NAVEIRA, M. Are monetary-policy reaction functions asymmetric? The role of nonlinearity in the Phillips curve. **European Economic Review**, v. 49(2), p. 485-503, 2005.

GERLACH, S. Asymmetric Policy Reactions and Inflation. **Bank for International Settlements**, mimeo, 2000.

- HOLLAND, M. Monetary and exchange rate policies in Brazil after inflation targeting. Em: ANPEC-SUL, 2005, Porto Alegre, 2005.
- JUDD, J. P.; RUDEBUSCH, G. D. Taylor's Rule and the Fed: 1970 – 1997. **Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review**, n. 3, p. 3-16, 1998.
- LIMA, E. C. R.; MAKI, A.; MENDONÇA, M. Monetary Policy Regimes in Brazil. Texto para Discussão Nº 1285a, **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)**, 2007.
- MINELLA, A.; FREITAS, P. S.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. K. Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility. **Banco Central do Brasil**, Working Paper Series n. 77, 2003.
- QIN, T.; ENDERS, W. In-sample and out-of-sample properties of linear and nonlinear Taylor rules. **Journal of Macroeconomics**, v. 30, p. 428-443, 2008.
- RUGE-MURCIÁ, F. J. A Prudent Central Banker. **IMF Staff Papers**, v. 49, p. 456-469, 2002.
- _____. The Inflation Bias When the Central Bank Targets the Natural Rate of Unemployment. **European Economic Review**, v. 48, p. 91-107, 2004.
- SALGADO, M. J. S.; GARCIA, M. G. P.; MEDEIROS, M. C. Monetary Policy During Brazil's Real Plan: Estimating the Central Bank's Reaction Function. **Revista Brasileira de Economia**, v. 59(1), p. 61-79, 2005.
- SCHALLING, E. The Non-Linear Phillips Curve and Inflation Forecast Targeting. **Bank of England Working Paper**, n. 98, 1999.
- SILVA, E. K.; PORTUGAL, M. S. Nonlinearities in Central Bank of Brazil's reaction function: the case of asymmetric preferences. Em: XXXVI Encontro Nacional de Economia, 2008, Salvador. **Anais do XXXVI Encontro Nacional de Economia**, 2008.
- SOARES, J. J. S.; BARBOSA, F. H. Regra de Taylor no Brasil: 1999-2005. Em: XXXIV Encontro Nacional de Economia, 2006, Salvador. **Anais do XXXIV Encontro Nacional de Economia**, 2006.
- SURICO, P. The Fed's monetary policy rule and U.S. inflation: The case of asymmetric preferences. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 31, p. 305-334, 2007.
- TAYLOR, J. Discretion versus policy rules in practice. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy** 39, p. 195-214, 1993.
- TERÄSVIRTA, T. Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models. **Journal of the American Statistical Association**, v. 89, p. 208-218, 1994.
- _____. Modeling economic relationships with smooth transition regressions. In: ULLAH, A.; GILES, D.E.A. (Ed.). **Handbook of Applied Economic Statistics**. New York: Marcel Dekker, Inc, 1998, p. 507-552.
- van DIJK, D.; TERÄSVIRTA, T.; FRANCES, P. H. Smooth Transition Autoregressive Models – A Survey of Recent Developments. **Econometric Reviews**, v. 21(1), p. 1-47, 2002.