

REGRA DE TAYLOR NO BRASIL: 1999 – 2005

João José Silveira Soares*

Fernando de Holanda Barbosa**

Sumário- Este trabalho estima a regra de Taylor para o Brasil a partir da implementação do sistema de metas de inflação em junho de 1999. Diferente da maioria dos estudos empíricos que abordam este assunto, as especificações deste trabalho consideram tanto a taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo quanto a meta de inflação variáveis no tempo. A evidência empírica sugere que a regra de Taylor no Brasil é similar a estimada para outros países desde que inclua-se as variações da taxa de câmbio real corrente e defasada. Os resultados empíricos são robustos quanto à utilização de métodos alternativos para o cálculo dos hiatos da inflação e do produto.

Palavras-chave: Política monetária. Regra de Taylor.

Abstract-This paper estimates a Taylor rule for the Central Bank of Brazil after implementation of inflation targeting in June 1999. Differently from the majority of the empirical studies on this subject, the specifications presented in this work consider both long run equilibrium real interest rate and inflation target as time-varying. The evidence suggest that Brazilian monetary policy respond to the usual variables included in the Taylor rule plus the change on the current and lagged real exchange rate. The empirical results are robust to alternative methods of calculating inflation and output gaps.

Keywords: Monetary policy. Taylor rule.

JEL classification: E5; E52; E58.

1. INTRODUÇÃO

A regra de política monetária proposta por Taylor(1993) relaciona a taxa de juros básica do Banco Central americano (Federal Reserve System, FED), seu instrumento de política, com a taxa de juros real de longo prazo, a taxa de inflação, e os hiatos da inflação e do produto real. Desde a publicação desta regra inúmeros estudos, tanto teóricos quanto empíricos, a respeito deste assunto foram elaborados. Regras de política monetária baseadas na regra de Taylor conseguem representar processos econômicos complexos através de expressões simples e de fácil manuseio, mas que permitem a realização da estimativa da taxa de juro básica da economia com razoável precisão. Sendo assim, estas regras estão se tornando mais importantes a cada dia, não só para os formuladores da política econômica, mas também para analistas econômicos e pesquisadores (Kozichi, 1999, p.5).

Entretanto, diferentemente do que acontece em relação aos países industrializados, o número de trabalhos sobre este tema para países emergentes ainda é restrito. Este artigo

* Diretoria de Engenharia Naval, Marinha.do Brasil.

** Professor da Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas.

contribui para o preenchimento desta lacuna, tarefa já iniciada por alguns pesquisadores estrangeiros e brasileiros, mas que se justifica principalmente pela ausência, ainda, de consenso no que diz respeito à especificação do modelo mais apropriado para representar o comportamento da política monetária brasileira.

Este trabalho tem como propósito estimar uma função de reação para o Banco Central do Brasil, a partir da implementação do sistema de metas de inflação em junho de 1999. Na maioria dos estudos econométricos da literatura, a função de reação dos Bancos Centrais de diversos países é estimada com base em equações que consideram constante tanto a meta de inflação quanto a taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo. Entretanto, os modelos aqui apresentados consideram a meta de inflação e a taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo como variáveis no tempo. A presença da variável “meta de inflação” nos modelos é plenamente justificada pela existência de metas explícitas e variáveis, fixadas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN) desde 1999. No caso da taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo é testada a hipótese de que a soma entre os juros real do FED e o risco-país funciona como *proxy* para a taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo numa economia aberta.

Além desta introdução, este trabalho está dividido da seguinte forma: a Seção 2 apresenta uma resenha seletiva de pesquisas empíricas sobre a regra de Taylor; a Seção 3 especifica os modelos econométricos da regra de Taylor para a economia brasileira, estima os seus parâmetros e avalia os resultados; e finalmente, a Seção 4 contém um sumário das conclusões.

2. ESTUDOS ECONOMÉTRICOS SOBRE A REGRA DE TAYLOR

Esta seção apresenta de maneira sucinta alguns dos principais estudos econômicos sobre a regra de Taylor. Inicialmente são considerados os trabalhos sobre os países industrializados, e em seguida aqueles que tratam de países emergentes.

PAÍSES INDUSTRIALIZADOS

Judd e Rudebusch (1998) estimaram uma função de reação do FED para cada um dos períodos correspondentes à gestão de três presidentes, sem considerar a curta gestão de Miller (1978.Q2-1979.Q2), com o intuito de verificar como o FED vinha ajustando o seu instrumento de política monetária, a taxa de juros nominal de curto prazo. O principal objetivo dos autores era testar a hipótese de mudança de postura na condução da política monetária americana, decorrente de alterações na presidência do FED. As estimativas basearam-se em especificações derivadas da regra de Taylor original e consideraram as subamostras dos períodos: Arthur Burns (1970.Q1-1978.Q1), Paul Volcker (1979.Q1-1987.Q1) e Alan Greenspan (1987.Q1-1997.Q1).

Judd e Rudebusch concluíram que a regra se ajusta muito bem aos valores efetivamente adotados pelo FED no período correspondente à gestão Greenspan, considerando-se valores trimestrais, ocasião em que se verificou uma reduzida e decrescente taxa de inflação, tendo atingido valores da ordem de 2% ao ano ao final do período. No período correspondente à gestão Volcker, verificou-se que os valores realmente ajustados foram bem superiores aos juros preconizados pela regra, o que sugere uma postura mais agressiva por parte do FED, o que provavelmente acarretou queda acentuada na taxa de inflação ao longo deste período. Ao contrário dos períodos anteriores, na gestão Burns, os autores verificaram que os valores ajustados ficaram abaixo dos valores dos juros recomendados pela regra. Esta evidência é consistente com o aumento da inflação no período.

Judd e Rudebusch atentaram para o fato de que, apesar da boa aderência entre o valor dos juros recomendados pela regra de Taylor e os valores ajustados pelo FED, para o período correspondente à gestão de Greenspan, operacionalmente, tanto o FED quanto a maioria dos

bancos centrais não ajustam a taxa de juros de forma instantânea, como a decorrente da utilização direta da regra de Taylor. Ao invés disso, o ajuste entre a taxa de juros efetiva para determinado período e a meta de taxa de juros da regra, para o mesmo período, processa-se de forma gradual, através de uma dinâmica de ajustamento que também foi utilizada pelos autores nas suas estimativas.

Na especificação apresentada em Judd e Rudebusch (1998, p.6), a regra de Taylor foi a seguinte:

$$i_t^* = r^* + \pi_t + (\beta - 1) (\pi_t - \pi^*) + \gamma_1 x_t + \gamma_2 x_{t-1} \quad (1)$$

onde r^* é a taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo, π a taxa de inflação, π^* a meta de inflação. Nesta equação considerou-se também o hiato do produto(x) defasado na especificação do modelo. Na equação (1) i_t^* representa a meta para a taxa de juros do FED para o período t , a ser atingida através de um ajustamento gradual, cuja expressão da dinâmica utilizada para o cálculo da taxa de juros efetiva em cada período é a seguinte:

$$\Delta i_t = \phi (i_t^* - i_{t-1}) + \rho \Delta i_{t-1} \quad (2)$$

onde Δi_t é a primeira diferença da taxa de juros; i_{t-1} a taxa de juros efetiva defasada; Δi_{t-1} primeira diferença do juros nominal defasado; e ϕ e ρ são coeficientes. Neste modelo de ajustamento, a primeira diferença da taxa de juros nominal é calculada através da soma de dois componentes: o primeiro, a diferença entre a meta de juros nominal do FED e o juros defasado de um período; e o segundo, corresponde a primeira diferença da taxa de juros nominal defasada.

A especificação utilizada para estimar a regra de Taylor para os três períodos supracitados é obtida combinando-se as equações (1) e (2). Isto é:

$$\Delta i_t = \phi \alpha - \phi i_{t-1} + \phi \beta \pi_t + \phi \gamma_1 x_t + \phi \gamma_2 x_{t-1} + \rho \Delta i_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

onde:

$$\alpha = r^* - (\beta - 1) \pi^* \quad (4)$$

Através da equação (4) verifica-se que não é possível estimar separadamente os parâmetros r^* e π^* , ou seja, a partir da estimativa dos parâmetros α e β , fica determinada uma relação linear entre r^* e π^* . Para cada valor de r^* corresponde um valor para π^* , e vice-versa.

As estimativas das funções de reação para os períodos de Greenspan, Volcker e Burns foram realizadas utilizando-se o método dos mínimos quadrados ordinários (MQO). As séries de dados correspondentes às variáveis explicativas e à variável dependente tem periodicidade trimestral. O produto potencial foi estimado através de um método estrutural desenvolvido pelo escritório de orçamento do congresso americano. Para cada sub-amostra, os autores realizaram duas estimativas, sendo que na segunda, foram descartadas as variáveis cujos coeficientes não eram significativos.

No período Greenspan a estimativa do coeficiente do hiato de produto defasado não é significativo. O ajuste entre a taxa de juros efetiva e a meta de juro do FED se dá de forma gradual, com um coeficiente de suavização (ρ) igual a 0,42. O valor do coeficiente do hiato de inflação é bem próximo ao valor considerado na regra de Taylor(0,5). Entretanto, o valor do coeficiente do hiato de produto estimado é bem superior ao utilizado na regra de Taylor(0,5).

Os valores recomendados pela regra explicam 71% da variação da taxa de juros nominal trimestral do FED.

No período Volcker o valor do coeficiente de suavização (ρ) não é significativo. As regressões sugerem que, neste período, a variação da taxa de juros responde à variação do hiato do produto ao invés do seu valor absoluto. Esta restrição não é rejeitada para nenhum nível de significância convencional. O valor do coeficiente do hiato de inflação é bem próximo ao valor 0,5 considerado na regra de Taylor. A regra de Taylor para o período Volcker foi estimada com menor precisão do que no período Greenspan, o que pode ser constatado através da comparação entre os valores dos erros padrões das estimativas.

No período Burns os coeficientes dos hiatos de inflação e do produto não são significativos. Isso fez com que a variação da taxa de juros nominal se tornasse da mesma ordem do aumento da inflação, não havendo ajuste dos juros reais com a variação da inflação. A falta de resposta do juros real aos desvios da inflação e do produto em relação às suas metas foi uma falha crucial da política monetária da época, que permitiu o aumento da inflação naquele período.

Judd e Rudebusch concluíram que as funções de reação derivadas da regra de Taylor conseguem dar uma boa indicação do comportamento da política monetária no período Greenspan. Da mesma forma que a regra de Taylor original, o resultado da regressão é consistente como uma política que almeja o controle da inflação ao longo prazo e a estabilização do produto no curto prazo. Entretanto, a última difere da primeira principalmente em dois aspectos: no que diz respeito ao ajuste de forma gradual ao invés de instantânea da taxa de juros até que seja alcançada a meta de juros e na magnitude do coeficiente do hiato do produto que é quase duas vezes superior ao recomendado por Taylor. Em relação ao período Volcker, concluem que as estimativas são menos precisas que para o período Greenspan. A falta de significância estatística do coeficiente de suavização indica que a taxa de juros estipulada pelo FED nesse período se ajustou quase que instantaneamente à meta, indicando uma reação agressiva em relação à inflação, o que levou a uma queda substancial da mesma no período. Os resultados também demonstram a preocupação com a estabilização dos ciclos econômicos no período. Entretanto, a reação do FED se deu mais em relação à taxa de crescimento do que em relação ao valor absoluto do produto real. Em relação ao período Burns a conclusão é de que houve uma total acomodação quanto à inflação, o que acarretou uma grande elevação da mesma. Isso ficou comprovado empiricamente através da não significância estatística do coeficiente do hiato de inflação e do valor extremamente baixo da estimativa da taxa de juros real de equilíbrio, quando comparado com padrões usuais.

Clarida, Galí e Gertler (1998) estimaram as funções de reação de vários bancos centrais de países industrializados. Eles dividiram esses países em dois grupos de três países: G3 (Estados Unidos, Alemanha e Japão) e E3 (Reino Unido, França e Itália). Os modelos utilizados foram baseados na regra de Taylor original. Cabe ressaltar, porém, que, diferentemente da abordagem *backward-looking* considerada por Taylor (1993), em que os valores passados de inflação e do produto foram utilizados no modelo, considerou-se uma abordagem *forward-looking*, na qual foram utilizadas as expectativas de inflação e de produto.

Para cada um dos países estimou-se uma especificação básica, cuja meta de taxa de juros nominal possui a seguinte forma:

$$i_t^* = \bar{i} + (\beta - 1) \left(E[\pi_{t+n} / \Omega_t] - \pi^* \right) + \gamma \left(E[y_t / \Omega_t] - y_t^* \right) \quad (5)$$

onde \bar{i} é a taxa de juros nominal de equilíbrio de longo prazo; π_{t+n} a taxa de inflação entre os períodos t e $t+n$; E o valor esperado; Ω_t a informação disponível para o Banco Central; e β e γ são coeficientes.

A dinâmica de ajustamento entre a taxa de juros efetiva e a meta de juros para cada período foi especificada por:

$$i_t = \phi i_t^* + (1 - \phi) i_{t-1} + v_t \quad (6)$$

onde $\phi \in [0,1]$ e v_t é o choque aleatório para a taxa de juros.

A dinâmica utilizada neste caso é um caso particular da dinâmica apresentada em Judd e Rudebusch (1998), que se obtém quando ρ é igual a zero. Combinando-se as equações (5) e (6) obtém-se:

$$i_t = \phi [\alpha + (\beta - 1) E[\pi_{t+n} / \Omega_t] + \gamma E[x_t / \Omega_t]] + (1 - \phi) i_{t-1} + v_t \quad (7)$$

sendo $\alpha = \bar{i} - \beta \pi^*$ e $x_t = y_t - y_t^*$ é o hiato do produto. É possível recuperar o valor da meta de inflação (π^*), através dos valores dos parâmetros α e β , uma vez que para uma amostra de dados suficientemente longa, vale a seguinte igualdade:

$$\bar{i} = r^* + \pi^* \quad (8)$$

Substituindo-se o valor de α na equação (8), obtém-se a expressão para a meta de inflação no período considerado:

$$\pi^* = (r^* - \alpha) / \beta \quad (9)$$

onde r^* é a taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo.

Os modelos alternativos foram estimados com base na equação:

$$i_t = \phi [\alpha + \beta E[\pi_{t+n} / \Omega_t] + \gamma E[x_t / \Omega_t] + \xi E[z_t / \Omega_t]] + (1 - \phi) i_{t-1} + v_t \quad (10)$$

onde z representa alternativas das seguintes variáveis explicativas: taxa de câmbio real, taxa nominal de juros de país estrangeiro, oferta monetária e inflação defasada.

A metodologia utilizada para realizar as estimativas dos parâmetros do modelo para o grupo G3 foi o método dos momentos generalizados (GMM). O horizonte de inflação considerado foi de um ano, sendo, portanto, o valor de n na equação (10) igual a 12, uma vez que foram utilizados dados mensais. As datas iniciais dos períodos de amostragem de cada um dos países são: março de 1979 para o Banco Central da Alemanha, abril de 1979 para o Banco Central do Japão e outubro de 1979 para o FED, ocasiões nas quais o combate à inflação se tornou, segundo os autores, o principal objetivo de suas políticas monetárias. Para a data final considerou-se 12 meses antes do mais recente dado que se dispunha, porque a expectativa de inflação com horizonte de 12 meses é uma das variáveis explicativas do modelo. O índice de preços ao consumidor foi utilizado para medir a inflação e o índice de produção industrial como *proxy* para o produto real. O hiato do produto foi obtido utilizando-se um modelo de tendência quadrática como estimativa do produto potencial.

Os instrumentos utilizados para estimar os parâmetros do modelo para os vários países incluem valores defasados de 1,6,9 e 12 períodos das seguintes variáveis: hiato do produto, inflação, diferença logarítmica do índice de preços de uma *commodity* mundial, taxa de juros

nominal e diferença logarítmica da taxa de câmbio real da moeda do país com relação ao dólar americano.

A especificação básica apresenta, como resultado mais significativo, o valor de 1,31 para o coeficiente do hiato de inflação (β). Sendo assim, um aumento de 1% na expectativa da taxa de inflação anual, considerando-se o produto constante, faria com que o Banco Central da Alemanha aumentasse sua taxa básica de juros em 131 pontos, o que acarretaria um aumento de 31 pontos na taxa de juros real. Já no caso do coeficiente do hiato do produto (γ), cujo valor é 0,25, um aumento de 1% na expectativa do produto, considerando-se a expectativa de inflação constante, faria com que o Banco Central da Alemanha aumente sua taxa básica de juros em 25 pontos. Estes resultados mostram que o Banco Central da Alemanha reagiu tanto ao hiato da inflação quanto ao hiato do produto real, apesar de fazê-lo de forma mais intensa na primeira.

Nas especificações alternativas nenhuma delas apresentou resultados melhores do que a especificação básica. Ao incluir-se a inflação defasada como variável explicativa, obteve-se um valor igual a 0,12 para o seu coeficiente, valor este que não é estatisticamente significativo. Esta inclusão causou somente uma leve variação na estimativa dos coeficientes dos hiatos de inflação e do produto, quando comparado com os mesmos valores anteriormente calculados para a especificação básica. Estes resultados sugerem que seja rejeitada uma postura *backward-looking* do Banco Central da Alemanha em favor de uma postura *forward-looking*.

A terceira especificação inclui como variável alternativa o agregado monetário, que aparece na função de reação na forma de um desvio entre o logaritmo do estoque monetário e da meta oficial do Banco Central da Alemanha. A inserção desta última variável também não é significativa, não alterando praticamente os demais parâmetros. As duas últimas especificações avaliam o efeito da política monetária americana no comportamento do Banco Central da Alemanha. Elas consideram, respectivamente, a taxa nominal de curto prazo do FED e a taxa de câmbio marco alemão/dólar americano como variáveis alternativas. As estimativas dos seus coeficientes mostram que ambas variáveis, apesar de significativas e de possuírem sinais corretos de acordo com a teoria econômica, possuem valores de baixa magnitude, causando efeito desprezível. Nesse caso também, as estimativas tanto do parâmetro β quanto do γ permanecem bem próximas às obtidas na especificação básica.

A estimativa da meta de inflação de longo prazo (π^*), cujo valor é 1,97% ao ano, foi realizada através da equação (9), utilizando como *proxy* para a taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo a média dos valores da taxa de juros real de curto prazo no período da amostra. Os autores consideraram este valor bastante consistente, uma vez que a meta oficial de inflação para o Banco Central da Alemanha era de 2% ao ano.

No caso do Japão a estimativa do valor do coeficiente do hiato de inflação (β) é igual a 2,04, com desvio padrão de 0,19, sendo seu valor significativamente maior do que a unidade. O valor encontrado para o coeficiente do hiato do produto (γ) é significativo e possui sinal correto, entretanto, o seu valor de 0,08 (desvio padrão de 0,03) é de pequena magnitude. Comparando-se estes dois coeficientes, percebe-se que o Banco Central do Japão exerceu, no período analisado, um controle muito maior da inflação do que em relação à estabilização do produto. Eles consideram, inclusive, que dentre os países do G3, o Banco Central do Japão é o que mais se aproxima do chamado “sistema de metas de inflação puro”.

Através da equação (9), estimou-se o valor da meta de inflação implícita (π^*), a partir da média dos juros reais de curto prazo, cujo valor é de 3,32%, utilizado como *proxy* para o valor da taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo. O valor estimado (2,03%) foi considerado coerente e bem próximo ao valor encontrado para o Banco Central da Alemanha.

A utilização de uma especificação com postura *forward-looking* alcançou melhores resultados do que a postura *backward-looking*, de forma semelhante ao ocorrido com o Banco

Central da Alemanha. A inclusão da inflação defasada na especificação básica não produziu alteração na mesma, além do seu coeficiente, cujo valor estimado foi de 0,06, não ser significativo. A inclusão da oferta monetária como variável alternativa também não se mostrou importante. Devido à indisponibilidade de dados históricos sobre a meta de oferta monetária do Banco Central do Japão, foi utilizada na função de reação a média do crescimento monetário (M2) dos três últimos meses. O coeficiente de oferta monetária é significativo ao nível de 5%. No entanto, supondo-se constante a expectativa de inflação e do produto, 1% de aumento no crescimento monetário induz somente 0,07% de aumento na taxa básica de juros. Percebe-se, também, que os coeficientes das outras variáveis não sofrem alteração. Em relação às inclusões, na especificação básica, da taxa nominal de juros do FED ou da taxa de câmbio real yen/dólar os efeitos são muito pequenos, apesar dos coeficientes serem estatisticamente significativos a 5%. Em resumo a especificação básica é a que melhor caracteriza a função de reação do Banco Central do Japão.

Nas estimativas das funções de reação para o Banco Central do Estados Unidos, diferentemente do modelo utilizado para Alemanha e Japão, foi utilizado um modelo de ajustamento de segunda ordem, de acordo com:

$$i_t = (1 - \rho_1 - \rho_2)[\alpha + \beta\pi_{t+n} + \gamma z_t] + \rho_1 i_{t-1} + \rho_2 i_{t-2} + v_t \quad (11)$$

Esta especificação de ajustamento parcial é equivalente à de Judd e Rudebusch quando $\phi = 1 - \rho_1 - \rho_2$ e $\rho = -\rho_2$. A lista de instrumentos utilizados no método de estimação é praticamente a mesma dos dois casos anteriores, com exceção do juros estrangeiro e da taxa de câmbio que não aparecem como variáveis explicativas. Os valores dos coeficientes dos hiatos de inflação e do produto e seus respectivos desvios padrão são, respectivamente, 1,79 com erro padrão de 0,18 e 0,07 com erro padrão de 0,06. Segundo os autores, o valor de β , bem superior à unidade, indicou a postura agressiva do FED em relação ao controle da inflação. Já o valor de γ indica que o hiato do produto foi considerado somente como uma medida de previsão para a inflação futura.

A estimativa para a meta de inflação implícita (π^*) no período, considerando-se um valor para a média dos juros real de curto prazo de 3,48% é de 4,04%, o que é um valor um pouco alto, sendo necessária, provavelmente, uma amostra maior para a realização desta estimativa.

O coeficiente da inflação defasada, inserida na função de reação como variável alternativa, não é significativo e possui sinal negativo, ao contrário do esperado. Este resultado demonstra, portanto, que à semelhança dos outros Bancos Centrais, não se pode rejeitar a hipótese de que o FED tem tido postura *forward-looking*. Ao contrário dos valores estimados para os outros Bancos Centrais, o coeficiente da variável crescimento monetário é estatisticamente significativo e de grande magnitude. Mantendo-se constante a expectativa de inflação e do produto, um aumento de 1% no crescimento monetário induz um aumento de 0,53% na taxa de juros nominal do FED. Segundo os autores, este resultado está relacionado com o curto período de Volcker, no qual as operações eram focadas no alcance de metas específicas para as reservas bancárias do FED. Sendo assim, estimou-se novas funções de reação para a especificação básica e para as alternativas, alterando-se o início do período de 1979:10 para 1982:10. Neste caso, os parâmetros da especificação básica sofrem somente uma pequena variação, com exceção do coeficiente do hiato do produto que varia de 0,07 para 0,56. A adição da inflação defasada como variável alternativa na função de reação não foi considerada importante. Adicionando novamente o crescimento monetário como variável alternativa, verifica-se que o valor do seu coeficiente passa de 0,53 (período inicial) para 0,21 e o coeficiente do hiato de inflação aumenta de 1,05 para 1,26.

A metodologia utilizada pelos autores para realizar as estimativas dos parâmetros dos modelos para o grupo E3 também foi o GMM, sendo os dados da amostra com periodicidade

mensal. Foram considerados o índice de preços ao consumidor para medida da inflação, o índice de produção industrial para medida do produto e a taxa de juros no mercado interbancário para a taxa de juros da política monetária. Os instrumentos usados no método de estimação são semelhantes aos utilizados para a Alemanha e para o Japão, com exceção da inflação defasada e do crescimento monetário que não constam das funções de reação.

Nas estimativas das funções de reação para os bancos centrais da Inglaterra, da França e da Itália os instrumentos utilizados no método de estimação incluem valores defasados de 1,6,9 e 12 períodos, das seguintes variáveis: hiato do produto, inflação, diferença logarítmica do índice de preços de uma *commodity* mundial, taxa de juros nominal, logaritmo da taxa de câmbio real da moeda do país com relação ao marco alemão e taxa de juros básica do Banco Central da Alemanha.

O Banco da Inglaterra não praticou uma política agressiva em relação ao controle da inflação pois o valor de β é ligeiramente inferior à unidade. Entretanto, segundo os autores, a grande magnitude do valor de α sugere que possa haver algum erro de especificação, corroborado pelo fato de que o valor estimado da taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo, calculada a partir de um valor de meta de inflação igual à considerada para a Alemanha (2%), é de 5,72%, valor este considerado excessivo. A adição da taxa básica de juros do Banco Central da Alemanha como variável alternativa acarreta uma redução nos valores de α e β . O coeficiente desta variável é significativo e de grande magnitude. Considerando-se constante a expectativa de inflação e do produto, um aumento de um ponto percentual na taxa de juros alemã induziria um aumento de 0,60% na taxa de juros básica do Banco Central da Inglaterra. A taxa de câmbio real libra/marco alemão não é importante na função de reação, possuindo um valor de reduzida magnitude, apesar de significativo estatisticamente a 5%.

O coeficiente do hiato de inflação no caso da França é superior à unidade e superior ao coeficiente estimado para a Inglaterra, sugerindo uma política um pouco mais agressiva em relação ao controle da inflação. Entretanto, como no caso anterior, o valor de α é de grande magnitude, o que pode significar erro na especificação. O fato da taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo estimada ser igual a 6,01% ao ano, para um valor de meta de inflação também de 2% ao ano, reforça a suspeita dos autores. A adição da taxa de juros básica alemã na função de reação acarreta uma sensível redução nos valores de α e β . O efeito dessa variável é ainda maior do que no caso da Inglaterra. Mantendo-se constante a expectativa de inflação e do produto, um aumento de um ponto percentual na taxa de juros alemã induz um aumento de 114 pontos na taxa de juros básica do Banco Central da França. A adição da taxa de câmbio real franco/marco alemão faz com que o valor de α seja ainda superior ao valor da especificação básica, sugerindo, provavelmente, erro na especificação, a despeito da grande magnitude tanto do seu coeficiente quanto do coeficiente do hiato de inflação.

A estimativa de β , ligeiramente menor que a unidade, denota que o Banco Central da Itália não praticou uma política agressiva em relação ao controle da inflação no período. Entretanto, este resultado também tem que ser avaliado com cuidado, pois o valor de α é de grande magnitude, o que sugere erro de especificação, fato este corroborado pelo valor estimado de 6,94% ao ano para a taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo, valor considerado excessivo pelos autores, para uma meta de inflação de 2% ao ano. A adição da taxa de juros básica alemã é bastante representativa, acarretando uma ligeira redução no valor de α e acentuado no valor de β . Considerando-se constante a expectativa de inflação e do produto, um aumento de um ponto percentual na taxa de juros alemã induz um aumento de 59 pontos na taxa de juros básica do Banco Central da Itália, praticamente idêntico àquela que ocorreu para a Inglaterra. A taxa de câmbio real lira/marco alemão não foi importante na função de reação, possuindo um coeficiente de reduzida magnitude e com sinal invertido.

PAÍSES EMERGENTES

Mohanty e Klau (2004) avaliaram o comportamento da política monetária de treze Bancos Centrais de países emergentes. Os países analisados foram os seguintes: Índia, Coréia, Filipinas, Taiwan, Tailândia, Brasil, Chile, México, Peru, República Tcheca, Hungria, Polônia e África do Sul. Cabe ressaltar, que dos treze países abordados por ocasião do estudo somente Índia e Taiwan ainda não tinham implementado o sistema de metas de inflação.

Esta tarefa foi realizada através da estimativa das funções de reação desses bancos, considerando a taxa de juros nominal como instrumento da política monetária. O objetivo principal era avaliar empiricamente se os bancos dos países emergentes reagem à inflação, ao hiato do produto e à variação da taxa de câmbio real.

Em muitos países, a correlação entre a taxa de juros nominal e a taxa de inflação é altamente positiva sendo o valor, no caso do Brasil, igual a 0,61.¹ Verificou-se também que, com exceção do Chile, a correlação entre a taxa de juros nominal e a taxa de câmbio é negativa, sendo o valor no caso do Brasil igual a -0,08. Já a correlação entre a taxa de juros nominal e o hiato do produto é, na maioria dos países, positiva. Entretanto, segundo os autores, é teoricamente surpreendente o resultado negativo encontrado no caso do México, Hungria e África do Sul.

Os autores constataram que os países com maior volatilidade na taxa de juros nominal são aqueles que possuem histórico de grande variação no índice de preços e na taxa de câmbio. A América Latina com seu passado recente de hiperinflação e desvalorização cambial, apresenta uma maior volatilidade da taxa de juros nominal, quando comparado com os países da Ásia e da Europa. Dentre as variáveis analisadas o hiato do produto é a que apresenta menor volatilidade. Mohanty e Klau (2004) resumem esta investigação preliminar concluindo que a taxa de juros nominal possui uma estreita correlação tanto com a taxa de inflação quanto com a taxa de câmbio. Já no caso do hiato do produto, a correlação se mostrou ambígua no período da amostra.

Mohanty e Klau estimam três funções de reação. A primeira especificação, considerada básica, é uma função de reação *backward-looking* que reage à taxa de inflação, ao nível do hiato do produto e à variação da taxa de câmbio. A segunda equação, apesar de *backward-looking*, reage aos desvios da taxa de inflação e da taxa de câmbio em relação aos seus valores de referência (metas), de modo a testar a robustez da função de reação inicial quanto à alteração na especificação. A metodologia utilizada para a estimativa dos parâmetros dessas especificações foi o método dos mínimos quadrados ordinários (MQO). Por fim, a terceira equação é uma versão *forward-looking* da primeira função de reação, ou seja, reage às expectativas das variáveis, assumindo que a política monetária antecipa os efeitos ao invés de ser reativa. Esta última versão teve como intuito testar a robustez da especificação básica quanto à alteração na especificação e à utilização de métodos alternativos de estimação. A metodologia utilizada para a estimativa dos parâmetros dessa última especificação foi o método dos momentos generalizados (GMM), usando como instrumentos os valores defasados da taxa de juros nominal e valores correntes e defasados do crescimento monetário, do crescimento das exportações, da taxa de câmbio e do hiato do produto.

Os dados utilizados para as estimativas dos parâmetros são trimestrais, sendo o ponto inicial o ano de 1995, e o ponto final o ano de 2002. No caso da estimativa do modelo com variáveis esperadas os dados utilizados são mensais, sendo o período da amostra de 1998 a 2002. Nesses três modelos, a taxa de juros nominal foi utilizada como variável dependente. No caso das regressões com dados trimestrais o produto potencial foi derivado através da utilização de um filtro HP aplicado à série do produto real. No caso do modelo com dados

¹ Índia, Filipinas e África do Sul são considerados exceções por apresentarem coeficientes de correlação abaixo de 0,5.

mensais utilizou-se o índice de produção industrial como *proxy* para o produto real. A meta de inflação, para o modelo trimestral, foi obtida a partir da utilização do filtro HP aplicado à série da taxa de inflação, e no caso do modelo com dados mensais utilizou-se os valores de metas anunciados pelos respectivos Bancos Centrais.

A especificação básica possui a seguinte forma:

$$i_t = \kappa + \beta \pi_t + \gamma x_t + \lambda_1 \Delta x_t + \lambda_2 \Delta x_{t-1} + (1 - \phi) i_{t-1} + v_t \quad (12)$$

onde x_t é o logaritmo da taxa de câmbio real efetiva (aumento significa valorização).

Os resultados sugerem que a função reação, descrita na equação (12), explica muito bem o comportamento em termos de política monetária dos países emergentes incluídos neste estudo. Os valores de R^2 são todos superiores a 0,70. As funções de reação estimadas são livres de problemas de autocorrelação de resíduos. A maioria dos coeficientes apresenta sinal correto. Entretanto, alguns coeficientes não são significativos estatisticamente ao nível de 5%, e os resultados das regressões para o Brasil e África do Sul, com base na especificação básica, são pouco precisos. No caso do Brasil, a regra recomenda valores de taxa nominal de juros notadamente superiores aos estipulados pelo BACEN, a partir da desvalorização cambial de 1999. Os resultados evidenciam, também, que o instrumento de política monetária nos países emergentes é ajustado de maneira gradual ao invés de instantânea, de acordo com os valores dos coeficientes de suavização da taxa de juros nominal.

Aproximadamente 50% dos valores do coeficiente de inflação de longo prazo são superiores à unidade, evidenciando que não houve acomodação em termos do controle da inflação por parte dos países emergentes naquele período. Com exceção feita ao Brasil, cujo valor do coeficiente de inflação de longo prazo estimado é 0,29, a maioria dos países da América Latina e da Ásia apresenta valores superiores aos dos países da Europa Central.

Os seguintes países apresentam valores significativos ao nível de 5% para o hiato do produto: República Tcheca, Índia, Coréia, México, Polônia, Taiwan e Tailândia. Nos outros países, o coeficiente não apresenta significância estatística para o mesmo nível. Entretanto, os autores ressaltam que o estimador do hiato do produto pode ser viciado, devido à dificuldade na medida de valores adequados para este desvio. Com exceção do Chile, o coeficiente de longo prazo para o hiato do produto é maior nos países da América Latina e Europa Central do que no caso dos países asiáticos. Estes resultados, segundo os autores, revelam a participação de outras políticas, como a política fiscal, na estabilização do produto. Eles citam que, nos países asiáticos, após a crise cambial de 1997-98, a política fiscal passou a ter um importante papel, reduzindo a necessidade de uma resposta mais agressiva da política monetária em relação ao hiato do produto. De maneira contrária, o papel da política fiscal nos países da América Latina foi extremamente fraco nesse período, necessitando, portanto, de uma maior ação do Banco Central desses países, no que diz respeito à estabilização do produto.

Em relação à variação da taxa de câmbio, o coeficiente dessa variável apresenta sinal correto e é significativo para a maioria dos países. No caso do coeficiente de variação defasada da taxa de câmbio, alguns países apresentam coeficiente positivo, o que evidenciaria reversão no sentido de alteração da taxa de juros. Entretanto, em nenhum desses casos o coeficiente é estatisticamente significativo a 5%. Por outro lado, os países que apresentam valor negativo e significativo para este coeficiente (Coreia, Índia, México, Peru, Tailândia e África do Sul), indicam um alto grau de persistência de choque na taxa de câmbio.

A estimativa no caso do Chile apresenta sinais invertidos para os valores dos coeficientes da variação da taxa de câmbio atual e defasada. Entretanto, estes coeficientes possuem a mesma magnitude, sugerindo que a política econômica naquele país não respondeu às flutuações na taxa de câmbio no período em questão.

As últimas conclusões de Mohanty e Klau dizem respeito à participação das variáveis explicativas na volatilidade da taxa de juros nominal no período da amostra. Os resultados sugerem que a variação da taxa de câmbio é o principal fator causador da volatilidade na taxa de juros nominal, tendo participação bem superior comparativamente com a inflação e com o hiato do produto. Esse resultado também é válido no caso na contribuição para a média da taxa de juros do período do estudo.

A especificação baseada nos desvios da inflação e da taxa de câmbio em relação aos seus valores de longo prazo possui a seguinte forma:

$$i_t = \theta_0 + (\beta - 1)(\pi_t - \pi^*) + \gamma x_t + \lambda_1 (xr_t - xr_t^*) + \lambda_2 (xr_{t-1} - xr_{t-1}^*) + (1 - \phi) i_{t-1} + v_t \quad (13)$$

onde os símbolos têm o mesmo significado das equações anteriores.

Os sinais e magnitudes dos parâmetros estimados praticamente não diferem dos apresentados na especificação básica. Entretanto, houve um ligeiro decréscimo na significância dos parâmetros. Com exceção da África do Sul e do México, as respostas da taxa de juros à inflação e ao hiato do produto declinaram em relação à especificação básica. No que diz respeito aos coeficientes da taxa de câmbio, corrente e defasada, a maioria deles é significativo e possui sinal correto. Estes resultados, reforçam a importância dos choques da taxa de câmbio e da resposta dos Bancos Centrais a este parâmetro no período em questão, conforme ocorrida na especificação básica.

A estimação dos parâmetros da equação (13) utilizando-se as expectativas das variáveis explicativas confirmam os resultados estimados anteriormente, indicando a robustez do modelo básico quanto à alteração na especificação e no método de estimação para países emergentes. Entretanto, observa-se alguns casos de sinais trocados e de variação na magnitude dos coeficientes.

Com base nas evidências empíricas que eles apresentaram, Mohanty e Klau (2004) concluem que: i) os bancos centrais de alguns dos países estudados respondem agressivamente à inflação, conforme pode ser constatado através dos valores do coeficiente de inflação de longo prazo superior à unidade; e ii) a maioria dos países considera a estabilização da taxa de câmbio como um objetivo de política monetária, sendo inclusive a resposta da taxa de juros em relação a essa variável superior à verificada em relação à inflação e ao hiato do produto.

Minella, Freitas, Goldfajn e Muinhos (2002) estimaram funções de reação para o Banco Central do Brasil (BACEN), com base na seguinte especificação:

$$i_t = (1 - \phi) i_{t-1} + \phi (\alpha_0 + \gamma_1 x_{t-1} + \beta D_t) + v_t \quad (14)$$

onde D_t é o desvio entre a expectativa de inflação e a sua meta. A taxa de juros nominal é função do hiato do produto defasado, do desvio da expectativa de inflação da sua meta e da taxa de juros defasada.

A amostra é formada por dados mensais de julho de 1999 a junho de 2002. O índice da produção industrial ajustado sazonalmente foi utilizado como *proxy* para o produto real. O hiato do produto foi obtido através do desvio percentual entre o produto real e o produto potencial, sendo este último extraído da utilização do filtro HP na série dos índices da produção industrial.² Foram utilizadas duas medidas de expectativa de inflação: a expectativa de inflação estimada pelo BACEN e divulgada nos seus relatórios trimestrais e as expectativas de inflação do mercado (instituições financeiras e firmas de consultorias).

² Estimativas para o hiato do produto considerando-se o crescimento do produto e a utilização de uma tendência linear para o produto potencial, também foram realizadas. Entretanto, os resultados foram similares.

Para o cálculo do desvio da expectativa de inflação da sua meta foi utilizado a formulação:

$$D_t = (12 - t)/12(E_t\pi_j - \pi_j^*) + t/12(E_t\pi_{j+1} - \pi_{j+1}^*) \quad (15)$$

onde t é um índice correspondente ao mês; j um índice correspondente ao ano; $E_t\pi_j$ a expectativa do mês t para inflação do ano j ; π_j^* a meta de inflação do ano j ; $E_t\pi_{j+1}$ a expectativa do mês t para inflação do ano $j+1$; π_{j+1}^* a meta de inflação do ano $j+1$. O desvio D_t é uma média ponderada entre os desvios no ano corrente e no ano seguinte, sendo os valores dos pesos inversamente proporcionais ao número de meses que restam para terminar o ano corrente.

Nos resultados das estimativas da equação (14) existe correlação serial de resíduos quando se utiliza somente a primeira defasagem da taxa de juros. Este problema foi corrigido através da inclusão também da segunda defasagem da taxa de juros. Os resultados indicam que o BACEN ajusta a taxa *selic* de maneira bem gradual, o que pode ser constatado pelos valores dos coeficientes de suavização da ordem de 0,8. O coeficiente do hiato do produto não é significativo estatisticamente quando se utilizam as expectativas de inflação de mercado e possui sinal invertido quando se utilizam as expectativas de inflação do BACEN. Os valores dos coeficientes dos desvios das expectativas de inflação em relação às metas de inflação (1.84 e 1.42) são significativos e bem superiores à unidade. A taxa de câmbio não apresenta significância estatística quando inserida como variável explicativa na função de reação.

Minella et al. (2002) concluíram que no período analisado o BACEN teve uma postura *forward-looking* e respondeu agressivamente aos desvios entre a expectativa de inflação e a sua meta.

Holland (2005) estimou uma função de reação para o BACEN a partir da implementação do sistema de metas de inflação. Seu trabalho teve como intuito verificar empiricamente se os Bancos Centrais de países emergentes como o Brasil, e que estão sob o regime de câmbio flutuante, respondem aos choques de câmbio através do instrumento de política monetária. Segundo o autor, este questionamento é bastante plausível, uma vez que existem pesquisadores que acreditam que alguns países emergentes sofrem de *fear of floating*, ou seja, utilizam-se de mecanismos tais como o manejo da taxa básica de juros para controlar a volatilidade da taxa de câmbio, mesmo em regime de câmbio flutuante.

A função de reação estimada foi baseada no modelo *forward-looking* de Clarida, Galí e Gertler (1998). Neste modelo, a taxa básica de juros é uma função da expectativa de inflação (π_{t+n}) e do hiato do produto (x_t), além da taxa de câmbio real (z_t), conforme a seguinte especificação:

$$i_t = \phi [\alpha + \beta E[\pi_{t+n} / \Omega_t] + \gamma E[x_t / \Omega_t] + \xi E[z_t / \Omega_t]] + (1 - \phi) i_{t-1} + v_t \quad (16)$$

A amostra de dados é mensal, compreendendo o período de 1999:07 a 2005:01. A taxa de juros é a taxa básica de juros (*selic*) do BACEN, e a taxa de inflação utilizada é a expectativa de mercado levantada periodicamente pelo BACEN, para o IPCA dos doze meses seguintes. Para a obtenção da série do produto real, utilizou-se como *proxy* a série do índice de produção industrial (ajustada sazonalmente). O produto potencial foi obtido através da suavização do produto real a partir da utilização de um filtro HP. A taxa de câmbio real foi obtida através da deflação da taxa de câmbio nominal (R\$/US\$) a partir do índice de preços ao consumidor (IPC – Brasil) e do índice de preços por atacado (WPI – Estados Unidos).

A metodologia utilizada para estimativa dos parâmetros da função de reação foi o método dos momentos generalizados (GMM). As variáveis instrumentais utilizadas foram os

valores defasados de 1,6, 9 e 12 períodos das seguintes variáveis: taxa básica de juros (*selic*), índice de preços ao consumidor (IPC), índice de produção industrial e a depreciação da taxa de câmbio real.

Holland (2005) concluiu que o BACEN tem tido uma postura agressiva em relação ao controle da inflação, o que pode ser constatado através dos valores dos coeficientes de inflação (β) bem superiores à unidade e bastante significativos estatisticamente. Percebeu-se também que os valores de β são influenciados pelo método de cálculo do produto potencial. Quando se utiliza o método da tendência linear, os valores são superiores aos encontrados quando se utiliza o filtro HP. Os valores dos coeficientes do hiato do produto (negativos), são contrários ao preconizado pela teoria econômica. Entretanto, o autor alega que essa aparente contradição seria causada pela crise energética ocorrida no período em questão. Os valores estimados para os coeficientes da depreciação do câmbio real (ξ) não são significativos estatisticamente, sugerindo que a política monetária brasileira não responde à depreciação na taxa de câmbio real. Por fim, Holland (2005) testou as variáveis “taxa de juros básica do FED” e “taxa de inflação americana”, de forma a verificar se a política monetária americana é uma restrição externa à nossa política, mas não encontrou resultados significativos.

3. ESPECIFICAÇÃO DE MODELOS E ESTIMATIVAS DE PARÂMETROS

Os modelos econométricos estimados neste trabalho são baseados numa versão *forward-looking* da regra de Taylor, ou seja, considera-se a expectativa de inflação ao invés da inflação corrente ou passada, à semelhança do modelo apresentado por Clarida, Galí e Gertler (1998), e serão especificados de acordo com a equação:

$$i_t^* = r^* + \pi_t^* + (\beta - 1)(\pi_{t+n} - \pi_t^*) + \gamma_1 x_t + \gamma_2 x_{t-1} + \lambda (\Delta x r_t - \Delta x r_{t-1})$$

A dinâmica de ajustamento, baseada em Judd e Rudebusch (1998), supõe variação da taxa de juros depende do hiato entre a meta de juros desejada pelo Banco Central e a taxa de juros do período anterior, e da variação de taxa de juros no período passado:

$$\Delta i_t = \phi (i_t^* - i_{t-1}) + \rho \Delta i_{t-1} \quad (18)$$

Combinando-se as equações (17) e (18), obtém-se:

$$\Delta i_t = \alpha - \phi (i_{t-1} - \pi_t^*) + \phi \beta (\pi_{t+n} - \pi_t^*) + \phi \gamma_1 x_t + \phi \gamma_2 x_{t-1} + \phi \lambda (\Delta x r_t - \Delta x r_{t-1}) + \rho \Delta i_{t-1} \quad (19)$$

sendo $\alpha = \phi r^*$. Quando a taxa de juro real de equilíbrio de longo prazo (r_t^*) varia com o tempo, a equação (19) transforma-se em:

$$\Delta i_t = -\phi (i_{t-1} - \pi_t^* - r_t^*) + \phi \beta (\pi_{t+n} - \pi_t^*) + \phi \gamma_1 x_t + \phi \gamma_2 x_{t-1} + \phi \lambda (\Delta x r_t - \Delta x r_{t-1}) + \rho \Delta i_{t-1} \quad (20)$$

Estes modelos incluem, além dos hiatos da inflação e do produto, a variação da taxa de câmbio real como variável explicativa. Entretanto, cabe ressaltar que os modelos especificados neste trabalho diferem dos apresentados por Judd e Rudebusch (1998) e Clarida, Galí e Gertler (1998), principalmente por considerarem, em alguns casos, tanto a meta de inflação quanto a taxa de juros real de equilíbrio variáveis no tempo. No que se refere à meta de inflação, optou-se por incluí-la variável explicativa, uma vez que a política monetária brasileira tem metas de inflação explícitas e que variam ao longo do tempo. Já a taxa de juros

real de equilíbrio de longo prazo é uma constante na equação (19) e variável no tempo na equação (20). No caso desta segunda especificação utiliza-se a soma entre o juros real do FED e o risco-país como *proxy* para a taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo, supondo-se que a economia brasileira seja uma economia pequena e aberta na conta de capitais do balanço de pagamentos.

DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS E DOS DADOS

A variável dependente em todos os modelos estimados é a primeira diferença da taxa de juros nominal (Δi_t). A taxa de juros nominal é a taxa básica de juros da economia brasileira (taxa *selic*), fixada pelo BACEN nas reuniões do COPOM. A série de dados mensais é transformada em taxa percentual anual, o mesmo acontecendo com as demais variáveis do modelo.

O índice de preços utilizado para medida de inflação é o índice de preços ao consumidor amplo (IPCA) cujo cálculo é de responsabilidade do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).³ Este índice foi escolhido pelo CMN como referência para o sistema de metas de inflação. Cabe ressaltar, entretanto, que os modelos trabalham com expectativas de inflação ao invés de inflação corrente ou passada. A forma de cálculo do desvio entre a expectativa de inflação e a sua meta depende do modelo em questão. Foram utilizadas duas metodologias para o cálculo do desvio: a primeira é baseada na expressão de desvio apresentada em Minella et al. (2002) e descrito na equação (15); a segunda baseia-se no desvio simples entre a expectativa de inflação de mercado para os próximos doze meses e a meta de inflação, tal como utilizado em Clarida, Galí e Gertler (1998). As séries de dados mensais representativas das expectativas de inflação foram obtidas do Banco Central do Brasil (BACEN). É importante destacar a diferença entre as séries de dados das expectativas de inflação utilizadas em cada uma das metodologias descritas acima. No caso do cálculo do desvio baseado em Minella et al. (2002), considera-se, para cada período, a expectativa de inflação do ano corrente e do ano seguinte. Já no caso de Clarida, Galí e Gertler (1998), para cada período considera-se a expectativa de inflação nos próximos doze meses.

As metas de inflação são estabelecidas pelo CMN. Este órgão estipula no ano t a meta de inflação e seu intervalo de variação, acima ou abaixo do centro da meta, a ser atingida no ano $t+2$. Para cada mês dos anos pertencentes ao período da amostra considerou-se como dado o centro da meta do ano correspondente. A série de dados mensais dessa variável explicativa foi obtida do BACEN.

Com o intuito de evitar interpolações de dados, e dessa forma aumentar a precisão das estimativas, utilizou-se a série de índices de produção industrial mensal (ajustada sazonalmente) como *proxy* para o produto real, uma vez que as séries disponíveis de produto são trimestrais ou anuais. Cabe ressaltar que esta prática é amplamente utilizada na literatura. A série dos índices de produção industrial foi obtida do IBGE. Os dados referentes ao produto potencial foram determinados com base em duas metodologias: na primeira, obtém-se a série através da suavização do produto real, utilizando-se um filtro HP com parâmetro de suavização igual a 14400; na segunda, obtém-se a série, assumindo-se uma variação linear para o produto potencial.⁴

³ 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.

⁴ Para maiores informações ver “Hodrick, R.J. and E.C. Prescott (1997) “Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29, 1–16”.

A taxa de câmbio real é incluída nos modelos na forma de um desvio entre a primeira diferença do logaritmo da taxa de câmbio real e a primeira diferença do logaritmo da taxa de câmbio real defasada. Esta forma foi selecionada porque durante as várias estimativas realizadas para escolha dos modelos, percebeu-se que a variável desvio se mostrou sempre significativa estatisticamente, o que nem sempre ocorria quando se utilizava os valores absolutos das diferenças da variável corrente e defasada, como em Mohanty e Klau (2004, p.9). A taxa de câmbio especificada no modelo é a taxa de câmbio real efetiva (índice).

A taxa de juro real de equilíbrio de longo prazo é uma constante na equação (19) e variável no tempo na equação (20). A soma entre a taxa de juros real do FED e o risco-país é utilizado como *proxy* para variável “taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo” na equação (20). A série de dados representativa do juros real do FED foi obtida a partir da taxa de juros nominal do FED e do índice de preços ao consumidor americano (CPI). O risco-país é medido pela taxa de risco do C-Bond.

ANÁLISE ECONOMETRICA

Foram estimadas doze funções de reação, sendo quatro baseadas no modelo da equação (19) e oito no modelo da equação (20). A metodologia utilizada para a estimativa dos parâmetros foi o método dos mínimos quadrados de dois estágios. Este método é adequado quando se utiliza expectativa de variáveis, de forma a eliminar os problemas decorrentes da correlação entre os resíduos e as variáveis explicativas, o que poderia acarretar resultados espúrios.

Além da constante, no caso dos modelos que possuem intercepto, as seguintes variáveis defasadas de um a quatro períodos foram utilizadas como instrumentos: a primeira diferença da taxa de juros nominal, o desvio entre a taxa de juros defasada e a meta de inflação ou o desvio entre a taxa de juros defasada e a soma entre a meta de inflação e a taxa de juros de equilíbrio de longo prazo, o desvio entre a expectativa de inflação e a meta de inflação, o hiato do produto e a variação entre a primeira diferença do logaritmo da taxa de câmbio real corrente e a primeira diferença do logaritmo da taxa de câmbio real defasada.

Nos modelos em que o desvio entre a expectativa de inflação e a sua meta foi calculado com base na expressão apresentada em Minella et al. (2002), o período da amostra de dados é: 2000:05 a 2005:10; e nos modelos em que o desvio foi calculado com base em Clarida, Galí e Gertler (1999), o período da amostra é: 2002:03 a 2005:10. Cabe ressaltar que a diferença entre as amplitudes desses dois períodos é devido à disponibilidade dos dados.

O teste da raiz unitária Aumentado Dickey-Fuller (ADF) foi utilizado para verificar se as séries de tempo do modelo são estacionárias ou não. As treze séries usadas nas regressões são integradas de ordem zero (I(0)) ao nível de significância de 5%.

Os parâmetros de curto prazo para os modelos das equações (19) e (20) foram estimados pelas regressões:

$$\Delta i_t = a_0 + a_1(i_{t-1} - \pi_t^*) + a_2(\pi_{t+n} - \pi_t^*) + a_3x_t + a_4x_{t-1} + a_5(\Delta xr_t - \Delta xr_{t-1}) + a_6\Delta i_{t-1} \quad (21)$$

$$\Delta i_t = a_1(i_{t-1} - \pi_t^* - r_t^*) + a_2(\pi_{t+n} - \pi_t^*) + a_3x_t + a_4x_{t-1} + a_5(\Delta xr_t - \Delta xr_{t-1}) + a_6\Delta i_{t-1} \quad (22)$$

A maioria dos parâmetros estimados em cada modelo, de acordo com a tabela 1, são significativos estatisticamente a um nível de significância de 1%, sendo o restante significativo a 5% ou 10%. Os sinais dos parâmetros estão todos de acordo com a teoria econômica. A análise dos resíduos indicam que somente os modelos 1, 5, 6, 7 e 8 não têm

correlação de resíduos. Os valores do coeficiente de determinação ajustado (\bar{R}^2) estão no intervalo de 0,50 a 0,67, indicando um ajuste razoável dos modelos. As tabelas 1 e 2 apresentam, respectivamente, as estimativas dos parâmetros de curto e longo prazo dos modelos.

Tabela 1 - Estimativa dos coeficientes de curto prazo das funções de reação do BACEN

Modelo	a ₀	a ₁	a ₂	a ₃	a ₄	a ₅	a ₆	\bar{R}^2	DW	Hiato	Desvio
1	0,95 (1,53)	-0,10** (-2,14)	0,28* (3,93)	0,09*** (1,72)	-	0,06* (2,82)	0,44* (3,99)	0,56	1,93	Tendência Linear	Minella
2	0,59 (0,95)	-0,07 (-1,57)	0,27* (3,72)	-	0,13** (2,52)	0,05** (2,27)	0,34* (2,80)	0,56	1,91	Tendência Linear	Minella
3	0,94 (1,50)	-0,09** (-2,08)	0,24* (4,34)	0,10*** (1,64)	-	0,06* (3,38)	0,42* (3,53)	0,67	2,32	Tendência Linear	Clarida
4	0,68 (1,06)	-0,08 (-1,63)	0,24* (4,18)	-	0,14** (2,15)	0,04** (2,25)	0,27*** (1,82)	0,64	2,26	Tendência Linear	Clarida
5	-	-0,04* (-3,32)	0,16* (3,52)	0,11* (3,24)	-	0,06* (3,16)	0,48* (4,63)	0,54	2,00	Tendência Linear	Minella
6	-	-0,04* (-2,63)	0,12* (2,83)	0,11* (2,78)	-	0,07* (3,35)	0,54* (5,11)	0,51	2,03	Filtro HP	Minella
7	-	-0,04* (-3,40)	0,17* (3,72)	-	0,12* (3,85)	0,06* (2,89)	0,40* (3,64)	0,56	1,97	Tendência Linear	Minella
8	-	-0,03** (-2,58)	0,12* (2,83)	-	0,14* (3,37)	0,06* (3,09)	0,45* (4,21)	0,53	2,02	Filtro HP	Minella
9	-	-0,04* (-3,30)	0,17* (4,39)	0,15* (4,02)	-	0,07* (3,68)	0,42* (3,75)	0,66	2,35	Tendência Linear	Clarida
10	-	-0,03** (-2,23)	0,11* (3,07)	0,15* (3,18)	-	0,07* (3,65)	0,51* (4,48)	0,62	2,37	Filtro HP	Clarida
11	-	-0,04* (-3,50)	0,18* (4,51)	-	0,18* (4,10)	0,06* (3,08)	0,27** (2,03)	0,64	2,24	Tendência Linear	Clarida
12	-	-0,03** (-2,36)	0,12* (3,08)	-	0,17* (3,11)	0,07* (3,23)	0,39* (2,98)	0,60	2,27	Filtro HP	Clarida

Notas: Os números entre parênteses são os valores da estatística *t* de cada parâmetro; a última coluna da direita informa os métodos para o cálculo do hiato do produto e do desvio da inflação.

*Significativo a 1%, **significativo a 5% e ***significativo a 10%.

O valor da taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo (r^*) foi estimado para cada um dos quatro primeiros modelos, e possui, respectivamente, os seguintes valores: 9,46; 7,97; 9,92; e 8,99. A taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo estaria compreendida, portanto, entre 8% e 10% ao ano.

Os coeficientes de longo prazo para inflação possuem valores no intervalo entre 1,57 e 3,57. Conclui-se, portanto, que o BACEN reagiu agressivamente ao hiato entre a expectativa de inflação e a sua meta no período da amostra. Os resultados também indicam que estes coeficientes são maiores nos modelos sem intercepto (5 a 12), quando se calcula este hiato com base em Clarida, Galí e Gertler (1998) do que com base em Minella et al. (2002), e são maiores nos modelos com intercepto (1 a 4), quando se calcula este hiato com base em Minella et al. (2002).

Em relação aos coeficientes de longo prazo para o hiato do produto estes coeficientes são menores do que os coeficientes do hiato de inflação nos modelos com intercepto e maiores do que estes mesmos coeficientes nos modelos sem intercepto. Os resultados sugerem, ainda, que a utilização do filtro HP para a obtenção do produto potencial gera

valores maiores para o coeficiente do hiato do produto, comparados aos valores obtidos quando se utiliza o método da tendência linear no cálculo do produto potencial.

Tabela 2 - Estimativa dos coeficientes de longo prazo das funções de reação do BACEN

Modelo	α	ϕ	β	γ_1	γ_2	λ	ρ	r^*
1	0,95	0,10	1,82	0,92	-	0,55	0,44	9,46
2	0,59	0,07	2,65	-	1,77	0,62	0,34	7,97
3	0,94	0,09	1,57	1,03	-	0,61	0,42	9,92
4	0,68	0,08	2,22	-	1,91	0,59	0,27	8,99
5	-	0,04	2,79	2,49	-	1,47	0,48	-
6	-	0,04	2,57	3,23	-	1,97	0,54	-
7	-	0,04	2,88	-	2,88	1,28	0,40	-
8	-	0,03	2,59	-	3,97	1,76	0,45	-
9	-	0,04	3,54	4,16	-	1,76	0,42	-
10	-	0,03	3,07	5,50	-	2,46	0,51	-
11	-	0,04	3,57	-	4,48	1,45	0,27	-
12	-	0,03	2,97	-	5,83	2,17	0,39	-

O desvio entre a primeira diferença do logaritmo da taxa de câmbio real corrente e a primeira diferença do logaritmo da taxa de câmbio real defasada de um período é uma variável significativa em todas regressões.

A hipótese de que o coeficiente de suavização (ρ) é igual a zero sempre é rejeitada, indicando que o BACEN ajusta a taxa de juros *selic* de forma gradual, levando em conta a última variação observada na taxa de juros. A hipótese de que o coeficiente de ajuste (ϕ) é igual a um é rejeitada qualquer que seja a especificação. A hipótese conjunta de que estes dois coeficientes são iguais a zero e a um, respectivamente, também é rejeitada, o que implica na rejeição da hipótese de ajuste instantâneo na taxa de juros pelo Banco Central do Brasil.

Cabe mencionar que variáveis do tipo *dummy* foram testadas nos modelos com o intuito de captar os efeitos na taxa de juros básica provenientes da acentuada desvalorização cambial ocorrida nos meses anteriores às eleições presidenciais de 2002. Entretanto, não houve melhora nem nas estimativas dos parâmetros nem tampouco nas previsões anteriormente realizadas.

4. CONCLUSÃO

A evidência empírica apresentada neste trabalho rejeita a hipótese de que o coeficiente da primeira diferença da taxa de juros defasado (ρ), na dinâmica de ajustamento da taxa de juros, é igual a zero. Optou-se, portanto, pela dinâmica de ajustamento de Judd e Rudebusch (1998), ao invés da especificada em Clarida, Galí e Gertler (1998), que é um caso particular da primeira. Como consequência, a variável dependente utilizada neste trabalho, a variação da taxa de juros (Δi_t), é distinta da considerada nos demais estudos da regra de Taylor para a economia brasileira, que foi o nível da taxa de juros (i_t).

Os valores do coeficiente de suavização, compreendidos entre 0,26 e 0,54, sugerem que o BACEN ajusta a taxa básica de juros de maneira gradual, resultado este semelhante aos encontrados em diversos outros estudos empíricos. Entretanto, as estimativas do parâmetro de suavização são bem inferiores aos encontrados, por exemplo, em Clarida, Galí e Gertler (1998), Minella et al. (2002) e Mohanty e Klau (2004), sendo somente da mesma ordem de grandeza dos valores obtidos por Judd e Rudebusch (1998) para o período Greenspan. Estas constatações indicam que o ajuste da taxa de juros, tanto nos países dos G3 e E3 quanto nos

países emergentes (para o período 1995-2002), se dava de forma bem mais gradual quando comparados aos valores apresentados neste trabalho. Entretanto, esta diferença nos coeficientes de suavização talvez seja explicada pela diferença entre as dinâmicas de ajustamento utilizada neste trabalho e aquela adotada em outros estudos aqui resenhados.

As estimativas do coeficiente do hiato da inflação ($1,57 < \beta < 3,54$) estão bem acima do valor de referência igual a um, indicando que o BACEN vem reagindo agressivamente ao desvio entre a expectativa de inflação e sua meta, a partir da implementação do sistema de metas de inflação. Os resultados dos estudos apresentados na literatura são similares aos valores estimados neste trabalho. Por exemplo, Mohanty e Klau (2004) estimaram o valor de 1,1. Já em Minella et al. (2002), os valores obtidos foram 1,84 e 1,42, quando consideradas nas estimativas a expectativa de inflação do próprio Banco Central ou a expectativa de inflação de mercado, respectivamente. Holland (2005) estimou os valores de 2,33 e 4,28, considerando-se o cálculo do produto potencial através do filtro HP ou do método da tendência linear, respectivamente. Verifica-se, portanto, que a despeito da diferença existente entre os períodos e amplitudes das amostras consideradas nas pesquisas resenhadas na seção anterior, as estimativas dos coeficientes do hiato da inflação neste estudo estão inseridos nos limites dos valores calculados por outros trabalhos ($1,1 < \beta < 4,28$). Verifica-se também que estes coeficientes são maiores quando se calcula o hiato do produto pelo método da tendência linear do que através do filtro HP. Constata-se que as especificações nas quais o desvio entre a expectativa de inflação e a sua meta é baseado na metodologia de Clarida, Galí e Gertler (1998), apresentam valores maiores para o coeficiente do hiato da inflação, quando comparados com as estimativas que utilizam o método proposto por Minella et al. (2002). Entretanto, independente dos métodos utilizados, os valores estimados para o coeficiente do hiato da inflação são, em geral, maiores do que aqueles calculados para os países do grupos G3 e E3 apresentados em Clarida, Galí e Gertler (1998).

Em relação ao coeficiente do hiato do produto a evidência empírica não rejeita a inclusão de seu valor corrente ou defasado na função de reação do BACEN. Todas as tentativas de incluir estas duas variáveis ao mesmo tempo nos modelos (valores absolutos ou suas variações) geraram coeficientes que não são significativos estatisticamente. Os valores deste coeficiente são os que têm a maior amplitude, $0,92 < \gamma_1, \gamma_2 < 6,00$, apesar de serem altamente significativos. As estimativas realizadas através dos modelos sem intercepto apresentaram valores de maior magnitude para este coeficiente do que os calculados a partir dos modelos com intercepto, sendo todos estes valores maiores do que os verificados na maioria dos estudos sobre a função de reação da política monetária brasileira, exceção feita ao resultado estimado ($\gamma_2 = 3,50$) em Mohanty e Klau (2004). Esta última evidência sugere que o BACEN estaria também reagindo agressivamente aos desvios percentuais entre o produto real e potencial. Entretanto, esta conclusão deve ser interpretada com certa cautela, visto que a imprecisão dos métodos de cálculo do hiato do produto têm sido a principal fonte de erro quando da utilização da regra de Taylor.

A taxa de câmbio real é uma variável explicativa da função de reação do BACEN. Ela é especificada através da variação entre a primeira diferença do logaritmo da taxa de câmbio real e da taxa de câmbio real defasada. Este resultado difere das conclusões apresentadas em Minella et al. (2002) e Holland (2005), pois nas estimativas destes autores o coeficiente da variação da taxa de câmbio real não é significativo estatisticamente. No entanto, resultado semelhante ao alcançado neste estudo foi apresentado em Mohanty e Klau (2004).

A evidência empírica apresentada neste trabalho também não rejeita a hipótese de que a taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo, medida por uma *proxy* que consiste na soma entre a taxa de juros real do FED e o risco-Brasil, varia ao longo do tempo, como era de se esperar numa pequena economia aberta.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ADEMA, Y.; STERKEN, E. (2005) Monetary policy rules: from Fisher to Svensson, Taylor, and Woodford. *Financial and Monetary Studies* 4.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. Carta Aberta. Brasília. 2002, 2003 e 2004.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. Relatório de Inflação. Brasília. Vários números.
- CLARIDA, R.; GALÍ J.; GERTLER, M. (1998) Monetary policy rules in practice: some international evidence. *European Economic Review* 42, p. 1033-1067.
- HODRICK, R., PRESCOTT, E. (1997) Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking* 29, p. 1-16.
- HOLLAND, Márcio (2005) Monetary and exchange rate policy in Brazil after inflation targeting. University of California, Berkeley.
- JUDD, John P.; RUDEBUSCH, Glenn D. (1998) Taylor's rule and the Fed: 1970-1997. Federal Reserve Bank of San Francisco. *Economic Review* 3, p. 3-16.
- KOZICKI, Sharon (1999) How useful are Taylor rules for monetary policy? Federal Reserve Bank of Kansas City *Economic Review*. Second Quarter, p. 5-33.
- MINELLA, A. et al. (2002) Inflation targeting in Brazil: lessons and challenges. Central Bank of Brazil, *BIS Papers* 19, p. 106-133.
- MISHKIN, Frederic S.; SCHMIDT-HEBBEL, Klaus (2000) One decade of inflation targeting in the world: what do we know and what do we need to know. Fourth Annual Conference of the Central Bank of Chile, 2000.
- MOHANTY, M.S.; KLAU, Marc (2004) Monetary policy rules in emerging market economies: issues and evidence. *BIS Working Papers* 149.
- TAYLOR, John B. (1993) Discretion versus police rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39, p. 195-214.