

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO

INSTITUTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE BACHARELADO

**TAXA SELIC: UMA ANÁLISE BASEADA NA REGRA
DE TAYLOR**

Philippe Biato Bernardo

Matrícula: 107385630

E-mail: philipe.bb@hotmail.com

Orientador: Prof. Antonio Luis Licha

E-mail: licha@ie.ufrj.br

Abril de 2012

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO

INSTITUTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE BACHARELADO

**TAXA SELIC: UMA ANÁLISE BASEADA NA REGRA
DE TAYLOR**

Philippe Biato Bernardo

Matrícula: 107385630

E-mail: philipe.bb@hotmail.com

Orientador: Prof. Antonio Luis Licha

E-mail: licha@ie.ufrj.br

Abril de 2012

As opiniões expressas neste trabalho são da exclusiva responsabilidade do autor.

AGRADECIMENTOS

Agradeço aos meus pais, irmãos e professores do Instituto de Economia da UFRJ por todo apoio, ensinamento, responsabilidade e confiança que me foi fornecido durante esses anos. Em especial ao professor Antonio Luis Licha pela boa vontade e pela qualidade na orientação deste trabalho.

RESUMO

A elevada taxa real de juros da economia brasileira é tema que recebe grande atenção e gera debate em diversas esferas. Seja no meio acadêmico ou entre populares ou em debates políticos ou econômicos, tal assunto pode decorrer durante prolongadas horas, mas quase sempre a indignação com a forma que isto é tratado no Brasil encerra o assunto. Surge, então, a curiosidade de um entendimento mais completo para um melhor posicionamento sobre a situação.

Dessa forma, nos aprofundamos na bibliografia já existente sobre a Regra de Taylor, ou seja, uma função de reação utilizada pelas autoridades monetárias para a determinação da taxa de juros. Avaliamos as abordagens de Judd e Rudebusch (1998); Clarida, Galí e Gertler (1998); Mohanty e Klau (2004); e, finalmente, Modenesi (2009).

Buscamos, então, uma avaliação da situação brasileira referente à taxa de juros praticada. Utilizamos o modelo desenvolvido por Modenesi (2009) como base juntamente com dados mais atualizados fornecidos por grandes instituições de renome nacional como IBGE e Banco Central do Brasil, analisando, assim, a evolução desta taxa para o período 2000 – 2010 por meio do método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

Concluimos que a autoridade monetária apresenta um comportamento extremamente conservador e inflexível acerca da determinação da taxa de juros. Seja por uma questão de controle da inflação ou por uma convenção que busca a manutenção de elevadas taxas de juros, a determinação desta taxa necessita ser revisada urgentemente, pois a economia apresenta, dessa forma, uma elevada taxa de sacrifício decorrente do elevado nível de juros praticado.

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO	9
CAPÍTULO 1 – FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA.....	12
1.1 A REGRA DE TAYLOR PARA PAÍSES DESENVOLVIDOS	13
1.1.1 JUDD E RUDEBUSCH (1998).....	13
1.1.2 CLARIDA, GALÍ E GERTLER (1998).....	16
1.2 A REGRA DE TAYLOR PARA PAÍSES EMERGENTES.....	20
1.2.1 MOHANTY E KLAU (2004)	20
1.2.2 ANDRÉ MODENESI (2009)	22
CAPÍTULO 2 – FUNDAMENTAÇÃO EMPÍRICA.....	26
2.1 FORMA FUNCIONAL E BASE DE DADOS	26
2.2 RESULTADOS	28
CAPÍTULO 3 – O COMPORTAMENTO DA AUTORIDADE MONETÁRIA.....	44
CONCLUSÃO.....	52
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	54

ÍNDICE DE FIGURAS, TABELAS E GRÁFICOS

FIGURA 1 – VARIÁVEIS 2000:01 – 2010:12	28
TABELA 1 – PRIMEIRA ESTIMATIVA PARA REGRA DE TAYLOR 2000:01 – 2010:12	29
TABELA 2 – SEGUNDA ESTIMATIVA PARA REGRA DE TAYLOR 2000:01 – 2007:12	30
TABELA 3 – TERCEIRA ESTIMATIVA PARA REGRA DE TAYLOR 2000:01 – 2010:12	31
TABELA 4 – QUARTA ESTIMATIVA PARA REGRA DE TAYLOR 2000:01 – 2007:12	31
TABELA 5 – QUINTA ESTIMATIVA PARA REGRA DE TAYLOR 2000:01 – 2010:12..	34
TABELA 6 – SEXTA ESTIMATIVA PARA REGRA DE TAYLOR 2000:01 – 2007:12	35
TABELA 7 – SÉTIMA ESTIMATIVA PARA REGRA DE TAYLOR 2000:01 – 2010:12..	36
TABELA 8 – OITAVA ESTIMATIVA PARA REGRA DE TAYLOR 2000:01 – 2007:12..	37
TABELA 9 – NONA ESTIMATIVA PARA REGRA DE TAYLOR 2000:01 – 2010:12	38
TABELA 10 – DÉCIMA ESTIMATIVA PARA REGRA DE TAYLOR 2000:01 – 2010:12	39
TABELA 11 – DÉCIMA PRIMEIRA ESTIMATIVA PARA REGRA DE TAYLOR 2000:01 – 2010:12	40
TABELA 12 – DÉCIMA SEGUNDA ESTIMATIVA PARA REGRA DE TAYLOR 2000:01 – 2010:12	41
TABELA 13 - VARIAÇÕES DA SELIC POR FAIXA DE MAGNITUDE 2000:01 – 2010:12	47
GRÁFICO 1 - SELIC OBSERVADA (ACUMULADA ÚLTIMOS 12 MESES)	10
GRÁFICO 2 - IPCA (ACUMULADO ÚLTIMOS 12 MESES) X META DE INFLAÇÃO .	46
GRÁFICO 3 - TAXA SELIC ESTIMADA EQUILÍBRIO X OBSERVADA ($LIV_{T-1}-\Pi^*_{T-1}=0$; $ADM_{T-1}-\Pi^*_{T-1}=0$; $IND_{T-1}-IND^*_{T-1}=0$).....	49

GRÁFICO 4 - TAXA SELIC ESTIMADA DEFLAÇÃO X OBSERVADA ($LIV_{T-1}-\Pi^*_{T-1}=-1$;
 $ADM_{T-1}-\Pi^*_{T-1}=-1$) 50

GRÁFICO 5 - TAXA SELIC ESTIMADA ACENTUADA DEFLAÇÃO X OBSERVADA
($LIV_{T-1}-\Pi^*_{T-1}=-10$; $ADM_{T-1}-\Pi^*_{T-1}=-10$) 51

INTRODUÇÃO

Diante da importância da taxa básica de juros para toda e qualquer economia faz-se necessário o conhecimento do mecanismo de formação desta taxa, que em muitos países se configura como o prisma da política monetária. Sua grande influência em diversos aspectos econômicos, como por exemplo, taxa de câmbio, capacidade de financiamento do governo, dívida pública, nível de atividade, inflação, entre outros, aumenta ainda mais seu nível de complexidade.

O objetivo do presente trabalho, então, será realizar uma avaliação do comportamento da autoridade monetária brasileira neste processo por meio da avaliação econômica em conjunto com o exercício econométrico baseado na função de reação do Banco Central do Brasil sugerida por Modenesi (2009).

Sem nos aprofundarmos no assunto identificamos dois grupos distintos acerca deste debate em torno da taxa básica de juros. A vertente ortodoxa defende a manutenção deste elevado nível de juros enquanto a segunda vertente apresenta um comportamento totalmente oposto. Eles defendem a redução imediata desta taxa. Erber (2008) chega a considerar que o comportamento da autoridade monetária não pode ser entendido apenas pelo viés macroeconômico. Segundo ele, para se entender tal situação é necessário lançar-se mão da economia política, pois, na realidade, existe uma coalizão de interesses particulares voltados para manutenção de um elevado nível de juros.

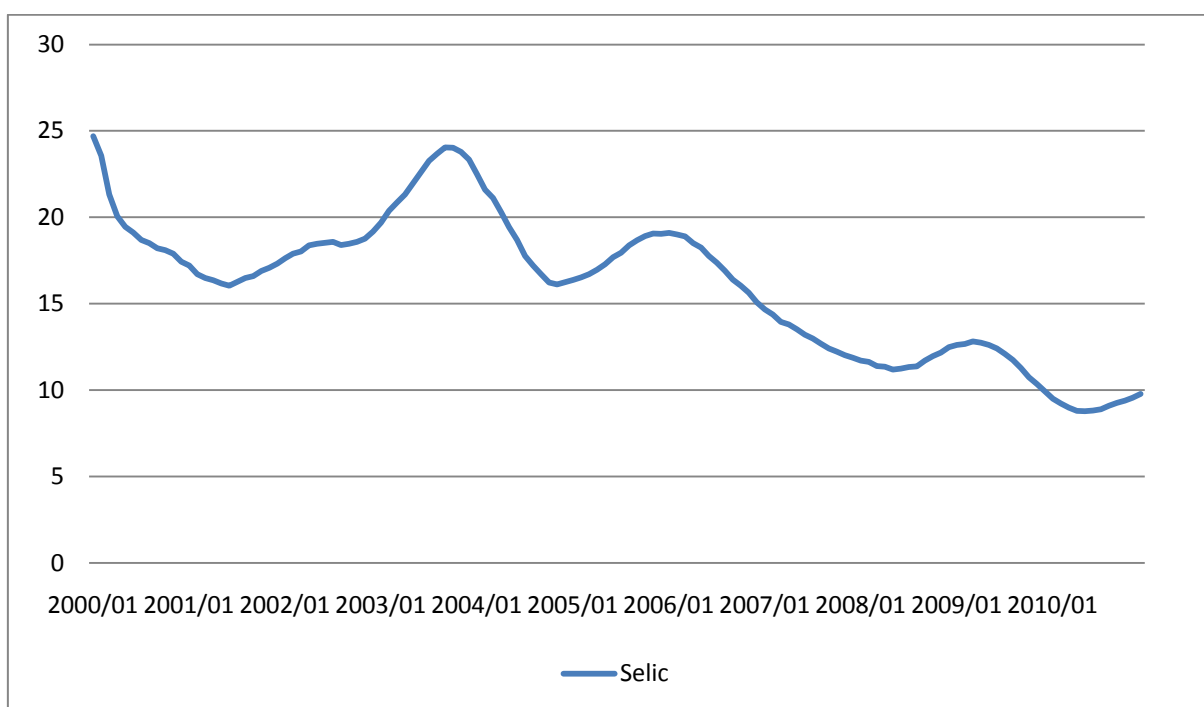
O Brasil, a partir da década de 1960, passou a vivenciar um longo processo de inflação crônica. Apesar das diversas tentativas dos governos de tentar controlar os preços por meio de planos e políticas econômicas, tal problema perdurou até os anos de 1990. Neste cenário de inflação, altas taxas de juros são plausíveis e, de certa forma, aceitáveis.

O Plano Real constituiu um marco na história do país ao interromper tal processo em meados de 1994 com a subsequente adoção do Regime Monetário de Metas de Inflação em 1999.

Contudo, o sucesso da estabilização de preços refletido no período de anos seguintes a 1994 não acarretou em queda suficiente das taxas de juros. Embora, se verifique uma tendência declinante desta taxa, ela se mantém em um patamar extremamente elevado, dadas as condições atuais da economia. Vale ressaltar que a taxa de juros real da economia brasileira

é a maior entre os países de significativa relevância econômica. O gráfico a seguir ilustra o relatado.

Gráfico 1 – Taxa Selic Observada (Acumulada Últimos 12 Meses)



Fonte: elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Deste modo, a existência de viés ou tendência de comportamento do Banco Central do Brasil (BCB) e do Comitê de Política Monetária (COPOM) na determinação da meta de taxa básica de juros nominal, a Taxa Selic, é uma possibilidade sempre cogitada.

Para reforçar tal possibilidade, existem discussões tanto no meio acadêmico como entre a população que podem ser ilustrativas. Dois temas recentes acerca disto estão relacionados à crise do subprime de 2008 e ao reajuste da aposentadoria de 2010. Muitos acreditam que se a Taxa Selic tivesse sido reduzida mais rapidamente quando da eclosão da crise, nosso país teria sofrido muito menos do que sofreu. E em relação ao reajuste da aposentadoria de 7,7% que era colocado como impossível pelo governo, pois geraria um déficit de mais de um bilhão de reais contrapõe-se a penúltima elevação da meta da Taxa

Selic de 0,75 p.p. que gerou um déficit nas contas públicas de aproximadamente quatro bilhões de reais.

Assim, é realçada a possibilidade da existência de um viés de comportamento da política monetária em direção a uma maior rigidez e a um maior conservadorismo, impondo, dessa forma, uma elevada taxa de sacrifício ao restante da economia.

Além desta introdução, a monografia esta dividida em mais três capítulos e, por fim, uma conclusão. No primeiro capítulo é realizado um aprofundamento teórico sobre o tema, apresentando o trabalho original de Taylor (1993) e outros quatro importantes trabalhos: Judd e Rudebusch (1998), Clarida, Galí e Gertler (1998), Mohanty e Klau (2004) e, finalmente, André Modenesi (2009). O segundo capítulo é responsável pelo conteúdo empírico do trabalho, a partir de estimações de modelos baseados na forma funcional de Modenesi (2009) por meio do Método dos Mínimos Quadrados Ordinários. O terceiro capítulo contém a análise do comportamento da autoridade monetária a partir da avaliação econômica em conjunto com os resultados obtidos no segundo capítulo. E, por fim, apresentamos uma conclusão sobre este comportamento.

CAPÍTULO 1 – FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

A taxa básica de juros é um elemento de extrema importância no cenário econômico. Teoricamente, ela corresponde ao valor do dinheiro ou ao custo de oportunidade do dinheiro. Como citamos anteriormente, ela tem, ainda, a capacidade de influenciar e afetar inúmeras variáveis econômicas. Dado esse contexto, a análise de sua determinação, ou melhor, a avaliação do comportamento da autoridade monetária sempre atraiu a atenção e os esforços de vários economistas.

Em 1993, John B. Taylor elaborou um trabalho onde discutia as possibilidades de comportamento da autoridade monetária, no caso norte-americana, entre a opção da discricionariedade ou utilização de regras de política econômica. Ele propôs, então, uma regra de política monetária a qual os bancos centrais poderiam utilizar para auxiliar na determinação da taxa básica de juros das economias. Tal regra é expressa pela seguinte equação:¹

$$i_t = r^* + \pi_t + \alpha_1 (\pi_t - \pi^*) + \alpha_2 (Y_t - Y^*) \quad (1)$$

Na equação acima i_t é a taxa nominal de juros de curto prazo no período t , r^* é a taxa real de juros da economia, π_t é a taxa de inflação no período t , α_1 é o parâmetro que mede a sensibilidade da taxa de juros em relação ao desvio da inflação, π^* é a meta de inflação, α_2 é o parâmetro que mede a sensibilidade da taxa de juros em relação ao hiato do produto, Y_t é a taxa de crescimento do produto e, finalmente, Y^* é a taxa de crescimento do produto potencial.

Apesar de não realizar estimativas acerca dos parâmetros α_1 e α_2 para a economia dos Estados Unidos da América, o autor sugere que os valores destes seja 0,5. Ou seja, dessa forma a autoridade monetária concede a mesma importância para o desvio da inflação em relação à meta e para o desvio do produto em relação ao produto potencial. Ao comparar as estimativas realizadas com base na equação e nos parâmetros sugeridos com a taxa básica de juros americana, notamos uma grande proximidade entre os valores, demonstrando que mesmo sem realizar exercícios econométricos a sugestão de Taylor correspondia bem à realidade da autoridade monetária dos EUA.

¹ Para uma abordagem mais didática sobre a Regra de Taylor, consultar Carvalho et al (2007).

A partir desta regra, as autoridades monetárias, então, deveriam aumentar a taxa de juros quando a inflação aumenta e diminuir a taxa de juros quando a inflação diminui em relação à meta. Da mesma forma, quando o produto aumenta em relação ao produto potencial, os bancos centrais deveriam aumentar a taxa de juros e quando o produto diminui em relação ao produto potencial eles deveriam diminuir a taxa de juros.

Caso obtivéssemos uma situação onde a taxa de inflação é igual a meta e o crescimento do produto é igual ao crescimento do produto potencial, a taxa básica de juros se reduziria ao somatório da taxa de inflação com a taxa real de juros de equilíbrio da economia. Assim:

Quando $\pi_t = \pi^*$ e $Y_t = Y^*$;

$$i_t = r^* + \pi_t \quad (2)$$

Contudo, Taylor se preocupou em ressaltar a importância da avaliação econômica por parte da autoridade monetária no momento da utilização da regra. Ele afirmou que apesar das regras serem importantes mecanismos no auxílio à determinação de políticas econômicas, as políticas econômicas não podem ser mecanizadas. As regras são eficientes apenas quando utilizadas juntamente com a avaliação do contexto econômico.

A partir deste trabalho, esta regra de política monetária que balisa a determinação da taxa básica de juros de uma economia ficou conhecida como Regra de Taylor. Desde então, inúmeros outros trabalhos e análises vêm sido feitas, nesse sentido, em busca de uma avaliação do comportamento das autoridades monetárias.

1.1 A REGRA DE TAYLOR PARA PAÍSES DESENVOLVIDOS

1.1.1 JUDD E RUDEBUSCH (1998)

Judd e Rudebusch (1998) buscavam avaliar como a política monetária americana evoluía no decorrer do tempo. Mais especificamente, eles pretendiam testar a hipótese de que o comportamento da política monetária americana era consideravelmente afetada pelas variações da presidência do FED, o banco central do referido país. Para isso, eles estimaram funções de reação desta autoridade monetária com base na Regra de Taylor original para subamostras de dados referentes aos períodos de liderança de Alan Greenspan (1987 - 1997),

Paul Volcker (1979 – 1987) e Arthur Burns (1970 – 1978), uma vez que, a taxa de juros nominal corresponde ao principal instrumento de política monetária.

A existência de possível gradualismo na determinação desta taxa, comum entre os bancos centrais de diversos países, tanto industrializados como emergentes, foi considerada pelos autores. Ou seja, os bancos centrais não ajustam a taxa de juros nominal da economia de forma instantânea de acordo com o resultado da utilização de uma função de reação ou de acordo com a taxa de juros nominal ideal segundo a regra de Taylor. Tal consideração se expressa pela introdução de equação de dinâmica de ajustamento junto à especificação do modelo. Assim, as equações básicas do modelo são as seguintes:

$$i_t^* = r^* + \pi_t + (\beta - 1) (\pi_t - \pi^*) + \gamma_1 x_t + \gamma_2 x_{t-1} \quad (3)$$

$$\Delta i_t = \phi (i_t^* - i_{t-1}) + \rho \Delta i_{t-1} \quad (4)$$

A primeira corresponde à especificação da regra de Taylor para Judd e Rudebusch, onde r^* é a taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo, π a taxa de inflação, π^* a meta de inflação, x_t o hiato do produto e x_{t-1} o hiato do produto defasado. i_t^* representa a meta para taxas de juros do FED a ser atingida para o período t . β , γ_1 e γ_2 são coeficientes.

A segunda equação corresponde ao ajustamento da taxa de juros nominal. Δi_t é a primeira diferença da taxa de juros, i_{t-1} a taxa de juros efetiva defasada, Δi_{t-1} a primeira diferença do juro nominal defasado e ϕ e ρ são coeficientes. A variação da taxa de juros, então, é calculada com base em dois elementos: a diferença entre a meta de taxa de juros nominal e a taxa de juros nominal defasada e a primeira diferença de taxa de juros nominal defasada. Isso significa que o FED pondera o resultado da função de reação com outros dois elementos, de acordo com os parâmetros citados anteriormente.

A utilização de simples matemática com a substituição da equação (3) na equação (4) origina especificação que é utilizada para regressão da regra de Taylor do FED:

$$\Delta i_t = \phi \alpha - \phi i_{t-1} + \phi \beta \pi_t + \phi \gamma_1 x_t + \phi \gamma_2 x_{t-1} + \rho \Delta i_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

onde:

$$\alpha = r^* - (\beta - 1) \pi^* \quad (6)$$

A partir disto, as estimativas das funções de reação referentes aos três diferentes presidentes analisados pelo estudo foram obtidas pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO). A periodicidade das séries de dados correspondentes tanto às variáveis explicativas quanto à variável dependente é trimestral. Vale ressaltar que duas estimativas foram realizadas para cada período, onde a segunda excluía as variáveis cujos coeficientes não eram estatisticamente significativos.

Para o período Greenspan a estimativa do coeficiente do hiato do produto defasado não é significativa. O valor do coeficiente do hiato da inflação é bem próximo ao obtido originalmente por Taylor (0,5), porém o coeficiente do hiato do produto estimado é bem superior ao utilizado por este autor (0,5). O coeficiente de suavização (p) é igual a 0,42, o que demonstra que o ajuste entre a taxa de juros efetiva e a indicada pela utilização da regra de Taylor se dá de forma gradual. Contudo, ainda assim, o valor recomendado pela regra de política monetária explica 71% da variação da taxa de juros nominal trimestral do FED. Resumindo, a regra estimada se ajusta bem ao período de liderança de Greenspan e é condizente com o combate da inflação de longo prazo e estabilização do produto no curto prazo. Entretanto difere da regra de Taylor original no que diz respeito ao ajuste gradual e a magnitude do coeficiente do hiato do produto.

Para a era Volcker a estimativa da regra de Taylor foi menos precisa que para o período de Alan Greenspan. Isto se reflete nos erros padrões das estimativas. De qualquer forma, as regressões indicam que a variação da taxa de juros responde à variação do hiato do produto ao invés do seu valor absoluto. O coeficiente do hiato de inflação tem resultado similar ao do período Greenspan e, por conseguinte, ao valor utilizado na regra de Taylor (0,5). Já o coeficiente de suavização (p), ao contrário do resultado obtido anteriormente, se mostra não significativo. Isso demonstra que o comportamento do FED durante a gestão de Paul Volcker foi muito mais incisiva em relação à inflação e as taxas de juros efetivas foram maiores que as resultantes da aplicação da regra, gerando queda substancial da mesma. A preocupação com os ciclos econômicos também esteve presente.

Durante o comando de Burns os coeficientes dos hiatos da inflação e do produto não são significativos. Assim, a variação da taxa de juros nominal ocorreu na mesma proporção da variação da inflação. Ou seja, houve acomodação da inflação sem alteração da taxa real de

juros. Em conjunto com uma taxa de juros real de equilíbrio extremamente baixa, tal comportamento acarretou em escalada da inflação.

1.1.2 CLARIDA, GALÍ E GERTLER (1998)

Clarida, Galí e Gertler (1998), assim como os autores anteriores, estão voltados para a análise de países industrializados. Eles avaliam a política monetária exercida pelos bancos centrais de seis diferentes países. Estes foram divididos em dois grupos: G3 é composto por Estados Unidos da América, Alemanha e Japão; E3 é composto por Reino Unido, França e Itália. Assim, funções de reação foram estimadas para cada banco central com base na regra de Taylor original. Porém, a abordagem destes autores é do tipo *forward-looking*, na qual se considera as expectativas em relação às variáveis explicativas, enquanto Taylor (1993) se baseou em um modelo *backward-looking*, utilizando os valores passados de inflação e produto.

Vale ressaltar que da mesma forma que Judd e Rudebusch (1998) estes autores consideram a possibilidade de gradualismo no comportamento dos bancos centrais perante a determinação da taxa de juros nominal. Portanto, seguem as equações básicas do modelo:

$$i_t^* = \bar{i} + (\beta - 1) (E [\pi_{t+n} / \Omega_t] - \pi^*) + \gamma (E [y_t / \Omega_t] - y_t^*) \quad (7)$$

$$i_t = \theta i_t^* + (1 - \theta) i_{t-1} + v_t \quad (8)$$

A equação (7) é a especificação básica do modelo, a qual foi estimada para cada um dos países avaliados, com exceção dos Estados Unidos da América. Nela, \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.

Já a equação (8) é especificação da dinâmica de ajustamento da taxa de juros nominal efetiva, refletindo o que já havia sido citado. Nesta equação fica claro que existe a possibilidade de ponderação da taxa de juros nominal indicada pela regra com as taxas de juros nominais efetivas passadas e, ainda, existe um componente de choque aleatório. $\theta \in [0, 1]$ e v_t é o choque aleatório para a taxa de juros.

Ao combinarem-se as equações (7) e (8) obtém-se a especificação do modelo que será estimado para cada país, com exceção dos Estados Unidos da América, que considera o ajustamento:

$$i_t = \theta [\alpha + (\beta - 1) E[\pi_{t+n} / \Omega_t] + \gamma E[x_t / \Omega]] + (1 - \theta) i_{t-1} + v_t \quad (9)$$

Nesta equação (9) as variáveis possuem a mesma interpretação que as anteriormente realizadas para o modelo, com exceção de $\alpha = \bar{i} - \beta\pi^*$ e $x_t = y_t - y_t^*$ como hiato do produto, que são inéditas. Ainda se torna possível descobrir o valor da meta de inflação por meio dos parâmetros α e β , pois para amostras suficientemente grandes, vale o seguinte:

$$\bar{i} = r^* + \pi^* \quad (10)$$

Tal igualdade pode ser rearranjada, encontrando-se a meta de inflação:

$$\pi^* = (r^* - \alpha) / \beta \quad (11)$$

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

Alguns modelos alternativos foram estimados como de praxe para se avaliar a robustez da especificação básica. Neles foram introduzidas diferentes variáveis explicativas por vez. Tais variáveis são: taxa de câmbio real, taxa nominal de juros de país estrangeiro, oferta monetária e inflação defasada. As equações seguiram a seguinte forma:

$$i_t = \theta [\alpha + \beta E[\pi_{t+n} / \Omega_t] + \gamma E[x_t / \Omega_t] + \xi E[z_t / \Omega_t]] + (1 - \theta) i_{t-1} + v_t \quad (12)$$

A interpretação para as variáveis do modelo acima é mesma feita anteriormente para variáveis já citadas. Contudo, z representa a introdução das variáveis explicativas alternativas, descritas acima.

A estimativa de todos os modelos foi feita a partir do método dos momentos generalizados (GMM) e a periodicidade das séries de dados foi mensal. O índice de preços ao consumidor foi utilizado para medir a inflação. O índice de produção industrial foi utilizado como *proxy* para o produto real e o hiato do produto foi obtido por meio de modelo de tendência quadrática como estimativa do produto potencial. A taxa de juros de política monetária foi considerada a taxa de juros do mercado interbancário. Os instrumentos utilizados no método de estimação para os países do grupo E3 são semelhantes aos utilizados

para Alemanha e Japão, com exceção da inflação defasada e do crescimento monetário que não compõem a função de reação.

Os instrumentos utilizados para estimação dos parâmetros dos modelos de Japão e Alemanha incluem valores defasados de 1, 6, 9 e 12 períodos dos 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. Na estimação do modelo americano foram utilizados praticamente os mesmos instrumentos que para os modelos do Japão e da Alemanha, com exceção da taxa de juros estrangeira e da taxa de câmbio que não compõem as variáveis explicativas.

Para a estimação dos modelos dos países do grupo E3 os instrumentos utilizados incluem valores defasados de 1, 6, 9 e 12 períodos, para as 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 básica de juros do Banco Central da Alemanha.

A estimativa da especificação básica para a Alemanha se mostrou pertinente. O coeficiente do hiato da inflação foi maior que a unidade, refletindo a posição de combate à inflação adotada por tal banco central, no qual aumentos da expectativa de inflação acarretavam em aumento da taxa de juros real. O coeficiente do hiato do produto tem menor magnitude, porém é estatisticamente significativo.

As especificações alternativas, que visavam o teste da especificação básica, não se mostraram mais adequadas. Os coeficientes das variáveis explicativas adicionadas ao modelo ou eram não estatisticamente significativos ou tinham magnitude bem reduzida, com efeito desprezível sobre a variável dependente. Além disso, as alterações nos coeficientes β e γ não foram relevantes. Corroborando com a ideia de que a especificação básica é a mais adequada para o comportamento de política monetária alemã, está a estimativa da meta de inflação de longo prazo, realizada de acordo com a equação (11), cujo valor encontrado foi extremamente consistente.

Os resultados da estimativa para o Japão foram semelhantes aos da Alemanha. A especificação básica se mostrou mais adequada ao comportamento do Banco Central japonês. O coeficiente do hiato da inflação teve o valor de 2,04, que é consideravelmente mais do que

um. O coeficiente do hiato do produto teve valor próximo de zero, apesar de ser estatisticamente significativo e apresentar o sinal correto. Isso demonstra um controle mais forte sobre a inflação do que sobre a estabilidade do produto. A estimativa da meta de inflação a partir de (11) foi 2,03%, valor considerado adequado. A inclusão das variáveis explicativas alternativas não alterou significativamente os coeficientes β e γ e seus coeficientes foram desprezíveis ou não significativos.

Para o caso americano, a estimativa básica resultou em coeficiente do hiato da inflação superior a um, como nos casos anteriores, e coeficiente do hiato do produto foi 0,07. Isso reflete controle agressivo da inflação e entendimento do hiato do produto como uma medida de auxílio para a previsão da inflação. A estimativa da meta de inflação explícita apresentou resultado inédito, se mostrando alta. Essa grande magnitude indica a necessidade de uma amostra maior para realização de estimativa confiável. A inclusão da inflação defasada na especificação básica não é significativa e seu coeficiente apresenta sinal contrário ao esperado. Isso reflete a superioridade da especificação básica como aconteceu para os outros países. No entanto, o coeficiente do crescimento monetário, outra variável alternativa, foi significativo de considerável magnitude. Tal ocorrência, inédita, foi relacionada ao período de gestão de Paul Volcker. Assim, novas estimativas foram realizadas excluindo essa presidência das amostras de dados. Os coeficientes da equação básica sofrem pouca mudança, com exceção do hiato do produto, que cresce consideravelmente. A inclusão da inflação defasada nesse novo modelo básico continuou sendo irrelevante e a adição do crescimento monetário gera um coeficiente menor do que no período de amostra inicial, assim como, aumenta o coeficiente do hiato da inflação.

O Banco Central da Inglaterra não possuiu postura agressiva em relação à inflação no período analisado, o que se torna claro a partir do valor de β inferior a um. Contudo tal comportamento é colocado em dúvida, pois a elevada magnitude do valor de α indica erro de especificação, que é corroborado pela alta taxa de juros real de equilíbrio. A adição da taxa básica de juros do Banco Central da Alemanha como variável explicativa do modelo referente ao Reino Unido é estatisticamente significativa e reduz os valores de α e β , enquanto que a adição da taxa de câmbio real libra/marco alemão não se mostra relevante apesar se estatisticamente significativa.

Como para o modelo inglês, é colocada em dúvida a especificação do modelo da França, pois a taxa de juros de equilíbrio de longo prazo se mostrou excessiva, corroborada ainda mais pelo aumento da magnitude valor de α , que já era elevado, com a inclusão da taxa de câmbio franco/marco alemão. Contudo, a o coeficiente do hiato da inflação é superior a um, demonstrando mais agressividade do Banco Central deste país para controle da inflação. A inclusão da taxa básica de juros alemã acarreta em redução de α e β , maior do que no caso da Inglaterra.

A Itália, assim como a Inglaterra, não teve postura incisiva no combate à inflação, refletida no valor de β inferior a um. Contudo, a relevância do resultado pode ser discutida, uma vez que, suspeita-se de erro de especificação. O valor de alfa é de grande magnitude e a taxa de juros real de equilíbrio é excessivamente elevada, o que induz ainda mais a tal pensamento. A adição da taxa básica de juros alemã é significativa, reduzindo pouco a magnitude de α e consideravelmente a magnitude de β . A inclusão da taxa de câmbio real lira/marco não se mostrou relevante para o modelo, assim como nos outros casos.

1.2 A REGRA DE TAYLOR PARA PAÍSES EMERGENTES

1.2.1 MOHANTY E KLAU (2004)

Ao contrário dos países industrializados, os emergentes possuem uma quantidade muito reduzida de estudos sobre o tema aqui referido. Dessa forma, Mohanty e Klau (2004) contribuem para reversão deste quadro. Os autores buscam avaliar a política monetária por meio da taxa de juros nominal e analisar empiricamente se os bancos centrais destes países reagem à inflação, ao hiato do produto e à variação da taxa de câmbio. O período avaliado foi 1995 – 2002. Os países englobados pelo estudo são: Índia; Coréia; Filipinas; Taiwan; Tailândia; Brasil; Chile; México; Peru; República Tcheca; Hungria; Polônia e África do Sul.

Três funções de reação são estimadas para cada país com diferentes especificações. A especificação básica é uma função de reação *backward-looking*. Ou seja, ela reage à taxa de inflação, ao hiato do produto e à variação da taxa de câmbio. Tal equação tem a seguinte forma:

$$\dot{i}_t = k + \beta\pi_t + \gamma x_t + \lambda_1 \Delta x_t + \lambda_2 \Delta x_{t-1} + (1 - \phi) i_{t-1} + v_t \quad (13)$$

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

As outras duas funções de reação estimadas buscam o teste da robustez tanto da especificação básica do modelo como do método do método de estimação. A segunda especificação também é do tipo *backward-looking*, porém nela a taxa de juros reage aos desvios da taxa de inflação e da taxa de câmbio em relação às suas metas. Já a última especificação é uma versão *forward-looking* da equação básica. A política monetária, nesse caso, reage às expectativas das variáveis ao invés de se restringir ao comportamento reativo. As duas primeiras especificações são estimadas por meio do método dos mínimos quadrados ordinários (MQO) em contraposição a esta última, que é estimada pelo método dos momentos generalizados (GMM), que utiliza como instrumentos os valores defasados da taxa de juros nominal e valores correntes e defasados da variação de moeda, da variação das exportações, da taxa de câmbio e do hiato do produto. Assim, esta última função de reação além de testar a robustez da especificação testa, também, o método de estimação.

A periodicidade dos dados utilizados para a regressão dos dois primeiros modelos é trimestral e se inicia no ano de 1995 e se finda no ano de 2002. O produto potencial utilizado foi derivado a partir da aplicação do filtro HP à série do produto real e a meta de inflação foi obtida pela utilização do mesmo filtro em relação à série de taxa de inflação. Já para o último modelo a periodicidade das variáveis é mensal, com início em 1998 e fim em 2002. Assim, o índice de produção industrial foi utilizado como *proxy* para o produto real e a meta de inflação derivou dos valores anunciados pelos respectivos bancos centrais.

Os resultados alcançados por Mohanty e Klau indicam que a função de reação descrita pela especificação básica se ajusta muito bem ao comportamento da política monetária dos países analisados. Ou seja, esta função de reação explica muito bem a política monetária destes países, uma vez que, o valor de R^2 é maior que 0,70 para todos os países. No entanto, Brasil e África do Sul configuram a exceção à regra. O resultado da regressão da equação (12) para estes países se mostrou pouco precisa. De forma geral, os coeficientes apresentaram significância, valores e sinais esperados. Por meio do coeficiente de suavização, conclui-se que os países emergentes atuam de forma gradual na determinação da política monetária ao invés de ajustes instantâneos da taxa de juros nominal. Pode-se constatar, ainda, que existe uma forte relação entre a volatilidade da variável dependente e as variações dos índices de preços e da taxa de câmbio. A correlação referente ao hiato do produto foi ambígua.

A análise dos valores de coeficiente da inflação de longo prazo mostra que os países buscaram um combate efetivo da escalada de preços. Metade dos valores destes coeficientes foi superior a um, revelando uma não acomodação da inflação. Quando comparados aos países europeus, os valores aqui referidos para os latino-americanos e asiáticos tendem a ser maiores.

Como já citado anteriormente, o hiato do produto apresentou um resultado ambíguo. Para um grupo de países ele foi estatisticamente significativo ao nível de 5%, enquanto para o outro grupo, não desprezível, ele não foi estatisticamente significativo a este mesmo nível. Este resultado pode ser derivado da dificuldade de cálculo deste estimador. No entanto, concluiu-se que, em geral, os países da Ásia apresentam valores, para o coeficiente desta variável explicativa, menores que os países da Europa e da América latina. Os autores defendem que isto ocorre devido à existência de uma política fiscal significativa nos países asiáticos para em conjunto com a política monetária alcançar a estabilização do produto. Os países dos demais continentes avaliados, ao contrário, possuíram políticas fiscais insignificantes para o período e, por isso sobrecarregaram a política monetária.

A maior parte dos países apresentou coeficiente da taxa de câmbio estatisticamente significativo ao nível de 5% e o sinal esperado. Já a taxa de câmbio defasada mostrou valores positivos e negativos. Porém, para os primeiros não houve significância estatística, enquanto que os de valores negativos indicam alto grau de persistência de choques no câmbio.

Dessa forma, apesar de todas as variáveis explicativas apresentarem, ao menos, certo grau de relevância para a análise, o câmbio é o principal causador de volatilidade da taxa de juros nominal dos países emergentes. Inclusive sua estabilidade é considerada objetivo de política monetária por muitos países. A inflação é incisivamente combatida por alguns países, apesar de, em geral, a taxa de juros nominal responder menos a essa variável do que à citada anteriormente.

1.2.2 ANDRÉ MODENESI (2009)

Uma visão alternativa aos trabalhos anteriormente relatados, mais especificamente ao trabalho de Mohanty e Klau (2004), é a produção de André de Melo Modenesi apresentada em 2009 no Seminário de Pesquisa do Instituto de Economia da UFRJ. O autor, como de

praxe, busca avaliar a comportamento do Banco Central do Brasil durante o Regime Monetário de Metas de Inflação². A adoção de tal regime configurou profunda mudança na política monetária nacional que era baseada no Regime Monetário de Metas Cambiais. Dessa forma, a amostra considerada exclui os seis primeiros meses do novo regime, correspondendo, então, ao período de janeiro de 2000 a dezembro de 2007.

A partir disto, o autor constrói uma função de reação para o BCB do tipo *backward-looking*. Neste caso, utiliza-se a inflação passada ao invés das expectativas em relação à inflação. Contudo, isto não implica na negação de que a referida autoridade monetária atua de forma prospectiva, pois a inflação passada pode ser considerada uma *proxy* da inflação futura. Tal variável explicativa é desmembrada em dois componentes : inflação livre e administrada. Por fim, inclui-se uma *proxy* do hiato do produto para verificação da sensibilidade da autoridade monetária com o lado real da economia. Assim, segue a especificação do modelo:

$$i_t = \alpha_1 i_{t-1} + (1 - \alpha_1) [\alpha_2 + \alpha_3 (\text{Liv}_{t-1} - \pi^*_{t-1}) + \alpha_4 (\text{Adm}_{t-1} - \pi^*_{t-1}) + \alpha_5 (\text{Ind}_{t-1} - \text{Ind}^*_{t-1})]$$

(14)

Na equação anterior, i_t é a taxa Selic anualizada no mês t ; Liv_{t-1} é a inflação livre acumulada nos últimos doze meses até o mês t ; Adm_{t-1} é a inflação administrada acumulada nos últimos doze meses até o mês t ; π^*_{t-1} é a meta de inflação anualizada no mês t ; Ind_{t-1} é a taxa de variação da produção industrial anualizada no mês t ; e, Ind^*_{t-1} é a taxa de variação da produção industrial potencial anualizada no mês t .

Partindo-se para as estimações realizadas pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO), o autor gera três variantes da especificação anterior. Elas variam apenas em relação à variável Dind . Na primeira variante do modelo utiliza-se o valor contemporâneo da variável, enquanto que na segunda e na terceira variantes do modelo utilizam-se os valores da primeira e segunda defasagem desta variável, respectivamente.

Porém, como é comum acontecer, estas estimações apresentaram correlação serial, o que compromete a eficiência dos parâmetros e os resultados obtidos. A solução para este problema correspondeu à introdução de mais uma defasagem da variável dependente, obtendo-se nova especificação:

² Para abordagens alternativas sobre o caso brasileiro, ver Soares e Barbosa (2006) ou Mendonça (2001).

$$i_t = \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + (1 - \alpha_1 - \alpha_2) [\alpha_3 + \alpha_4 (\text{Liv}_{t-1} - \pi^*_{t-1}) + \alpha_5 (\text{Adm}_{t-1} - \pi^*_{t-1}) + \alpha_6 (\text{Ind}_{t-1} - \text{Ind}^*_{t-1})] \quad (15)$$

Neste outro modelo, a interpretação das variáveis é a mesma, uma vez que, a única modificação ocorrida diz respeito à introdução de mais uma defasagem da variável dependente, como já foi citado.

Três variantes do modelo (15), então, foram estimadas seguindo a mesma regra de diferenciação que utilizada no modelo (14). Ou seja, cada variante apresentou defasagem diferente da variável Dind.

A partir do teste Breusch-Godfrey de correlação serial dos resíduos, a variante da especificação básica (15) que utiliza a primeira defasagem da variável Dind foi escolhida como o modelo da análise. Porém, vale ressaltar que como os resultados obtidos para todas as estimações foram similares, a escolha de outro modelo não alteraria significativamente a análise. Seguem os parâmetros e coeficientes obtidos:

$$i_t = 1,62i_{t-1} - 0,70i_{t-2} + 0,08 (14,81 + 0,54Dliv + 0,39Dadm + 0,33Dind) \quad (15.1)$$

Esta função de reação ou regra de Taylor estimada para o caso brasileiro representa extremamente bem o comportamento da autoridade monetária. Este fato é refletido pelo elevado valor do R² ajustado, 0,99.

O grau de inércia da taxa de juros se mostrou extremamente elevado a partir da soma dos coeficientes dos dois termos auto-regressivos do modelo. Isto responde negativamente a demanda inicial do trabalho acerca da sensibilidade do Banco Central brasileiro em relação à economia real. Ele confere pouca importância a este setor. O hiato do produto é significativo ao nível de 10% e seu coeficiente, $\alpha_6 = 0,33$, tem o sinal esperado. Contudo, sua reduzida magnitude corrobora a afirmação de que a autoridade confere baixa relevância ao lado real da economia.

Os coeficientes das variáveis Dliv e Dadm foram os seguintes: 0,54 e 0,39. Isso mostra que a inflação livre tem um maior peso quando do combate da inflação por meio da taxa Selic. Tal ponto já era de se esperar, uma vez que, a inflação administrada não é afetada pela autoridade monetária via juros.

Por fim, o valor obtido para a constante foi 14,84, ou seja, positivo e de grande magnitude. Isto, por sua vez, indica elevada taxa de juros nominal de equilíbrio que dá origem a afirmação do autor sobre a existência de uma convenção pró-conservadorismo na política monetária, ou seja, a manutenção de um elevado patamar de juros proveniente da vontade particular um pequeno grupo.

CAPÍTULO 2 – FUNDAMENTAÇÃO EMPÍRICA

2.1 FORMA FUNCIONAL

Como provavelmente já era de se esperar, de todas as abordagens anteriormente relatadas a que mais gera interesse para a economia brasileira é a desenvolvida por André Modenesi em 2009. Não que os demais trabalhos não despertem o interesse de economistas ou entusiastas, mas por se tratar de Brasil e do BCB, esta abordagem desperta maior atração.

Neste caso, buscaremos realizar uma espécie de estudo de caso em cima do trabalho pelo autor, estendendo o período de análise até o fim de 2010. Com isso, geramos mais robustez ao resultado, uma vez que, avaliaremos 132 observações enquanto o original trabalhou com 96 observações. Porém, nosso objetivo não é avaliar o método do economista, nem seus resultados e nem mesmo buscamos encontrar resultados semelhantes aos originais. Nosso intuito é enriquecer o tema estudado, uma vez que, o Brasil se aproxima cada vez mais dos países desenvolvidos, mas apresenta um nível de taxa de juros que caminha na direção oposta e é muito atacado por diversos estudiosos.

Assim sendo, a forma funcional utilizada é a mesma do trabalho original e por termos a apresentado anteriormente não nos prolongaremos nesta etapa. Vale a pena, apenas, ressaltar que se trata de uma equação backward-looking que apresenta correlação serial nos resíduos, o que é resolvido com a introdução de mais uma defasagem da variável dependente.

$$\hat{i}_t = \alpha_1 \hat{i}_{t-1} + (1 - \alpha_1) [\alpha_2 + \alpha_3 (\text{Liv}_{t-1} - \pi^*_{t-1}) + \alpha_4 (\text{Adm}_{t-1} - \pi^*_{t-1}) + \alpha_5 (\text{Ind}_{t-1} - \text{Ind}^*_{t-1})] \quad (14)$$

Com a introdução da defasagem, obtemos:

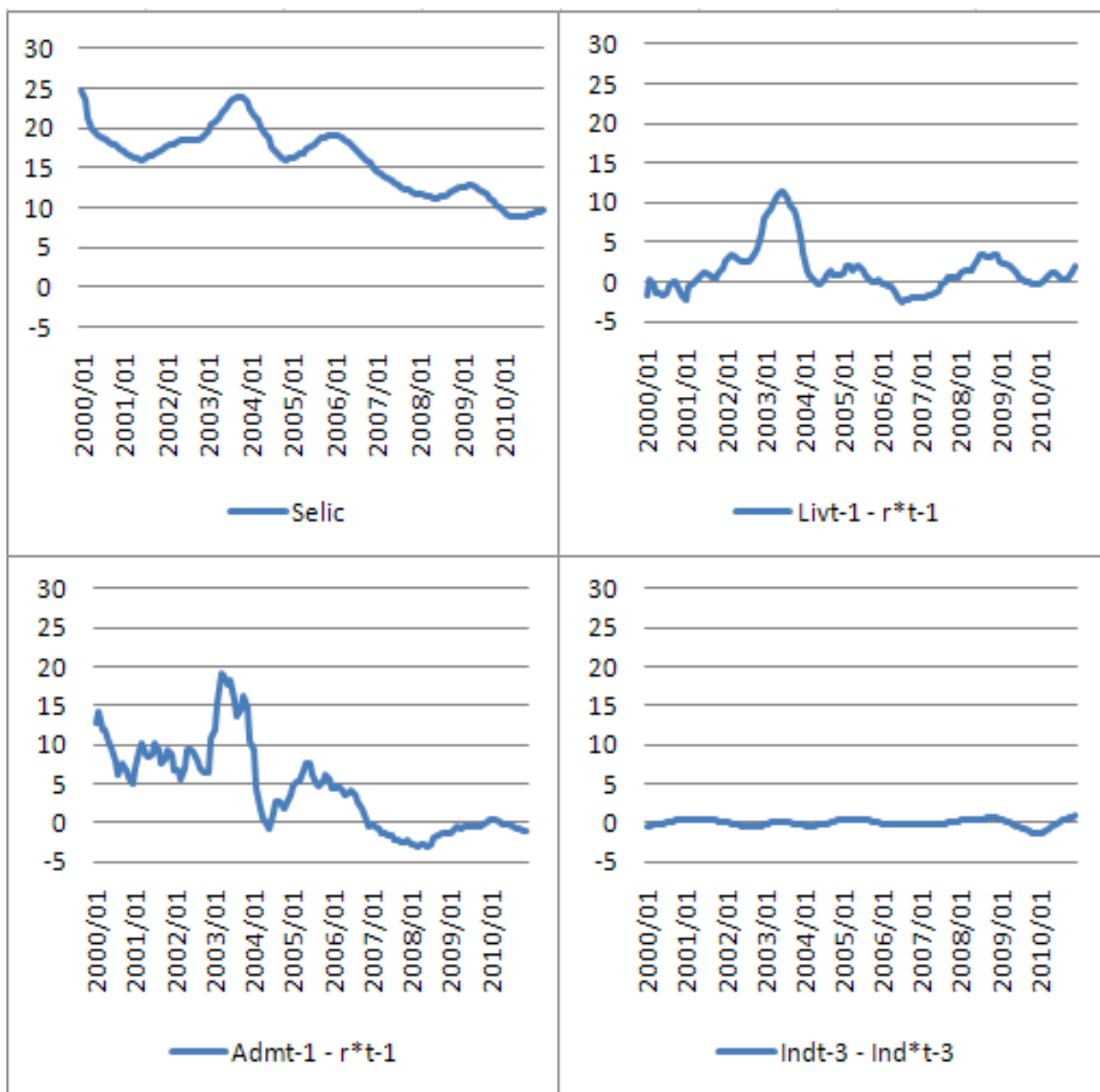
$$\hat{i}_t = \alpha_1 \hat{i}_{t-1} + \alpha_2 \hat{i}_{t-2} + (1 - \alpha_1 - \alpha_2) [\alpha_3 + \alpha_4 (\text{Liv}_{t-1} - \pi^*_{t-1}) + \alpha_5 (\text{Adm}_{t-1} - \pi^*_{t-1}) + \alpha_6 (\text{Ind}_{t-1} - \text{Ind}^*_{t-1})] \quad (15)$$

Neste, \hat{i}_t é a taxa Selic acumulada nos últimos doze meses até o mês t ; Liv_{t-1} é a inflação livre acumulada nos últimos doze meses até o mês t ; Adm_{t-1} é a inflação administrada acumulada nos últimos doze meses até o mês t ; π^*_{t-1} é a meta de inflação acumulada nos últimos doze meses até o mês t ; Ind_{t-1} é a taxa de variação da produção industrial acumulada nos últimos doze meses até o mês t ; e, Ind^*_{t-1} é a taxa de variação da produção industrial potencial acumulada nos últimos doze meses até o mês t .

Podemos notar que assim como em todos os outros trabalhos é assumido um comportamento gradualista para o BCB. Na verdade, tal comportamento não é assumido por esse ou pelos outros trabalhos e sim pelos próprios bancos centrais. O estudo apenas representa na forma matemática esta prática que é difundida por todo o mundo e por todas as autoridades monetárias. Tal ponderação é importante para evitar choques constantes na economia e manter sua estabilidade.

A base de dados utilizada é encontrada perante grandes instituições nacionais. A taxa Selic é fornecida pela Seção de Mercado Financeiro e de Capitais do Banco Central do Brasil. A avaliação desmembra o índice de preços em dois componentes, sendo eles os preços livres e os administrados. Ambos foram fornecidos pelo Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil. O índice de produção industrial física foi provido pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística e suas respectivas taxas de variação foram calculadas pelo autor. A taxa de variação da produção potencial é obtida por meio do filtro HP. A meta de inflação, também, é fornecida pelo Banco Central do Brasil.

Figura 1 – Variáveis: 2000:01 – 2010:12



2.2 RESULTADOS

A partir dos dados consolidados realizamos a regressão do modelo com base no método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Os resultados obtidos são apresentados no quadro seguinte.

Tabela 1 – Primeira Estimativa para a Regra de Taylor 2000:01 – 2010:12

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística T	P-Valor
Constante	2,4572***	0,9022	2,723	0,00738
i_{t-1}	0,3816***	0,0817	4,672	<0,00001
i_{t-2}	0,4195***	0,0805	5,212	<0,00001
$Li_{t-1} - \pi^*_{t-1}$	0,0631	0,0569	1,110	0,26915
$Adm_{t-1} - \pi^*_{t-1}$	0,1080**	0,0536	2,013	0,04625
$Ind_{t-1} - Ind^*_{t-1}$	0,7584**	0,3232	2,346	0,02052
R-Quadrado Ajustado	0,8698			
Durbin Watson	2,1464			
Estatística F	176,0940			

* Significativo ao nível de 10% ** Significativo ao nível de 5% ***Significativo ao nível de 1%

Fonte: elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Os resultados anteriores divergem significativamente do encontrado em Modenesi (2009). Apesar de o autor optar por uma variante do modelo original que introduz mais uma defasagem para a variável $Ind_{t-1} - Ind^*_{t-1}$, ou seja, $Ind_{t-2} - Ind^*_{t-2}$, os demais resultados encontrados para as outras duas formas avaliadas ($Ind_{t-1} - Ind^*_{t-1}$; $Ind_{t-3} - Ind^*_{t-3}$) não apresentam uma mudança significativa nem na magnitude dos coeficientes nem mesmo nos sinais dos coeficientes ou na significância das variáveis.

Na tentativa de se aproximar dos resultados obtidos pelo trabalho original e descobrir se tal divergência era proveniente de algum acontecimento ocorrido nos anos mais recentes que não foram contemplados em Modenesi (2009), geramos uma outra regressão com base no mesmo método anterior, porém restringindo o período avaliado para 2000:01 – 2007:12, mesmo período abordado no trabalho original. A tabela seguinte apresenta os resultados, então, encontrados.

Tabela 2 – Segunda Estimativa para Regra de Taylor 2000:01 – 2007:12

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística T	P-Valor
Constante	4,5936**	1,7903	2,566	0,01195
i_{t-1}	0,3169***	0,1027	3,085	0,00271
i_{t-2}	0,3600***	0,1059	3,400	0,00101
$Liv_{t-1} - \pi^*_{t-1}$	0,1536*	0,0852	1,803	0,07470
$Adm_{t-1} - \pi^*_{t-1}$	0,1104	0,0695	1,589	0,11566
$Ind_{t-1} - Ind^*_{t-1}$	0,8187	0,6939	1,180	0,24114
R-Quadrado Ajustado	0,7688			
Durbin Watson	2,0691			
Estatística F	64,1708			

* Significativo ao nível de 10% ** Significativo ao nível de 5% ***Significativo ao nível de 1%

Fonte: elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Podemos notar que os resultados obtidos nos dois modelos são relativamente próximos. A magnitude da constante e do coeficiente da variável $Liv_{t-1} - \pi^*_{t-1}$ foram levemente alterados. O sinal de α_2 em nenhum dos casos é o mesmo que o encontrado originalmente. E, além disso, apesar da significância das variáveis ter mudado de acordo com o período avaliado, nem todas as variáveis se mostraram significativas em nenhum dos dois modelos.

Apesar de anteriormente termos citado que a busca do trabalho não é obter os mesmos resultados que André Modenesi, tal divergência se mostrou um tanto quanto frustrante para o prosseguimento do estudo. Iniciamos, então, uma busca por resultados mais satisfatórios.

Uma nova série para o hiato do produto foi calculada inserindo-se mais duas defasagens nessa variável. Assim, $Ind_{t-1} - Ind^*_{t-1}$ deu lugar à $Ind_{t-3} - Ind^*_{t-3}$. André Modenesi já tinha feito essa análise em seu trabalho original e os resultados encontrados por ele foram próximos. Apesar disto, buscamos uma mudança significativa em nosso estudo com esta alteração de forma que os resultados se tornem similares aos originais. De qualquer forma, intuitivamente o modelo com estas duas defasagens a mais se mostra mais apropriado, uma vez que, o produto é calculado de uma forma complexa e seu resultado não é divulgado com tanta agilidade. Segue o encontrado:

Tabela 3 – Terceira Estimativa para Regra de Taylor 2000:01 – 2010:12

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística T	P-Valor
Constante	2,5596***	0,9409	2,720	0,00744
i_{t-1}	0,3885***	0,0825	4,709	<0,00001
i_{t-2}	0,4068***	0,0816	4,983	<0,00001
$Li_{t-1} - \pi^*_{t-1}$	0,0613	0,0575	1,066	0,28853
$Adm_{t-1} - \pi^*_{t-1}$	0,1097**	0,0554	1,979	0,04999
$Ind_{t-3} - Ind^*_{t-3}$	0,6198*	0,3447	1,798	0,74600
R-Quadrado Ajustado	0,8675			
Durbin Watson	2,1148			
Estatística F	172,6150			

* Significativo ao nível de 10% ** Significativo ao nível de 5% ***Significativo ao nível de 1%

Fonte: elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Mais uma vez, os resultados foram desencorajadores. Restringimos o modelo acima para o período para 2000:01 – 2007:12. Seguem os resultados:

Tabela 4 – Quarta Estimativa para Regra de Taylor 2000:01 – 2007:12

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística T	P-Valor
Constante	4,7845***	1,7858	2,679	0,00877
i_{t-1}	0,3167***	0,1032	3,070	0,00283
i_{t-2}	0,3487***	0,1056	3,303	0,00137
$Li_{t-1} - \pi^*_{t-1}$	0,1523*	0,0855	1,781	0,07833
$Adm_{t-1} - \pi^*_{t-1}$	0,1142	0,0698	1,637	0,10509
$Ind_{t-3} - Ind^*_{t-3}$	0,5332	0,6731	0,792	0,43036
R-Quadrado Ajustado	0,7668			
Durbin Watson	2,0480			
Estatística F	63,4832			

* Significativo ao nível de 10% ** Significativo ao nível de 5% ***Significativo ao nível de 1%

Fonte: elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Nota-se que ao inserir as duas defasagens a mais na variável relativa ao produto o resultado não é o esperado. Tanto quando avaliamos para o período 2000:01 – 2010:12 ou quando avaliamos para o período abrangido no trabalho de André Modenesi, 2000:01 – 2007:12 nenhuma mudança significativa ocorre, apesar de intuitivamente esta forma de cálculo se mostrar mais apropriada.

Focamos nossos esforços, então, no cálculo do produto potencial. O filtro Hodrick-Prescott utilizado para encontrar a taxa de variação da produção industrial potencial suaviza a série de dados originais. Obtivemos um resultado mais alisado para o período estudado ao estender o período dos dados referentes à produção industrial para antes de 1999:12. Tal alteração não se mostrou significativa e este artifício, intuitivamente, também, não se mostra correto e não aparentava ser o caminho utilizado pelo autor original.

Diante disto, criamos três linhas de avaliação. A primeira delas utiliza o índice de produção industrial física para o cálculo de uma proxy para a taxa de variação do produto. A segunda linha trabalha com o índice de produção industrial física dessazonalizado. Teoricamente, um estudo como o qual nos propusemos deve utilizar dados com ajuste sazonal e, dessa forma, esta linha de avaliação cria a esperança de resultados próximos aos originais. A terceira forma de avaliação utiliza o IBC-BR para o cálculo da proxy da taxa de variação do produto. Esta série de dados é provida pelo Banco Central do Brasil e calculada de acordo com o padrão que o IBGE segue para o cálculo do PIB.

A primeira linha de análise é configurada pelos resultados que encontramos acima. Durante nosso aprofundamento nas duas outras linhas praticamos as mesmas variações que realizamos quando trabalhamos com o índice de produção industrial física. Ou seja, introduzimos duas defasagens na variável hiato do produto e, então, testávamos os modelos restringindo os períodos para o período original. Apenas quando trabalhamos com a série de dados IBC-BR que tivemos que alterar nosso período de análise para 2005:01 – 2010:12 devido à existência, apenas, recente destes dados e, dessa forma, o teste que realizávamos restringindo o período de análise para o abrangido originalmente não se mostrou possível. Diante de resultados que não deixam claro se a utilização do IBC-BR é mais apropriada para a análise e a necessidade de alterar o período avaliado devido à inexistência de dados, a avaliação que utiliza esta série de dados se fez descrente.

Da mesma forma que ocorreu com a introdução das duas defasagens a mais na variável referente ao produto, os resultados encontrados nestas duas outras linhas de avaliação não se mostraram significativos apesar de teoricamente mais apropriados. Concluimos, então, que trabalhar com séries dessazonalizadas ou com mais defasagens no produto não altera os resultados, pois eles seguem o mesmo padrão para todas essas variações realizadas. A única tendência notada é o aumento da magnitude da constante e do coeficiente da variável $Liv_{t-1} - \pi^*_{t-1}$ que se aproximam um pouco mais dos valores obtidos por Modenesi e a alteração das significâncias das variáveis quando restringimos o período avaliado na tentativa de testar os dados mais recentes.

Com todas essas tentativas e sem os resultados esperados, entramos em uma segunda parte do trabalho, onde a taxa básica de juros da economia, a taxa Selic, e outra forma de cálculo para essa variável geraram outras possibilidades de testes. Em todas as tentativas anteriores utilizamos a taxa Selic anualizada no mês t. Seu cálculo seguiu tal forma, $((i_t / 100) + 1)^{12}$. O termo “anualizada”, utilizado no trabalho original para descrever essa variável, parecia se referir a esta forma de cálculo. Porém a partir de agora iremos realizar as regressões com base na taxa Selic acumulada nos últimos 12 meses até o mês t. Nesse caso, o cálculo corresponde a $((i_{t-11} / 100) + 1) * ((i_{t-10} / 100) + 1) * ((i_{t-9} / 100) + 1) * ((i_{t-8} / 100) + 1) * ((i_{t-7} / 100) + 1) * ((i_{t-6} / 100) + 1) * ((i_{t-5} / 100) + 1) * ((i_{t-4} / 100) + 1) * ((i_{t-3} / 100) + 1) * ((i_{t-2} / 100) + 1) * ((i_{t-1} / 100) + 1) * ((i_t / 100) + 1)$. Assim, todas as regressões geradas anteriormente foram refeitas utilizando-se esta nova forma de cálculo para a taxa Selic. O primeiro modelo desta forma apresentou os seguintes resultados:

Tabela 5 – Quinta Estimativa para Regra de Taylor 2000:01 – 2010:12

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística T	P-Valor
Constante	0,3393***	0,1008	3,365	0,00102
i_{t-1}	1,6926***	0,0585	28,918	<0,00001
i_{t-2}	-0,7205***	0,0557	-12,943	<0,00001
$LiV_{t-1} - \pi^*_{t-1}$	0,0123	0,0084	1,458	0,14738
$Adm_{t-1} - \pi^*_{t-1}$	0,0153**	0,0059	2,590	0,01073
$Ind_{t-1} - Ind^*_{t-1}$	0,0913**	0,0389	2,346	0,02055
R-Quadrado Ajustado	0,9977			
Durbin Watson	2,1246			
Estatística F	11678,4000			

* Significativo ao nível de 10% ** Significativo ao nível de 5% ***Significativo ao nível de 1%

Fonte: elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Como podemos notar, α_1 e α_2 se aproximam bastante dos valores encontrados originalmente, tanto em termos de magnitude quanto em termos de sinal. Este fato gerou certa convicção de que estaríamos no caminho certo. Contudo, ainda existia uma variável não significativa e os demais coeficientes ainda apresentavam magnitudes bastante diferentes dos originais, apesar de todos os sinais aparentarem estar corretos.

Na tentativa de testar essa breve conclusão que pudemos obter com a nova fórmula de cálculo da taxa de juros, geramos outra regressão igual à anterior, mas com o período de dados restrito ao trabalho original. Os resultados são apresentados a seguir:

Tabela 6 – Sexta Estimativa para Regra de Taylor 2000:01 – 2007:12

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística T	P-Valor
Constante	0,8643***	0,2190	3,947	0,00016
i_{t-1}	1,6047***	0,0747	21,481	<0,00001
i_{t-2}	-0,6633***	0,0670	-9,890	<0,00001
$Liv_{t-1} - \pi^*_{t-1}$	0,0237**	0,0110	2,155	0,03386
$Adm_{t-1} - \pi^*_{t-1}$	0,0191**	0,0080	2,395	0,01870
$Ind_{t-1} - Ind^*_{t-1}$	-0,0014	0,0974	-0,014	0,98876
R-Quadrado Ajustado	0,9946			
Durbin Watson	2,0853			
Estatística F	3467,5800			

* Significativo ao nível de 10% ** Significativo ao nível de 5% ***Significativo ao nível de 1%

Fonte: elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Esses resultados não seguiram a mesma tendência do modelo anterior. A significância das variáveis foi alterada juntamente com o sinal dos coeficientes. Antes, o coeficiente de $Ind_{t-1} - Ind^*_{t-1}$ apresentou sinal positivo, como era de se esperar. Agora, o coeficiente de $Ind_{t-1} - Ind^*_{t-1}$ apresenta sinal negativo. A magnitude da constante, do coeficiente de $Liv_{t-1} - \pi^*_{t-1}$ e, mais uma vez, do coeficiente de $Ind_{t-1} - Ind^*_{t-1}$ sofreram alterações consideráveis e ainda continuaram distantes do que buscamos.

Seguindo com a série de testes que realizamos na primeira parte do trabalho, inserimos mais duas defasagens no hiato do produto. Obtivemos o seguinte:

Tabela 7 – Sétima Estimativa para Regra de Taylor 2000:01 – 2010:12

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística T	P-Valor
Constante	0,3739***	0,0994	3,762	0,00026
i_{t-1}	1,6539***	0,0613	26,966	<0,00001
i_{t-2}	-0,6846***	0,0583	-11,732	<0,00001
$LiV_{t-1} - \pi^*_{t-1}$	0,0138	0,0084	1,648	0,10192
$Adm_{t-1} - \pi^*_{t-1}$	0,0167***	0,0059	2,856	0,00502
$Ind_{t-3} - Ind^*_{t-3}$	0,1173***	0,0416	2,823	0,00554
R-Quadrado Ajustado	0,9978			
Durbin Watson	2,0606			
Estatística F	11897,7000			

* Significativo ao nível de 10% ** Significativo ao nível de 5% ***Significativo ao nível de 1%

Fonte: elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Os resultados voltaram a se aproximar do que consideramos “o caminho certo” anteriormente. Na verdade, podemos notar que os resultados obtidos ao incluir mais duas defasagens para a variável referente ao produto não altera incisivamente as conclusões, pois os resultados das regressões são quase idênticos.

Restringimos o período deste modelo com três defasagens no hiato do produto para o período 2000:01 – 2007:12. Encontramos como resultado a tabela seguinte:

Tabela 8 – Oitava Estimativa para Regra de Taylor 2000:01 – 2007:12

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística T	P-Valor
Constante	0,7723***	0,2108	3,664	0,00042
i_{t-1}	1,5951***	0,0741	21,526	<0,00001
i_{t-2}	-0,6478***	0,0687	-9,430	<0,00001
$LiV_{t-1} - \pi^*_{t-1}$	0,0264**	0,0113	2,335	0,02176
$Adm_{t-1} - \pi^*_{t-1}$	0,0159*	0,0081	1,965	0,05250
$Ind_{t-3} - Ind^*_{t-3}$	0,0923	0,1008	0,916	0,36210
R-Quadrado Ajustado	0,9946			
Durbin Watson	2,0845			
Estatística F	3500,0700			

* Significativo ao nível de 10% ** Significativo ao nível de 5% ***Significativo ao nível de 1%

Fonte: elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Ao inserirmos as defasagens, a significância das variáveis continua sendo alterada como na primeira parte do trabalho e como ocorreu também nessa segunda parte do trabalho ao restringirmos o período de avaliação ao período original avaliado em (Modenesi, 2009). Porém, nesta segunda parte do trabalho os sinais dos coeficientes se mantiveram os mesmos quando restringimos o período avaliado em 2000:01 – 2007:10 em relação à avaliação 2000:01 – 2010:12 apenas quando contemplada as três defasagens referentes à variável do produto. Por fim, a magnitude dos coeficientes manteve o mesmo padrão de alteração tanto para a primeira parte de nosso estudo como para a segunda parte.

Continuamos realizando as demais regressões das linhas de avaliação que criamos na primeira parte do trabalho. Ou seja, trocamos a série de dados do índice de produção industrial física para a série dessazonalizada e, então, para a série de dados IBC-BR e realizamos todas as variações anteriores para estes dados, como por exemplo o período avaliado e as defasagens da variável referente ao produto. Vale ressaltar que o período abrangido pelas regressões que utilizam o IBC-BR fogem do padrão de nosso estudo devido a inexistência de dados para todo o período avaliado e, assim, a restrição do período avaliado para o período 2000:01 – 2007:12 não faz sentido.

Os resultados obtidos diante de todas essas variações, mais uma vez, não apresentaram significativas mudanças. Ou seja, os resultados apresentados com essas alterações nos modelos seguiram o mesmo padrão dos resultados apresentados anteriormente nesta segunda parte do trabalho quando trabalhamos com o índice de produção industrial física, com pequenas alterações na magnitude dos coeficientes devido aos diferentes valores das séries avaliadas. Dessa forma, concluímos que não é significativa a alteração dos dados referentes ao produto entre as opções que utilizamos (índice de produção industrial física, índice de produção industrial física dessazonalizada e, por fim, IBC-BR) e a introdução de mais defasagens no hiato do produto também não se mostra importante.

De qualquer forma, de acordo com nossa avaliação, o modelo que apresenta os melhores resultados e que intuitivamente apresenta uma forma funcional mais apropriada às características de nossa economia é o que utiliza a taxa Selic acumulada nos últimos 12 meses até o mês t , o índice de produção industrial física dessazonalizado como base para o cálculo da *proxy* da taxa de variação do produto e ainda introduz mais duas defasagens no hiato dessa variável ($Ind_{t-3} - Ind^*_{t-3}$). Seguem os resultados dessa variação:

Tabela 9 – Nona Estimativa para Regra de Taylor 2000:01 – 2010:12

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística T	P-Valor
Constante	0,3746***	0,0996	3,759	0,00026
i_{t-1}	1,6538***	0,0618	26,741	<0,00001
i_{t-2}	-0,6846***	0,0588	-11,362	<0,00001
$Liv_{t-1} - \pi^*_{t-1}$	0,0139	0,0084	1,653	0,10078
$Adm_{t-1} - \pi^*_{t-1}$	0,0167***	0,0059	2,847	0,00516
$Ind_{t-3} - Ind^*_{t-3}$	0,1155***	0,0427	2,701	0,00785
R-Quadrado Ajustado	0,9978			
Durbin Watson	2,0535			
Estatística F	11838,2000			

* Significativo ao nível de 10% ** Significativo ao nível de 5% ***Significativo ao nível de 1%

Fonte: elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Diante disso, nossas últimas tentativas de resultados próximos aos originais geraram nos levaram a uma terceira parte do trabalho. Nela, outras três regressões com base nesse modelo que consideramos o mais apropriado até o momento foram geradas.

No primeiro, inserimos uma variável dummy referente ao período 2008-2009 e 2009-2010. Seguem os resultados:

Tabela 10 – Décima Estimativa para Regra de Taylor 2000:01 – 2010:12

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística T	P-Valor
Constante	0,3885***	0,1008	3,853	0,00019
i_{t-1}	1,6550***	0,0619	26,740	<0,00001
i_{t-2}	-0,6861***	0,0589	-11,647	<0,00001
$Liv_{t-1} - \pi^*_{t-1}$	0,0155**	0,0060	2,563	0,01157
$Adm_{t-1} - \pi^*_{t-1}$	0,1150***	0,0428	2,689	0,00814
$Ind_{t-3} - Ind^*_{t-3}$	0,0155*	0,0086	1,804	0,07366
Dummy	-0,0571	0,0615	-0,929	0,35465
R-Quadrado Ajustado	0,9978			
Durbin Watson	2,0814			
Estatística F	9854,5700			

* Significativo ao nível de 10% ** Significativo ao nível de 5% ***Significativo ao nível de 1%

Fonte: elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Os resultados mostram que tal alteração não se mostrou válida, uma vez que a variável dummy é não significativa.

Geramos nova regressão excluindo a variável $Liv_{t-1} - \pi^*_{t-1}$. Esta variável se mostrou não significativa em diversos modelos anteriores, incluindo, é claro, o modelo que consideramos ser o mais apropriado. Dessa forma, obtivemos:

Tabela 11 – Décima Primeira Estimativa para Regra de Taylor 2000:01 – 2010:12

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística T	P-Valor
Constante	0,3847***	0,1001	3,841	0,00019
i_{t-1}	1,7103***	0,0519	32,937	<0,00001
i_{t-2}	-0,7407***	0,0484	-15,309	<0,00001
$Adm_{t-1} - \pi^*_{t-1}$	0,0198***	0,0056	3,526	0,00059
$Ind_{t-3} - Ind^*_{t-3}$	0,1058**	0,0426	2,482	0,01438
R-Quadrado Ajustado	0,9978			
Durbin Watson	2,1155			
Estatística F	14597,8000			

* Significativo ao nível de 10% ** Significativo ao nível de 5% ***Significativo ao nível de 1%

Fonte: elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Os resultados anteriores demonstram que nenhuma mudança importante ocorre quando retiramos a variável não significativa do modelo. Os demais coeficientes não se aproximam dos valores encontrados por Modenesi. Na verdade, eles se mantêm, basicamente, inalterados e, portanto, o modelo não se mostra plausível.

Por fim, a última regressão foi gerada com o log das variáveis. Porém o resultado se distanciou ainda mais do que buscamos, apesar dos sinais se manterem. Diversas variáveis se tornaram não significativas e a magnitude de alguns coeficientes se tornou ainda menor.

Tabela 12 – Décima Segunda Estimativa para Regra de Taylor 2000:01 – 2010:12

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística T	P-Valor
Constante	0,0125	0,0560	0,224	0,82451
$l_{i_{t-1}}$	1,7080***	0,0914	18,686	<0,00001
$l_{i_{t-2}}$	-0,7113***	0,0947	-7,512	<0,00001
$l_{Liv_{t-1}} - \pi^*_{t-1}$	0,0017*	0,0009	1,964	0,05912
$l_{Adm_{t-1}} - \pi^*_{t-1}$	0,0018	0,0032	0,585	0,56334
$l_{Ind_{t-3}} - Ind^*_{t-3}$	0,0017	0,0013	1,357	0,18536
R-Quadrado Ajustado	0,9963			
Durbin Watson	2,2385			
Estatística F	1844,3200			

* Significativo ao nível de 10% ** Significativo ao nível de 5% ***Significativo ao nível de 1%

Fonte: elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Assim sendo, voltamos ao modelo considerado mais apropriado, que a partir de agora será designado apenas como modelo e substituindo os resultados obtidos na forma funcional, temos:

$$i_t = 1,6538i_{t-1} - 0,6846 i_{t-2} + 0,0307 [0,3746 + 0,0139 (Liv_{t-1} - \pi^*_{t-1}) + 0,0167 (Adm_{t-1} - \pi^*_{t-1}) + 0,1155 (Ind_{t-1} - Ind^*_{t-1})] \quad (15.1)$$

$$i_t = 0,0115 + 1,6538 i_{t-1} - 0,6846 i_{t-2} + 0,0004 (Liv_{t-1} - \pi^*_{t-1}) + 0,0005 (Adm_{t-1} - \pi^*_{t-1}) + 0,0035 (Ind_{t-1} - Ind^*_{t-1}) \quad (15.2)$$

A partir disto, podemos inferir algumas tendências e interpretações econômicas. $(1 - \alpha_1 - \alpha_2)$ é o componente da dinâmica de ajustamento da taxa de juros nominal. Como em todos os trabalhos anteriores, isto significa que o Banco Central do Brasil, assim como autoridades monetárias de diversos países, possui um comportamento gradualista em relação ao ajuste da taxa de juros. Dessa forma, os movimentos da taxa Selic, determinados nas reuniões do Copom retratam uma ação muito mais lenta, seja no combate à inflação seja no estímulo do mercado, ou seja, em relação a qualquer outro movimento relativo à economia, do que Taylor originalmente avaliou. Intuitivamente, tal comportamento é extremamente compreensível diante da importância da decisão em questão. A determinação da taxa básica de juros da economia é um importante parâmetro para todas as decisões econômicas tomadas em âmbito

nacional ou até mesmo internacional. Todos os agentes concedem grande importância à taxa de juros para suas interpretações econômicas. Assim, o ajustamento retrata a cautela necessária para a tomada de grandes decisões que podem afetar consideravelmente todo cenário econômico. Contudo, muitos estudiosos afirmam que o movimento da taxa de juros gerado pelo Banco Central é demasiadamente lento e parcimonioso e que uma atitude mais agressiva ou mais incisiva poderia evitar certas crises econômicas.

Apesar das baixas magnitudes, α_4 , α_5 , apresentam os sinais esperados. Diante de um cenário inflacionário, seja ele referente aos preços livres ou referente aos preços administrados, o BCB tende a elevar a taxa de juros. Essa tendência é mais do que esperada para uma economia que trabalha com o Regime Monetário de Metas de Inflação e possui uma economia aberta. Dessa forma, a determinação da taxa de juros é o principal instrumento de política monetária disponível ao Banco Central. Com a elevação da taxa de juros espera-se retração da economia e um arrefecimento do aumento dos preços. Além disso, α_4 e α_5 apresentam valores muito próximos indicando que os preços livres e os preços administrados têm, basicamente, a mesma importância para a autoridade brasileira no processo de formação dos juros.

Uma interpretação semelhante pode ser estendida ao α_6 . Um cenário onde a taxa de crescimento do PIB de um país, aqui retratado pela taxa de crescimento da produção industrial, cresce acima da taxa de crescimento do PIB potencial, aqui retratado pela taxa de crescimento da produção industrial potencial, indica o estrangulamento da capacidade produtiva do país. Tal desajuste pode significar difíceis consequências para um país. Portanto, uma elevação da taxa de juros buscaria uma retração da economia com vista a controlar o crescimento. Na análise de André Modenesi, o coeficiente tratado acima já apresentava um baixo valor, demonstrando a baixa importância dada pela autoridade monetária a este lado da economia. Nosso trabalho encontrou um valor ainda mais baixo para o coeficiente do hiato do produto ($\alpha_6 = 0,115468$), reiterando o baixo compromisso assumido com a economia real.

A soma dos coeficientes dos termos auto-regressivos é muito próxima de 1 ($\alpha_1 + \alpha_2 = 0,969$), implicando em grande auto-correlação na taxa de juros e elevada inércia da taxa nominal. Assim sendo, o Banco Central do Brasil, ou mais precisamente o Copom, não concede grande importância ao estado real da economia ao determinar a taxa Selic. Isto, também, pode ser concluído a partir das baixíssimas magnitudes encontradas para os

coeficientes das variáveis que representam o lado real da economia. O lado real da economia, definitivamente, não é o principal prisma de avaliação do BCB ao determinar a taxa de juros.

Apesar de algumas divergências em relação ao resultado do estudo original, sendo a divergência de valor das constantes e a existência de uma variável não significativa em nosso modelo as mais importantes, o mecanismo de determinação da taxa básica de juros da nossa economia, a Selic, apresenta o mesmo movimento, de forma geral, em ambos os trabalhos. Isso já é semelhança suficiente, levando em consideração que nosso objetivo relatado no início do capítulo não era buscar resultados semelhantes ou avaliar o trabalho do economista em questão. Além disso, o R^2 ajustado reitera a validade do trabalho, pois é muito próximo de 1 (0,997792), o que significa que a função de reação estimada representa extremamente bem o comportamento do BCB.

CAPÍTULO 3 – O COMPORTAMENTO DA AUTORIDADE MONETÁRIA

Como mencionamos brevemente na introdução, nosso país durante quase quatro décadas no século retrasado vivenciou um processo inflacionário extremamente amedrontador, que apesar de bastante enriquecedor para o estudo econômico, afetou da forma mais negativa possível nossa sociedade.

Após a adoção do Regime Monetário de Metas de Inflação em meados de 1999, o Banco Central do Brasil, ou melhor, a autoridade monetária nacional, passou a ter, oficialmente, como função e objetivo o controle da estabilidade de preços, o controle da inflação. E como instrumento operacional para tal, ela dispõe exclusivamente da taxa básica de juros, a taxa Selic, para alcançar o sucesso.

Neste cenário de alta inflação vivenciado no século XX, um comportamento conservador da autoridade monetária é facilmente aceitável diante de rápido esclarecimento econômico. Porém, ainda hoje, quase 20 anos após a adoção do Plano Real, pacote esse responsável pela estabilização da economia, sofremos, de forma geral, com altas taxas de juros. Na verdade, somos detentores da maior taxa de juros real do mundo. Apesar de notarmos uma tendência de declínio dos juros após a estabilização econômica, tal movimento se encontra bloqueado em níveis, ainda, excessivamente altos. Constantemente este assunto é discutido fervorosamente em diversos meios, como em jornais, rádio, debates políticos, até mais profissionalmente ao meio econômico e acadêmico.

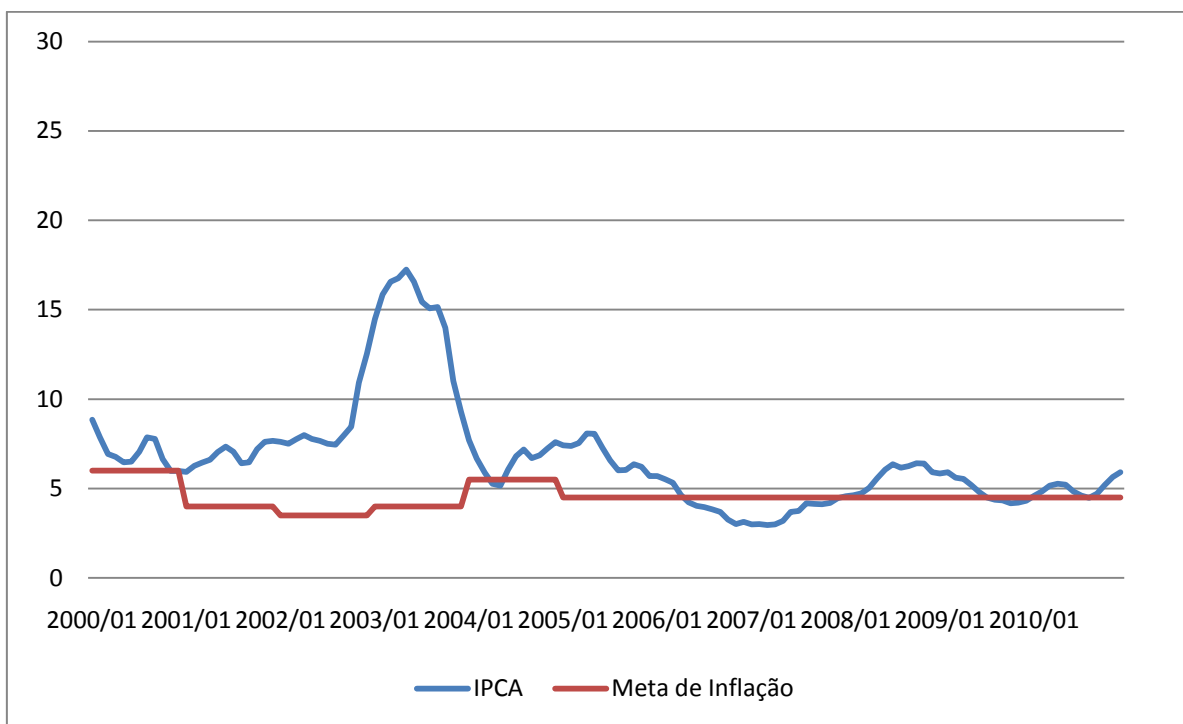
De fato, há indícios nos resultados encontrados em nosso trabalho que apontam para confirmação dessa rigidez absoluta da autoridade monetária nacional. A soma dos pesos dos componentes auto-regressivos que encontramos no segundo capítulo é muito próximo de 1 ($\alpha_1 + \alpha_2 = 0,97$). Seguindo por outra direção, a atenção dada ao estado real da economia ou, mais precisamente, a consideração acerca do desvio da inflação ou do nível do produto é extremamente baixo ($1 - \alpha_1 + \alpha_2 = 0,03$). Apesar deste comportamento gradual poder ser entendido diante da importância da determinação da taxa de juros e ser adotado por diversos bancos centrais mundo afora o que, nos indigna diante desta situação é o grau elevado de gradualismo que até mesmo diverge em relação ao comportamento das autoridades monetárias de outros países desenvolvidos.

Este comportamento do Banco Central do Brasil é reafirmado por outras abordagens que podemos realizar. O gráfico abaixo compara o IPCA, índice oficial que mensura a inflação nacional, acumulado nos últimos doze meses com a Meta de Inflação estipulada para o ano. Podemos notar que para o período 2001 – 2003 a inflação, realmente, fugiu do controle extrapolando até mesmo a faixa de variação permitida. Porém, vale ressaltar, que este contexto é em grande parte resultado de crises externas iniciadas em 1997. Podemos enumerar diversas situações críticas durante esses anos, como por exemplo, a crise asiática e a crise da Rússia, que levaram o mercado internacional a um movimento contracionista. Como resultado, observamos uma elevação das taxas de juros externas e uma desvalorização cambial sofrida pelos países emergentes, inclusive o Brasil. Além disso, a elevação do preço do petróleo no mercado internacional, ainda nos anos 2000, é um importante acontecimento macroeconômico que merece destaque em nossa análise. No ano de 2001, sofremos uma grave crise energética em conjunto com os atentados árabes nos EUA e a piora da situação econômica argentina, que afetaram de forma decisiva nosso índice de preços. Posteriormente a estas situações, os preços administrados passaram, também, a ser reajustados acima do esperado devido à falta de confiança em relação ao controle inflacionário. Novamente, os anos de 2002 e 2003 foram marcados pela expectativa de descontrole inflacionários e desvalorização cambial como resultado das incertezas atreladas ao primeiro mandato do governo Lula 2003 – 2006. Em 2003, sofremos um *overshooting* cambial, ou seja, nossa taxa de câmbio disparou chegando a uma cotação máxima em torno de R\$ 4,00/US\$ 1,00.

Neste contexto de crise internacional, aumento dos juros externos, desvalorização cambial, perda de confiança no controle inflacionário e etc., o controle dos preços se torna extremamente complexo devido a dificuldade de identificar as diversas influências sobre ele. Nesta situação, onde parte considerável da inflação foi gerada por questões além da oferta e da demanda, vale discutir se a determinação da taxa básica de juros da economia como canal de política monetária é eficaz ou não. Ou seja, vale discutir se o controle da inflação por meio dos juros é a forma ideal ou mais eficiente numa situação igual à vivida. Contudo, este tema ultrapassa o arcabouço abordado no trabalho e não será aqui tratado. Porém, observamos que para o período posterior a 2004 a inflação se mantém totalmente controlada quando levamos em consideração a faixa de flutuação permitida. Quando comparamos este período de controle de inflação com a trajetória da taxa Selic retratada no gráfico acima percebemos que houve

um movimento descendente da taxa de juros. Contudo, muitos defendem que a magnitude do movimento deveria ser muito mais expressiva.

Gráfico 2 – IPCA (Acumulado Últimos 12 Meses) X Meta de Inflação



Fonte: elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Outra evidência que corrobora a afirmação anterior sobre o comportamento da autoridade monetária diz respeito às variações da taxa Selic em pontos percentuais determinadas nas reuniões do Comitê de Política Monetária (COPOM). A tabela a seguir ilustra os principais movimentos na taxa de juros. Comprovadamente há um gradualismo acerca do comportamento do BCB em relação à alteração da taxa Selic. Das 115 reuniões realizadas no período 2000 – 2010, 48 delas mantiveram a taxa inalterada e em apenas 8% das reuniões houve alterações acima de 1 ponto percentual. No período não existiu nenhuma alteração superior a 3 pontos percentuais, que ocorreu em apenas 2 oportunidades. Tal situação se torna mais preocupante quando observamos que parcela significativa das alterações ocorreu no período 2001 – 2003, quando diversos fatores causaram nosso descontrole inflacionário.

O período pós-2004 foi marcado pela consolidação da estabilidade macroeconômica nacional ao longo dos anos. Alcançamos consideráveis taxas de crescimento, valorização cambial, aumento das reservas internacionais, controle da dívida externa, redução do desemprego, aumento do crédito, consolidação do mercado interno, crescimento da classe média, aumento do investimento externo direto, entre outros. Em boa parte tal consolidação foi propiciada pelo ambiente externo favorável e pelo crescimento mundial significativo. Além disso, o controle inflacionário se mostrou bem sucedido, porém esteve atrelado a uma suave redução do taxa básica de juros, que ainda se manteve com dois dígitos. Diante deste contexto, muitos estudiosos avaliam que uma redução mais considerável da taxa Selic teria sido possível. Ainda mais nos últimos anos do período avaliado, quando muitos afirmam que ela deveria ter sido significativamente reduzida, devido ao início de uma grave crise internacional derivada do subprime americano com consequentes reduções do nível atividade, aumento do desemprego, redução de crédito e etc.

Tabela 13 – Variações da Selic por Faixa de Magnitude 2000:01 – 2010:12

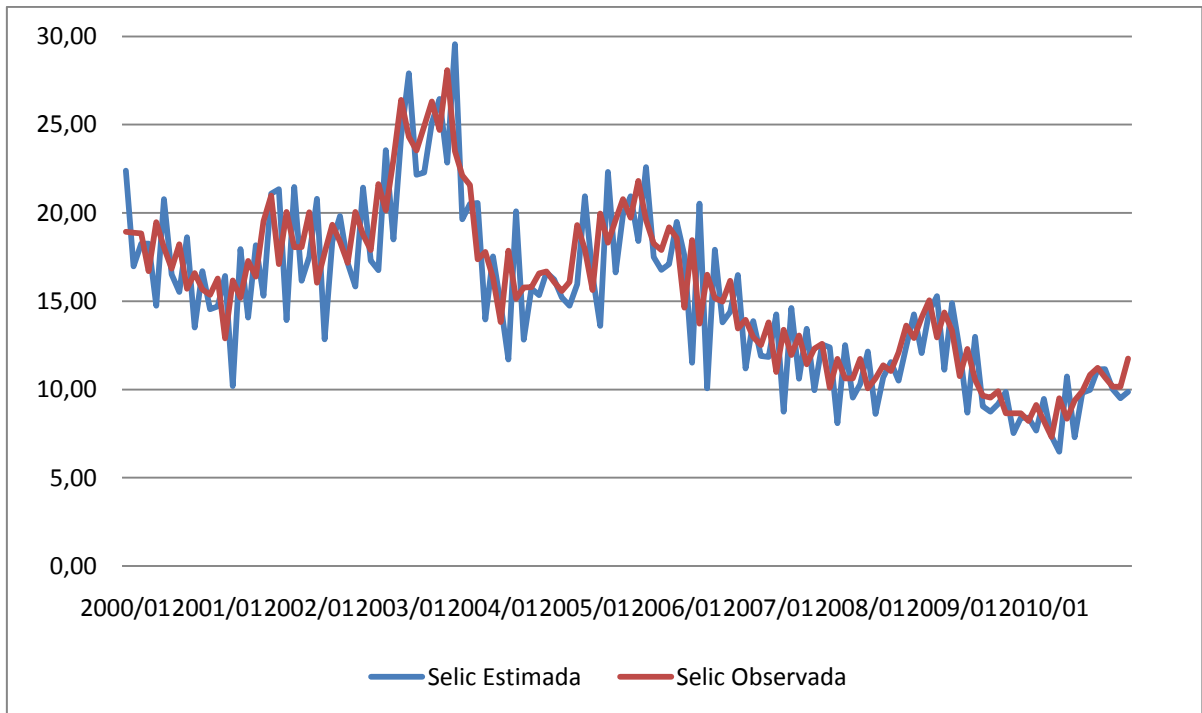
Magnitude	Frequência	Frequência	Frequência
Variação (p.p.)	Absoluta	Relativa	Relativa Acumulada
0.00	48	41,23	41,23
0.25	12	10,53	51,75
0.50	30	26,32	78,07
0.75	9	7,89	85,96
1.00	8	7,02	92,98
1.25	0	0	92,98
1.50	4	3,51	96,49
1.75	0	0	96,49
2.00	1	0,88	97,37
2.25	0	0	97,37
2.50	1	0,88	98,25
2.75	0	0	98,25
3.00	2	1,75	100
Total	115	100	-

Fonte: elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Porém, é importante ressaltar que este comportamento da autoridade monetária em relação às alterações de juros ocorrem, de forma geral, tanto para os movimentos de redução como, também, para os movimentos de elevação da taxa. Num cenário de elevada inflação, onde este índice ultrapassa a meta, e/ou crescimento do produto superior ao crescimento do produto potencial, o BCB também age lentamente acerca dos movimentos dos juros. Esta constatação não releva a necessidade de maior rapidez no ajuste da taxa Selic. Porém demonstra que o Banco Central, pelo menos, é coerente nas suas atitudes.

Para completar nossa avaliação sobre o comportamento do BCB devemos avaliar, por fim, mas não menos importante outro ponto acerca da taxa básica de juros de nossa economia, que é a taxa de juros nominal de equilíbrio estimada. Supondo uma situação de equilíbrio com a inflação controlada e a demanda se igualando a oferta, ou seja, $Liv_{t-1} - \pi^*_{t-1} = 0$; $Adm_{t-1} - \pi^*_{t-1} = 0$; $Ind_{t-1} - Ind^*_{t-1} = 0$, a taxa básica de juros converge para um valor extremamente alto, em média 15,18%. Se utilizarmos os valores estimados finais, observamos que após 10 anos de controle estrito da inflação e de total equilíbrio entre oferta e demanda, ainda assim, obteríamos uma taxa Selic em torno de 10%. O gráfico a seguir nos ajuda a visualizar este cenário.

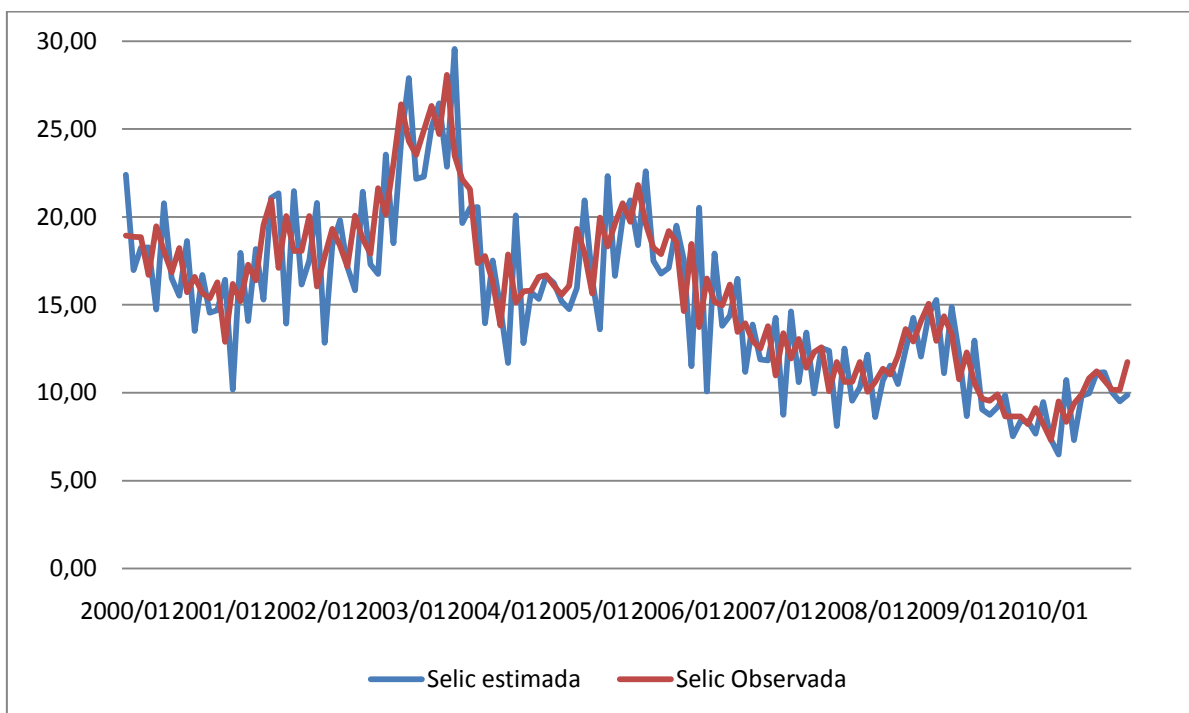
Gráfico 3 – Taxa Selic Estimada Equilíbrio X Observada ($Liv_{t-1}-\pi^*_{t-1}=0$; $Adm_{t-1}-\pi^*_{t-1}=0$; $Ind_{t-1}-Ind^*_{t-1}=0$)



Fonte: elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Ainda que exibíssemos um controle inflacionário superior ao que acreditássemos ser alcançado, ou seja, se apresentássemos uma taxa de inflação abaixo do centro da meta em 1 ponto percentual, continuaríamos obtendo taxas de juros elevadas. A média para o período continuaria em torno de 15%, como apresenta o gráfico a seguir.

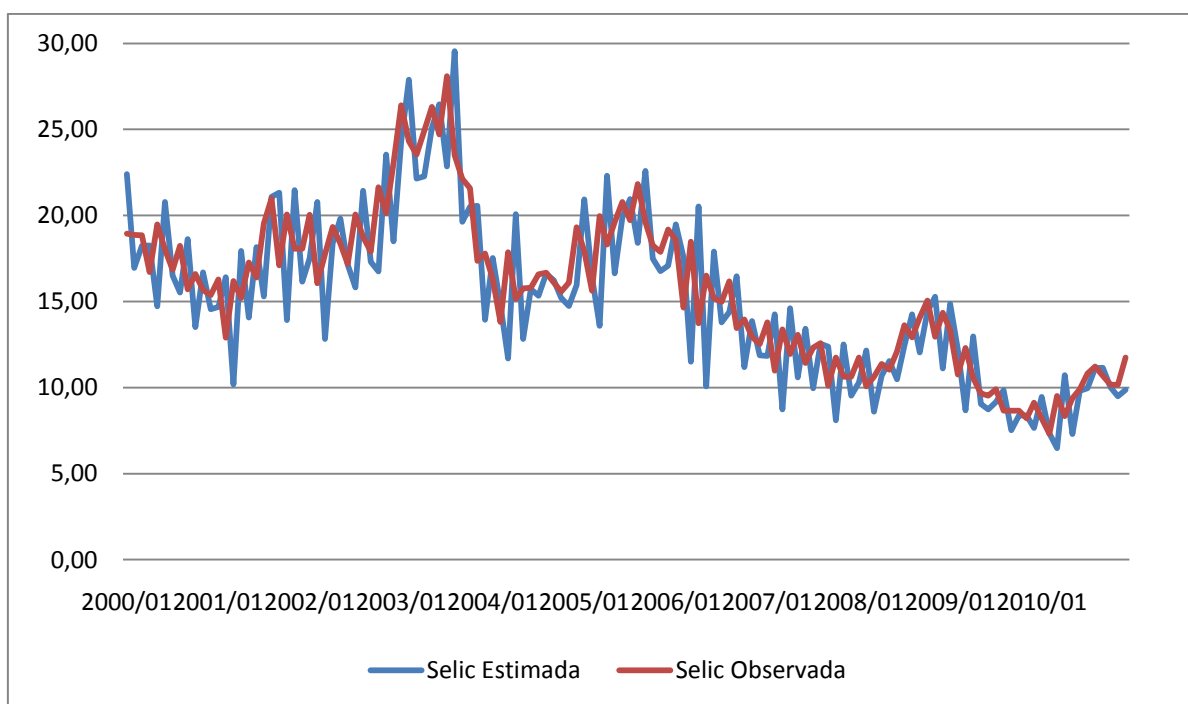
Gráfico 4 – Taxa Selic Estimada Deflação X Observada ($Liv_{t-1}-\pi^*_{t-1}=-1$; $Adm_{t-1}-\pi^*_{t-1}=-1$)



Fonte: elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Diante desses resultados, geramos uma situação um tanto quanto fictícia e improvável para testar o comportamento do BCB. Estimamos taxas básicas de juros para o período em um cenário onde a inflação se manteria 10 pontos percentuais abaixo da meta. Na verdade, com esta suposição a inflação observada estaria fora da faixa de flutuação da meta de inflação. Mais ainda, apresentaríamos uma deflação acentuada no período, algo em torno de 4% ou 5% de deflação. Mesmo neste contexto a taxa de juros estimada também não sofre grande alteração e se mantém extremamente elevada. O gráfico abaixo retrata a situação.

Gráfico 5 – Taxa Selic Estimada Acentuada Deflação X Observada ($Liv_{t-1}-\pi^*_{t-1}=-10$; $Adm_{t-1}-\pi^*_{t-1}=-10$)



Fonte: elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Ao unirmos estas duas formas complementares de avaliação do comportamento do Banco Central do Brasil, alcançamos um resultado completo acerca das ações desta autoridade. Se acreditávamos, sem nos aprofundar no assunto, que o Brasil apresentava um elevadíssimo nível de juros quando comparado ao resto do mundo, após estas últimas suposições e estimações desta seção, podemos até mesmo afirmar que ele apresenta um exorbitante nível de juros quando comparado a ele mesmo. Nossa autoridade monetária confere muito pouca importância à economia durante o processo de determinação da taxa Selic. Isto fica claro após as 3 situações diferentes que criamos e obtivemos pouca variação para o resultado, ou seja, para a Selic estimada. Mesmo apresentando deflação e um controle entre oferta e demanda, a taxa básica de juros da economia se manteria em torno de 10%. Estes resultados reafirmam a convenção pró-conservadorismo, defendida por diversos economistas e exemplificada no início do trabalho por uma consideração a partir de Erber (2008).

CONCLUSÃO

Durante quase quatro décadas a economia brasileira sofreu com o fantasma da hiperinflação crônica. Nesta época, os preços variavam diariamente e as taxas acumuladas ultrapassavam os 4 dígitos. A economia real desmoronava diante de tal situação. A década de 1990 é conhecida como “década perdida”, pois apresentou um desenvolvimento econômico irrisório como resultado desses anos anteriores. O Plano Real, instaurado a partir de 1994, juntamente com o Regime Monetário de Metas de Inflação configuram grande marco para economia brasileira, pois com eles se fez possível o controle dessa hiperinflação crônica, após inúmeras outras tentativas fracassadas.

Alcançada a estabilização, nosso país continuou sua busca por consolidação estrutural para que um crescimento sustentável voltasse a se tornar possível. A primeira década do Século XXI, apesar de apresentar algumas crises e tropeços, fez o Brasil despontar entre as principais economias do mundo. Possuímos índices e resultados, hoje em dia, próximos e comparáveis aos das principais nações mundiais desenvolvidas. Vale ressaltar que ainda estamos muito longe de ser um país perfeito, pois ainda sofremos com corrupção, má distribuição de renda, etc. Porém, isto é foco de outra discussão e não será abordado aqui. Contudo, economicamente, o Brasil se tornou um país muito mais próximo das principais potências mundiais. Um critério básico para essa avaliação que caminha em sentido oposto é a taxa básica de juros da economia, taxa Selic. Apresentamos o maior nível de juros real do mundo. Esta classificação não pode mais ser aceita para um país que tem um potencial de desenvolvimento tão grandioso como o nosso.

Diante dessa discussão, surgem duas vertentes distintas. Uma delas defende a manutenção de elevado nível de juros alegando a necessidade de controle da inflação que nos aterrorizou durante vários anos como citamos anteriormente. A segunda vertente defende a redução imediata da taxa Selic e alega a existência de uma convenção pró-conservadorismo que corresponde a uma coalizão de interesses voltada para a manutenção de elevado patamar de juros.

Com os resultados alcançados na segunda e na terceira seção, fica evidente a existência de excessivo conservadorismo no gerenciamento da política monetária nacional e extrema rigidez nos movimentos da taxa Selic. Não há o que se negar nesse sentido. Descobrir se este conservadorismo excessivo é realmente necessário para condução da política

monetária ou se é resultado da vontade particular de um pequeno grupo extrapola o escopo de nosso trabalho. Contudo, é claro que a manutenção de elevadas taxas de juros comprometem o desenvolvimento do país e a estruturação da economia.

Surge, então, a necessidade de se avaliar a eficácia da política monetária centralizada na taxa Selic. Pois nosso controle inflacionário e nossa estabilidade econômica vêm apresentando um alto custo para a economia. A taxa de sacrifício cobrada é extremamente elevada e o crescimento econômico não se torna sustentável. Podemos notar, inclusive, pelos resultados alcançados nas seções anteriores que o BCB confere pouquíssima importância para o estado da economia durante a determinação da taxa Selic.

Uma característica que dificulta todo esse arcabouço em torno da taxa de juros é a polivalência que ela apresenta. Ou seja, a taxa Selic, possui diversas funções e afeta inúmeras decisões que não conseguem ser contempladas da melhor forma possível por estarem centradas neste mesmo canal. A sobrevalorização cambial é um exemplo de consequência negativa às elevadas taxas de juros que apresentamos. Perdemos competitividade internacional e até mesmo “exportamos” empregos, uma vez que, produtos importados se tornam mais baratos do que os concorrentes nacionais. Ao mesmo tempo, uma taxa Selic elevada confere ao governo maior capacidade de endividamento. Porém, uma elevação dessa taxa implica em aumento da dívida pública.

Fica evidente, então, a importância da taxa Selic para nossa sociedade. Sua determinação e seus movimentos norteiam diversas decisões e afetam demasiadamente nossa economia. Os níveis atuais de juros não são sustentáveis em hipótese alguma e se torna cada vez mais necessária a necessidade de se reavaliar a utilização deste instrumento de política monetária.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

CARVALHO, Fernando J. Cardim, et al. *Economia Monetária e Financeira: Teoria e Política*. 2. Ed. Rio de Janeiro: Campus, 2007.

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

ERBER, F. *Development Projects and Growth Under Finance Domination – The Case of Brazil During the Lula Years*. Mimeo, 2008.

JUDD, John P.; RUDEBUSCH, Glenn D. *Taylor's Rule and the Fed: 1970-1997*. Federal Reserve Bank of San Francisco. *Economic Review* 3, pp. 3-16, 1998.

MENDONÇA, H. F. *Mecanismos de Transmissão Monetária e a Determinação da Taxa de Juros: Uma Aplicação da Regra de Taylor ao Caso Brasileiro*. *Economia e Sociedade*, 16, pp. 65-81, 2001.

MODENESI, Andre de M. *Convenção e Rigidez na Política Monetária: Uma Estimativa da Função de Reação do BCB (2000-2007)*. Seminário de Pesquisa IE/UFRJ, 2009.

MOHANTY, M. S.; KLAU, Marc. *Monetary Policy Rules in Emerging Market Economies: Issues and Evidence*. BIS Working Papers 149, 2004.

SOARES, João J. S.; BARBOSA, Fernando de H. *Regra de Taylor no Brasil: 1999-2005*. Salvador: XXXIV Encontro Nacional de Economia da Anpec, 2006.

TAYLOR, John B. *Discretion Versus Policy Rules in Practice*. Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy 39, pp. 195-214, 1993.