

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - PPGE**

Paulo Chananeco Fontoura de Barcellos Neto

**O SISTEMA DE METAS PARA A INFLAÇÃO: UMA AVALIAÇÃO EMPÍRICA DA
EXPERIÊNCIA BRASILEIRA**

Porto Alegre

2007

DADOS INTERNACIONAIS DE CATALOGAÇÃO NA PUBLICAÇÃO (CIP)
Responsável: Biblioteca Gládis W. do Amaral, Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS

B242s

Barcellos Neto, Paulo Chananeco Fontoura de

O sistema de metas para a inflação : uma avaliação empírica da experiência brasileira / Paulo Chananeco Fontoura de Barcellos Neto. – Porto Alegre, 2007. 175 f. : il.

Orientador: Marcelo Savino Portugal.

Tese (Doutorado em Economia) - Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas, Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre, 2007.

1. Inflação : Brasil. 2. Política econômica : Brasil.
3. Política monetária : Brasil. I. Portugal, Marcelo Savino. II. Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Faculdade de Ciências Econômicas. Programa de Pós-Graduação em Economia. III. Título.

CDU 336.748.12 (81)

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - PPGE**

Paulo Chananeco Fontoura de Barcellos Neto

**O SISTEMA DE METAS PARA A INFLAÇÃO: UMA AVALIAÇÃO EMPÍRICA DA
EXPERIÊNCIA BRASILEIRA**

Orientador: Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal

**Tese apresentada ao Programa de Pós-
Graduação em Economia da Faculdade de
Ciências Econômicas da UFRGS como
requisito parcial para obtenção do título de
Doutor em Ciências Econômicas**

Porto Alegre

2007

Paulo Chananeco Fontoura de Barcellos Neto

**O SISTEMA DE METAS PARA A INFLAÇÃO: UMA AVALIAÇÃO EMPÍRICA DA
EXPERIÊNCIA BRASILEIRA**

**Tese apresentada ao Programa de Pós-
Graduação em Economia da Faculdade de
Ciências Econômicas da UFRGS como
requisito parcial para obtenção do título de
Doutor em Ciências Econômicas**

Aprovada em: Porto Alegre, 6 de março de 2007.

Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal - Orientador
UFRGS

Prof. Dr. Marcelo Kfoury Muinhos
CITIGROUP - BRASIL

Prof. Dr. Roberto Camps de Moraes
UNISINOS

Prof. Dr. Joilson Dias
UEM

Agradecimentos

“Tenho convicção que o aluno tem condições de realizar um ótimo curso e obter êxito na sua conclusão”.

Existem momentos em nossas vidas que são muito difíceis de serem traduzidos em palavras, diante da representatividade que adquirem. Agradecer às pessoas que contribuíram para a finalização de uma etapa torna-se, de certa forma, repetitivo e, ao mesmo tempo, imprescindível. Assim, os agradecimentos que farei devem ser lidos com a ressalva de que são muito pequenos diante da importância do papel que cada uma das pessoas que serão citadas tem na minha vida.

Primeiramente, agradeço a minha grande família, avós, tios, primos, cunhados, sogro, sobrinhos,..., na medida em que constituem um sólido alicerce para que eu enfrente os desafios com os quais tenho me deparado. Em especial, não poderia deixar de mencionar minhas irmãs, Daniela, Aline e Tatiana e meus pais, Paulo e Rejane, pelo interminável apoio, interesse e dedicação que demonstram em todas as circunstâncias da minha vida. Certamente, sou conseqüência do meu ambiente familiar e dos valores que meus pais me passaram desde quando era criança.

Aos amigos e colegas de profissão, muito obrigado pelo apoio, que iniciou no departamento econômico da Fiergs e hoje se consolida no investimento que o Banco Cooperativo SICREDI vem fazendo na minha formação. Agradeço ao Igor, pela compreensão e flexibilidade que me permitiram conciliar o trabalho com a dedicação que o doutorado exige. Ao Alexandre, agradeço muito pela amizade construída dentro e fora do ambiente de trabalho. Certamente, nossa parceria ainda não acabou. Ao Renato e ao Fernando, que compreenderam a importância que a formação acadêmica tem no retorno potencial dentro da empresa e sempre me apoiaram para a construção deste trabalho. Aos amigos Enestor e Anderson, que mesmo estando em outro país, se dispuseram a ler e a trocar idéias sobre esta tese. Enfim, meus mais sinceros agradecimentos a todos vocês.

Falar do papel do meu orientador para a conclusão desta etapa é uma honra. A frase que inicia este texto está contida na carta de recomendação que ele fez quando me candidatei para ingressar no doutorado. Evidentemente, acabei lendo-a por acaso, mais de um ano após meu ingresso no curso. A confiança que lá estava depositada simplesmente me pegou de surpresa, mas serviu como um combustível inesgotável de motivação e responsabilidade para estar, neste momento, entregando o trabalho final. Obrigado Marcelo, pois tua dedicação à Ciência Econômica já produziu muitos frutos, incluindo uma geração de profissionais que viram em ti um exemplo a ser seguido. Tenho orgulho de ter tido a tua orientação e me tornado, além disso, teu amigo.

Por fim, dedico esta tese a minha esposa Danielle. Não sou capaz de te dizer o quão tens sido importante nas minhas conquistas. Nessa, em particular, teu papel foi muito especial, pois estavas ao meu lado em todos os momentos. Tua permanente vigilância não deixou, sequer, que eu pensasse que não conseguiria. Tua cobrança e compreensão permitiram a conclusão de mais uma etapa nas nossas vidas. Etapa essa que ganha uma dimensão ainda maior quando lembramos o quão distante estava há bem pouco tempo atrás. Um sonho para nós, que tu me permitiste vivê-lo. Teu amor incondicional é o que eu tenho de mais valioso. Muito obrigado.

Resumo

O objetivo desta tese será o de contribuir com o desenvolvimento do Sistema de Metas para a Inflação no Brasil. Implantado em 1999, o atual regime monetário brasileiro vem conseguindo manter a evolução dos preços e as expectativas de inflação dos agentes econômicos em conformidade com as metas estabelecidas na maior parte do tempo. Entretanto, existem diversas questões que apresentam espaço para a investigação, tanto teórica, quanto aplicada à realidade brasileira, contexto no qual este trabalho buscou sua justificativa. Primeiramente, é realizado um capítulo teórico que trata dos principais elementos que fundamentam o Regime de Metas de Inflação. Na seqüência, discute-se o papel de regras sub-ótimas no regime e são estimadas funções de reação para o Banco Central do Brasil e para o mercado futuro de juros local. Os resultados permitem observar que há um comportamento compatível com uma Regra de Taylor, tanto por parte da autoridade monetária brasileira, quanto do mercado de juros, sendo esse muito sensível a surpresas nas decisões do Comitê de Política Monetária (COPOM). O terceiro capítulo discute um dos temas mais importantes numa economia sob um sistema de metas: a taxa natural de juros. Seu comportamento é estimado por meio de um modelo macroeconômico simplificado e seus resultados confrontados com outras medidas comumente encontradas na literatura, como filtros estatísticos e uma medida de juros real implícita nas decisões do COPOM, que refutam a idéia de excesso de conservadorismo na condução da política monetária no período avaliado. Por fim, é apresentado um trabalho que discute o papel das instituições como elemento contributivo na condução da política monetária. Mais especificamente, é verificada a existência de ganhos econômicos com a independência dos bancos centrais que adotam o regime de metas.

Palavras-Chave: Sistema de Metas para a Inflação. Política Monetária. Regra de Taylor.

Abstract

This thesis aims to contribute to the development for Inflation Targeting System in Brazil. Implanted in 1999, the current Brazilian Monetary Structure has been able to maintain the price evolution and the expectations of the economic agent's inflation in accordance with the established goals most of the time. However, there are several issues to be argued about, not only theoretical matters but also the ones applied to the Brazilian reality, context in which this work is based. First, a theoretical chapter on the main elements, which base the Inflation Targeting System, was written. Then, the role of sub-optimal rules in the system is discussed and the reaction functions are estimated for the Brazilian Central Bank and for the domestic interest future market. The results allow us to observe that there is a compatible behavior with Taylor's Rule on the Brazilian monetary authority's side, and the interest market as well, being this very sensitive to surprises in the Committee for Monetary Policy (COPOM) decisions. The third chapter discusses one of the most important issues in an economy under a goal structure: the natural interest rate. Its behavior is estimated through a simplified macroeconomic model and the results are confronted with other measures – commonly found in the literature-, such as statistical filters and a real interest measurement implicit in COPOM's decisions, which refute the idea of excess of conservatism in the monetary policy management in the studied period. Finally, a work that discusses the role of the institutions as a contributive element in the monetary policy management is presented. More specifically, the existence of economic earnings from independence of central banks that adopt the Inflation Targeting System is verified.

Keywords: Inflation Targeting System. Monetary Policy. Taylor's Rule.

Lista de Figuras

Figura 4.1: Taxas Naturais de Juros no Brasil – Filtros Estatísticos (HP e BP)	102
Figura 4.2: Taxa Natural de Juros no Brasil – Regra de Taylor Dinâmica	107
Figura 4.3: Taxa Natural de Juros no Brasil – Modelo de Estado-Espaço	113

Lista de Gráficos

Gráfico 2.1: A Regra de Taylor dos EUA	37
Gráfico 3.1: Curva de Juros em 18/07/2002	58
Gráfico 3.2: Relação entre a Selic e a Taxa de Swap PRE x DI de 180 dias, Coletadas um Dia Após as Reuniões do COPOM (% ano)	79
Gráfico 4.1: Hiato de Juros (Nov/2001 – Set/2005)	116

Lista de Tabelas

Tabela 2.1: Meta Ajustada para a Inflação de 2003 e 2004	27
Tabela 3.1: Estimativas de uma Função de Reação para o Brasil (01/2000-12/2004)	70
Tabela 3.2: Estimativas de uma Função de Reação para o Brasil (01/2000-12/2004)	73
Tabela 3.3: Função de Reação para o Mercado (11/2001-12/2004)	80
Tabela 5.1: Autonomia/IBC e Adoção do Regime de Metas de Inflação	136
Tabela 5.2: Estimativas para a Amostra de Países com Metas de Inflação	145
Tabela 5.3: Estimativas em Dados de Painel	147
Tabela 5.4: Teste de Hausman	147

Sumário

1 Introdução	10
2 O Sistema de Metas de Inflação como Instrumento de Política Monetária	18
2.1 Estrutura Macroeconômica Simplificada com Metas de Inflação	27
3 Estimando Funções de Reação para o Banco Central e para o Mercado Futuro de Juros Pós-Sistemas de Metas para a Inflação no Brasil	41
3.1 Introdução	41
3.2 Funções de Reação Empíricas	44
3.3 Análise das Atas das Reuniões do Comitê de Política Monetária	52
3.4 Função de Reação para o Banco Central Brasileiro	65
3.5 Função de Reação para o Mercado Futuro de Juros	75
3.6 Conclusão	83
4 A Taxa Natural de Juros no Brasil 1999 – 2005	86
4.1 Introdução	86
4.2 A Taxa Natural de Juros	93
4.3 Estimacões Econométricas	100
4.4 Conclusão	117
5 Independência dos Bancos Centrais com Metas de Inflação em Países Desenvolvidos e em Desenvolvimento	120
5.1 Introdução	120
5.2 A Independência dos Bancos Centrais	126
5.3 Independência dos Bancos Centrais e o Regime de Metas para a Inflação	134
5.4 Conclusão	148
6 Conclusão	151
Referências	154
ANEXO A: Filtros Hodrick e Prescott e Band Pass	153
APÊNDICE A: Evolução das Séries Analisadas nos Capítulos 3 e 4	166
APÊNDICE B: Teste ADF de Raíz Unitária nas Séries	173
APÊNDICE C: Teste de Cointegração AEG nos Modelos	174
APÊNDICE D: Estatísticas Descritivas das Séries do Capítulo 5	175

1 Introdução

A adoção do Sistema de Metas de Inflação no Brasil - na segunda metade de 1999 - implicou mudanças estruturais em termos de condução de política monetária no País. A crise de confiança que culminou na desvalorização cambial de janeiro do mesmo ano gerou dúvidas na capacidade do governo de manter a inflação controlada depois do êxito obtido com o plano de estabilização de 1994, e a opção pelo sistema de metas teve o compromisso e o desafio de atingir esse objetivo.

A partir de então, o Banco Central do Brasil passou a ter como principal foco fazer com que o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) atingisse o centro da meta estabelecida anos antes pelo Conselho Monetário Nacional, respeitando intervalos de tolerância também pré-definidos².

² Para uma análise da estrutura legal e processos de implementação do Regime de Metas para a Inflação no Brasil, ver Bogdanski, Tombini e Werlang (2002).

Para tal, a instituição começou a trabalhar ativamente com as expectativas dos agentes econômicos, por meio da divulgação de relatórios trimestrais de inflação, das atas dos encontros mensais do Comitê de Política Monetária (Copom) e da realização de pesquisa de expectativas do mercado, almejando que a transparência e a interação entre as partes refletissem em ganhos de credibilidade no regime adotado.

Desde a adoção do regime, muitas questões foram sendo debatidas e investigadas entre analistas e pesquisadores com o intuito de conhecer a sistemática de política monetária em vigor. Do ponto de vista das conquistas, o Sistema de Metas de Inflação se mostrou um instrumento eficaz de política monetária, mantendo a variação dos preços dentro ou próxima dos limites pré-estabelecidos, em circunstâncias nem sempre favoráveis. Dos sete primeiros anos desde a sua implementação, a inflação brasileira, medida pelo IPCA, ficou dentro do intervalo estabelecido pelas metas em quatro (1999, 2000, 2004 e 2005), tendo superado os limites máximos nos outros três (2001, 2002 e 2003). Apesar dessa incidência de insucessos logo nos primeiros anos de regime, a credibilidade depositada por parte dos agentes econômicos foi sendo reconquistada ao longo do tempo, permitindo que o banco central fosse capaz de trazer a inflação para as metas nos anos seguintes. Nesses períodos de maior instabilidade, sobressaiu uma das maiores características do sistema de metas: a capacidade de reação do modelo diante de situações adversas em função de sua flexibilidade. Assim, desde que haja a manutenção da credibilidade por parte dos agentes econômicos, situações adversas, uma vez entendidas como atípicas, são

suavizadas ao longo do tempo, reduzindo os custos econômicos de curto prazo sem que ocorra a perda do compromisso com a estabilidade de preços no médio prazo.

O exemplo brasileiro nos anos de maior incerteza e descumprimento das metas inflacionárias, bem como os avanços ainda em andamento no arranjo monetário foi tema de investigação de muitos trabalhos nos últimos anos. Giavazzi, Goldfajn e Herrera (2005), Pastore e Pinotti (2005) são exemplos de obras que analisam como foi possível gerenciar a política monetária brasileira durante anos de extrema dificuldade, em particular 2001 e 2002 e 2003, sem que houvesse uma descrença generalizada no regime, a tal ponto de comprometer sua viabilidade futura em termos de continuidade. Na verdade, ao realizar uma avaliação retrospectiva, é forçoso reconhecer a boa capacidade de absorção de impactos negativos que o sistema de metas, conjugado com um regime de câmbio flutuante e a política de metas primárias no lado fiscal, apresentou no Brasil. As metas de inflação nos anos de 2004 e 2005 foram cumpridas, a atividade econômica apresentou expansão no período e as expectativas presentes para os próximos anos caminham na mesma direção. Parte desta conquista deve ser atribuída à compreensão crescente que foi sendo absorvida por parte da maioria dos agentes econômicos no tocante à dinâmica do sistema, seus objetivos, instrumentos e limitações.

Por outro lado, apesar desse perceptível amadurecimento, muitas questões ainda seguem em aberto e são de importância ímpar para a

continuidade do aprimoramento do arranjo monetário atualmente vigente no Brasil. As decisões de política monetária do Copom seguem um padrão condizente com uma regra sub-ótima, tal como uma função de reação proposta por Taylor (1993)? Em caso afirmativo, como as eventuais surpresas nas decisões afetam o mercado de juros de mercado? Porque a taxa real de juros no Brasil tem se mantido em níveis tão elevados, quando comparada com outras nações? Existe “dominância fiscal” na condução da política monetária brasileira? Qual o papel da taxa natural de juros no regime de metas? É possível estimar essa taxa para o caso brasileiro? O regime de metas deve trabalhar com qual tipo de índice de preços? Há ganhos econômicos para países que trabalham com regime de metas e possuem bancos centrais independentes?

É nesse contexto de amadurecimento gradual do regime e investigação permanente das questões relevantes ainda em aberto que esta tese buscou sua justificativa. Contribuir para o debate sobre um tema que está longe de ser consensual, tanto na pesquisa como na atuação profissional de economistas, foi a maior motivação para a elaboração do presente trabalho. Boa parte dos estudos que serão apresentados na seqüência foram feitos ao longo das disciplinas de macroeconomia e econometria do curso. Trata-se, assim, de uma tese aplicada, que busca na fundamentação teórica o alicerce de sustentação dos experimentos, e nos temas ainda em aberto a motivação para contribuir com o amadurecimento do regime em vigor no Brasil. Além desta parte introdutória, o trabalho é composto pela elaboração de quatro capítulos que versam sobre algumas das importantes questões levantadas anteriormente.

No segundo capítulo é feita uma breve apresentação teórica dos principais elementos que fundamentam uma economia regida pelo regime de metas. As obras de Woodford (2003), Clarida, Gali e Gertler (1999), Freitas e Muinhos (2002) são sintetizadas numa perspectiva teórica com o propósito de fundamentar os três ensaios posteriores. Além de uma avaliação qualitativa de aspectos de grande importância num contexto de metas inflacionárias, como o papel da taxa básica de juros como instrumento central de política monetária na atualidade, é apresentada uma estrutura macroeconômica simplificada de uma economia, seguindo proposições já consolidadas como referenciais teóricos. Embora não se almeje trazer contribuições ao longo do curso deste capítulo introdutório, a realização dessa apresentação do tema numa perspectiva teórica torna-se imprescindível para dar sustentação os ensaios seguintes.

No terceiro capítulo, são estimadas funções de reação para o Banco Central do Brasil e para o mercado futuro de juros brasileiro no período que sucedeu à adoção do Sistema de Metas de Inflação, partindo da estrutura funcional de uma regra sub-ótima de política monetária, tal como a sugerida por Taylor (1993). A literatura que investiga empiricamente de que forma as decisões dos banqueiros centrais são realizadas a partir de funções de reação é extensa. Clarida, Galí e Gertler (1998), Judd e Rudebusch (1998), são exemplos de obras constantemente citadas. Mais recentemente, Robert Tchaidze (2004) estimou uma função de reação para o *Federal Reserve* (FED), adicionando ao modelo as projeções que o próprio FED realiza antes de cada encontro. Os resultados dos modelos estimados neste capítulo sinalizam que as decisões tomadas pelo Banco

Central do Brasil podem ser representadas por uma função de reação, levando em consideração o comportamento dos desvios ponderados das expectativas de inflação em relação à meta do presente ano e do ano seguinte e o comportamento do hiato do produto.

No que tange ao comportamento do mercado futuro, Cook e Hahn (1989), Bernanke e Blinder (1992), Roley e Gordon (1995) são exemplos de obras internacionais que tratam sobre o tema. No caso brasileiro, entretanto, a referência é restrita ao trabalho de Tabak (2003), que avalia um período em que o país adotou regimes cambiais e monetários distintos. Assim, a estimação realizada de uma função de reação para o mercado de juros pós-metas inflacionárias no Brasil pode ser vista como uma primeira investigação do papel da comunicação do banco central com o mercado brasileiro. As estimativas indicam que decisões do Comitê de Política Monetária (Copom) - não-previstas pelo mercado - geram importantes oscilações na curva de juros, reforçando o papel da comunicação da autoridade monetária com o mercado como elemento essencial para a condução do regime em tela.

O quarto capítulo tem como propósito estimar o nível de taxa natural de juros no Brasil no período recente. Miranda e Muinhos (2003), Arida, Bacha e Resende (2005), Gonçalves, Holland e Spacov (2005) e Muinhos e Nakane (2005) investigaram os principais motivos que têm mantido o nível de juros reais tão elevados no Brasil, tema que tem sido de permanente debate dentro e fora da academia. Com o propósito de contribuir para esse entendimento,

são realizadas estimativas distintas sobre o comportamento da taxa de juros de longo prazo no Brasil. Utiliza-se de filtros estatísticos nas séries de juros reais *ex ante* e *ex post*, da estimação de uma Regra de Taylor dinâmica que permite obter a taxa real de juros implícita nas decisões de política monetária do Copom. Essas estimações são, num segundo momento, comparadas com a taxa natural de juros brasileira extraída de um modelo macroeconômico simplificado, como sugerido por Laubach e Williams (2003) para o caso norte-americano. Os resultados encontrados indicam que as decisões de política monetária vêm mantendo o nível de juros reais oscilando próximo da taxa natural, sinalizando uma condução relativamente neutra por parte da autoridade monetária brasileira na maior parte do período analisado.

O quinto capítulo versa sobre o papel que o ambiente institucional pode ter nas decisões monetárias. Mais especificamente, o objetivo será avaliar a existência de ganhos em termos de condução da política monetária de ter um banco central independente em países que adotam o Sistema de Metas para Inflação. A literatura que abrange os ganhos da formalização da independência da autoridade monetária, como McCallum (1995), Cukierman, Webb e Neyapti (1992), Cukierman (1992) e Alesina e Summers (1993), mostram, na sua grande maioria, a existência de correlação negativa entre inflação e independência de bancos centrais. Esses ganhos são atribuídos ao isolamento das decisões dos *policymakers* dos interesses de curto prazo característicos dos ciclos políticos. Com o propósito de quantificar se esses ganhos são encontrados empiricamente numa amostra de países que adotaram o Sistema de Metas de

Inflação, foi analisada uma amostra de países desenvolvidos e em desenvolvimento, aplicada numa estrutura de dados de painel, cujos resultados indicam que nações que têm bancos centrais independentes apresentam taxas de juros reais mais baixas do que os seus pares que apresentam bancos centrais ainda subordinados a outras esferas burocráticas. Assim, uma das principais conclusões deste capítulo é que aspectos institucionais também fazem parte do conjunto de elementos que explicam o porquê do Brasil conviver com níveis tão elevados de taxas reais de juros. Por fim, a sexta parte do trabalho é dedicada a apresentação das principais conclusões obtidas ao longo da tese.

2 O Sistema de Metas de Inflação como Instrumento de Política Monetária no Brasil

Uma característica comum aos ensaios aplicados desenvolvidos no trabalho, além do próprio tema em si, diz respeito à influência exercida pelas equações básicas que fundamentam a teoria macroeconômica contemporânea. Em particular, a aceitação da idéia de uma regra de decisão na política monetária como sugerido em Taylor (1993) aparece em todos os ensaios desenvolvidos. Desde a própria estimação da função de reação realizada no segundo ensaio até a obtenção de resultados a partir do emprego indireto da estrutura nos capítulos seguintes, é notória a importância dessa relação ao longo do trabalho. Assim, visando a apresentar sustentabilidade teórica para os conceitos essenciais presentes numa economia sujeita a um regime de metas inflacionárias, será apresentada a seguir uma descrição dos principais fundamentos encontrados na literatura que contextualizam o Regime na teoria macroeconômica moderna.

O tema de metas de inflação começou a ser discutido com certa intensidade nos meios acadêmicos internacionais no início dos anos 1990. Parte desse crescimento teórico deve-se à adoção crescente do regime em muitos países industrializados, incluindo Reino Unido, Nova Zelândia, Canadá, Finlândia, Espanha, Austrália, entre outros. Leiderman e Svensson (1995) defende que o Sistema de Metas de Inflação apresenta duas grandes funções: primeiramente, ele serve como elemento de coordenação de expectativas para os agentes econômicos e, particularmente, para o mercado financeiro; e, em segundo, opera como um guia de transparência na condução da política monetária. Os resultados desta política passam a ser condicionados ao grau de aderência da inflação às metas previamente fixadas, o que não exclui a consideração dos efeitos potenciais sobre o nível de atividade que são gerados no momento da administração da política monetária.

A partir do fim do sistema de Bretton Woods, foi ampliado o espaço para uma redefinição de políticas monetárias que os bancos centrais poderiam adotar com o intuito de garantir a estabilidade dos preços e o crescimento econômico. A estratégia majoritária na metade dos anos 1970, até o início dos anos 1980, foi a utilização de um agregado monetário como forma de conter a evolução dos preços, em que medidas do estoque de moeda foram usadas como metas em diversos países. A razão teórica da meta monetária repousa nos princípios desenvolvidos por Milton Friedman, partindo da idéia de que o banco central deveria manter uma taxa de crescimento da riqueza relativamente constante para obter estabilidade nos preços. No entanto, a

utilização da âncora monetária veio perdendo espaço prático para outros regimes, em função de vários motivos ligados, em sua maioria, a inadequação dos instrumentos ao contexto dinâmico do sistema financeiro moderno.

A “família” dos regimes de cambio fixo, com maior ou menor grau de utilização da taxa de câmbio como instrumento central para a estabilidade dos preços, foi utilizada por várias nações, durante a maior parte da década de 1990, como solução para os problemas inflacionários enfrentados na época. Não obstante, entre os arranjos institucionais de política monetária, a âncora cambial, quando utilizada na sua plenitude, mostrou-se muito suscetível a instabilidades financeiras, principalmente em economias menores, dado que a sustentabilidade de uma taxa de câmbio predeterminada é dependente das condições de financiamento externo, o que em situações de crises financeiras mostrou-se desfavorável, como foi visto no México (1994), no Sudeste Asiático (1997), no Brasil (1999) e da Argentina (2002). Foi diante desse contexto de insucessos que a adoção da taxa básica de juros como instrumento central na condução da política monetária foi ganhando terreno.

Woodford (2003) chama a atenção para a contradição ainda existente entre os modelos macroeconômicos contidos em grande parte do escopo teórico, em que os agregados monetários são usados como principais instrumentos de controle inflacionário, e o mundo prático, em que a grande maioria das autoridades monetárias utiliza a taxa de juros como principal ferramenta de controle dos preços. Na verdade, tal dicotomia vem sendo verificada há algum tempo na literatura e já foi notada em obras anteriores. Segundo Goodhart (1989),

por exemplo, tanto Milton Friedman quanto John Maynard Keynes já deixavam transparecer essa característica em suas obras³.

Uma das explicações que se pode dar para esse comportamento paradoxal reside numa idéia defendida por Sargent e Wallace (1975) de que regras de política monetária baseadas em taxas de juros não levariam a economia para um equilíbrio, num contexto de expectativas racionais. Assim, seria necessário ter uma meta de expansão para algum agregado monetário para conter a inflação, ou seja, em casos de elevações entendidas como excessivas dos níveis de preços, a restrição dos meios monetários levaria ao aumento do custo do dinheiro, via taxas de juros mais altas, ou redução da atividade suficiente para que a economia se ajustasse a um novo equilíbrio sem descontrole dos preços.

Entretanto, como McCallum (1981) observa, a inconsistência no trabalho de Sargent e Wallace (1975) – numa política monetária guiada por uma meta nominal de juros – é apenas assegurada nos casos em que a taxa básica de juros é determinada de forma exógena. Assim, especificações teóricas como a estabelecida por Taylor (1993), em que a taxa básica de juros é determinada em função do comportamento de variáveis endógenas, não se enquadrariam nesse contexto restritivo. Além disso, quando se considera que o

³ *“When either of these great economist would discuss practical policy matters concerning the level of short-term interest rates, they had no doubts that these were normally determined by the authorities, and could be changed by them, and were not freely determined in the market [...] but when they came to their more theoretical papers, they often reverted to the assumption that the Central Bank sets the nominal money stock, or alternatively fixes the level of the monetary base, (with) the demand and supply of money [...] equilibrated in the short run [...] by market-led developments in nominal interest rates”.* (GOODHART, 1989, p. 330-331).

canal de transmissão do controle dos agregados monetários para os preços é exatamente a variação do custo do dinheiro – medido pela taxa de juros –, a utilização direta da taxa de juros para conter os preços apresenta benefícios do ponto de vista da eficácia e da simplificação do instrumento utilizado.

Woodford (2003) vai mais longe, desenvolvendo um escopo teórico em que é possível estabelecer uma situação de equilíbrio com expectativas racionais para uma economia que tem sua política monetária regida pela definição periódica de uma taxa básica de juros. Para o autor,

Over the course of the twentieth century, it came to be accepted that no convertibility of national currencies into a real commodity such as gold was necessary in order for central banks to act in a way that controlled the value of their currencies. Moreover, once this was accepted, it quickly became evident that nations were better off not relying upon such crude mechanism as a gold standard, which left the value of the national unit of account vulnerable to fluctuations in the market for gold. Similarly, once one accepts that the adjustment of interest rates to head off undesired price-level variation can be managed by central banks without any need for so mechanical a discipline as is provided by a money-growth target, it should be clear that a properly chosen interest-rate rule can be more efficient than monetary targeting, which has the unwanted side effect of making interest rates (and hence the pace of aggregate expenditure) vulnerable to variations in the relation between desired money balances and the volume of transactions. (WOODFORD, 2003, p. 47).

Da mesma forma, Clarida, Gali e Gertler (1999) também não se eximem do debate a respeito do porquê as metas monetárias, quando utilizadas como metas intermediárias para conter a evolução dos preços, são preteridas na prática pela maioria dos bancos centrais na atualidade. Se a demanda por um agregado monetário qualquer for estável, argumentam, é provável que haja covariância estável entre esse agregado e o PIB, por exemplo.

Entretanto, as tentativas de adoção empírica analisadas por alguns autores⁴ indicaram não haver estabilidade nos agregados monetários, que sofrem muita influência de inovações que afetam a velocidade de circulação da moeda. Assim, há uma perda de controle da eficiência do instrumento como forma de atingir a estabilidade dos preços. Os autores sumarizam essa questão em dois postulados:

With imperfect information, stemming either from data problems or lags in the effect of policy, the optimal policy rules are the certainty equivalent versions of the perfect information case. Policy rules must be expressed in terms of the forecasts of target variables as opposed to the ex post behavior. Using observable targets, such as broad money aggregates is a possibility, but experience suggests that these indirect indicators are too unstable to be used in practice. (CLARIDA; GALI; GERTLER, 1999, p. 50.)

Large unobservable shocks to money demand produce high volatility of interest rates when a monetary aggregate is used as the policy instrument. It is largely for this reason that an interest rate instrument may be preferable. (CLARIDA; GALI; GERTLER, 1999, p. 52)

Transparência e flexibilidade são outras duas grandes características do Sistema de Metas de Inflação. Por transparência, entende-se clara e oportuna comunicação dos objetivos da política, planos e táticas, visando ao entendimento do público das ações futuras de forma a minimizar a incerteza nos mercados durante a execução contínua da política monetária. Entre os objetivos de transparência política estão: intensificar o entendimento do público sobre o que a política monetária pode ou não pode fazer, redução de incertezas econômica e financeira e o fortalecimento da atribuição da responsabilidade final ao governo e às autoridades monetárias.

⁴ Ver Friedman e Kuttner (1996) para maiores detalhes.

Visando a aumentar o processo de compreensão das suas ações por parte dos agentes econômicos, é comum que bancos centrais utilizem ferramentas de comunicação entre a autoridade monetária e a sociedade. Relatórios trimestrais de inflação, contendo os cenários com que trabalha o banco central, e a divulgação das atas dos comitês de política monetária, são os principais instrumentos de comunicação existentes entre os países que adotam o Regime de Metas. Permitir que os agentes de mercado entendam os compromissos de forma antecipatória é uma condição importante para o êxito do regime. Para que a taxa básica tenha efeito prático no controle inflacionário, a estrutura a termo da taxa de juros de mercado deve estar alinhada com o nível entendido como adequado por parte da autoridade monetária. Descolamentos entre a taxa básica e as expectativas de juros embutidas nas taxas de mercado podem ocorrer em situações particulares, com efeitos não-desprezíveis sobre a formação futura da curva de juros⁵, entretanto, esses momentos devem ser de caráter transitório, para que a política monetária tenha eficácia.

Nesse sentido, o papel da correta e consistente comunicação é muito importante, na medida em que há um claro processo de aprendizado por parte dos agentes de como são as ações dos responsáveis pela condução da economia. No Relatório Trimestral de Inflação de março de 2006, por exemplo, o banco central brasileiro mostrou como vem sendo crescente o grau de previsibilidade por parte dos agentes de mercado das decisões futuras do Copom.

⁵ Esse assunto será alvo de investigação no Capítulo 3.

Esse trabalho envolve um esforço permanente e que traz benefícios relevantes em termos de êxito do regime de metas.

A flexibilidade seria a habilidade dos bancos centrais em reagir efetivamente a choques de curto prazo dentro das restrições impostas pelo Sistema de Metas de Inflação. Uma crítica natural que poderia ser atribuída ao Regime de Metas de Inflação seria que ao focar apenas numa meta para a variação de um índice de preços a autoridade monetária estaria desconsiderando os efeitos das decisões também gerados sobre o nível de atividade. Todavia, tal avaliação pecaria por desconsiderar a capacidade existente no Regime de flexibilizar os instrumentos e metas ao longo do tempo sem que isso represente, necessariamente, perda de credibilidade do banco central.

Um primeiro aspecto que deve ser notado é que o arranjo monetário que predomina entre os bancos centrais está muito mais para metas flexíveis de política monetária do que para metas fixas. Assim, dependendo da natureza dos choques inflacionários, a autoridade monetária possui graus de liberdade para combatê-los na sua plenitude (metas fixas) ou suavizar os efeitos (metas flexíveis) para não penalizar excessivamente o nível de atividade. Ademais, como será visto nas equações que fundamentam o regime em tela, faz parte da função objetivo dos bancos centrais minimizar o hiato do produto, explicitando a preocupação com o lado real da economia.

A experiência brasileira, embora ainda recente, é extremamente rica em exemplos de como é possível administrar o Regime de

Metas de forma flexível sem que isso comprometa a credibilidade dinâmica dos gestores de política monetária. Em pelos menos três oportunidades, 2002, 2003 e 2004 o Banco Central do Brasil optou por abdicar de perseguir o centro da meta de inflação diante da natureza dos choques que afetaram a dinâmica dos preços e dos custos necessários em termos de atividade, para que a inflação pudesse convergir rapidamente para o centro das metas.

Dentre os momentos em que o processo de flexibilização foi utilizado, o ano de 2003 é o que deixou mais claro como a suavização dos choques podem ser perfeitamente absorvidos pelo regime. Diante da grande desvalorização cambial ocorrida em 2002, era natural projetar que 2003 carregaria um enorme efeito inercial, de tal sorte que combater a totalidade desses efeitos seria muito custoso em termos de produção, renda e emprego. Nessas circunstâncias, o Banco Central do Brasil introduziu um novo sistema de “metas ajustadas” de inflação. Por este sistema, a meta estabelecida pelo Conselho Monetário Nacional (CMN) passou a ser corrigida pelo “efeito primário do aumento dos preços administrados por contrato ou monitorados” e por uma parcela referente aos “impactos inerciais da inflação do ano anterior”. O impacto primário dos preços administrados foi calculado como a parcela que excedia a meta original, exclusive, a desvalorização cambial e a inércia. Na época, a autoridade monetária propôs corrigir 33% da inércia inflacionária em 2003 e 2004. Assim, as

metas originais de inflação de 2003 e 2004 foram alteradas de 4% e 3,75% para 8,5% e 5,5%, respectivamente, conforme apresenta a Tabela 2.1⁶.

Tabela 2.1

Meta Ajustada para a Inflação de 2003 e 2004

Item	2003	2004
Meta para a inflação decidida pelo CMN	4,0	3,75
Choque dos preços administrados e monitorados	1,7	1,1
Inércia a ser combatida nos anos seguintes	2,8	0,6
Inércia herdada no ano anterior (total)	4,2	1,0
Sobre os preços administrados	1,4	0,4
Sobre os preços livres	2,8	0,6
Meta Ajustada	8,5	5,5

Fonte: Banco Central do Brasil, Carta Aberta ao Ministro da Fazenda, – 02/2003.

2.1 Estrutura Macroeconômica Simplificada com Metas de Inflação

O objetivo desta seção será apresentar uma estrutura macroeconômica simplificada de uma economia num contexto de metas para a inflação, seguindo a proposição teórica de Clarida, Gali e Gertler (1999) e Woodford (2003) e a aplicação empírica para o caso brasileiro de Freitas e Muinhos (2002). Nesse sentido, será objeto desta seção ilustrar as principais

⁶ Em setembro de 2004, novamente, a autoridade monetária optou por deixar explícita que seria adotada, mais uma vez, uma medida de meta ajustada para a inflação que seria perseguida em 2005. Dizia a ata da centésima reunião do Copom: “Ao compatibilizar o ritmo de preenchimento do hiato do produto no curto e médio prazos com a trajetória de metas para a inflação, esse ajuste evitará que medidas mais drásticas venham a ser necessárias no futuro para desinflacionar a economia, cujos danos ao ciclo de crescimento poderiam ser grandes. Além disso, evitar que a inflação possa vir a se acelerar é crucial para que tenha prosseguimento de forma saudável e balanceada o processo de retomada da atividade iniciado em 2003, pela preservação das forças que darão sustentação aos componentes da demanda doméstica mais dependentes da renda do trabalho. Nesse sentido, o ajuste da política monetária tem como objetivo último oferecer condições de sustentabilidade de longo prazo ao processo de crescimento da economia brasileira” (Banco Central do Brasil. Ata da 100ª Reunião do Comitê de Política Monetária, 2004).

equações que fundamentam o arranjo monetário nos países que adotam o Sistema de Metas de Inflação. Cumpre citar, mais uma vez, que boa parte das equações apresentadas a seguir serão utilizadas nos trabalhos aplicados contidos nos próximos capítulos.

A característica central do arcabouço teórico da literatura que trata do tema é a representação de um modelo dinâmico em que a política monetária está inserida numa idéia de rigidez temporária de preços nominais. Neste contexto, a política monetária afeta o lado real da economia no curto prazo, de forma muito similar aos modelos macroeconômicos tradicionais sumarizados nas equações IS-LM. A diferença fundamental é que as equações desenvolvidas representam comportamentos dinâmicos da economia gerados a partir da otimização das decisões de consumidores e firmas. Assim, o comportamento corrente da economia está muito ligado às expectativas formadas no presente sobre as decisões futuras dos agentes econômicos.

Sendo y_t e y_t^* elementos estocásticos em *log* do produto e a taxa natural do produto, respectivamente, o hiato do produto (h_t) é definido como a diferença entre o produto e o produto potencial. Por produto potencial, entende-se como crescimento equilibrado da atividade de tal sorte a não haver pressão inflacionária pelo lado da demanda. Ou, dito de forma análoga, é o nível de atividade que deve prevalecer se salários e preços forem perfeitamente flexíveis. Importante notar que a inclusão dessa variável no modelo traz à tona um importante problema para ser contornado na condução da economia. Assim como outras definições na teoria econômica, a medição empírica do produto potencial é

uma tarefa que não é trivial, por se tratar de uma informação não-observável. A literatura que trata deste problema vem crescendo⁷, embora ainda exista imprecisão na apuração. Filtros estatísticos, decomposição de séries em elementos não-observáveis e estimativas de funções de produção são os processos mais utilizados na tentativa de minimizar o problema. Woodford (2003) levanta outra questão relativamente pouco explorada no caso brasileiro, defendendo que a medida de hiato nos modelos de política monetária baseados em regras, como o sistema de metas, deveria olhar para o papel do hiato sobre alguma medida ligada ao mercado de trabalho, ao invés da produção, como salários reais, produtividade do trabalho, custo unitário do trabalho, dentre outros. Adicionalmente, definiu-se π_t como a inflação ocorrida no período t e i_t a taxa nominal de juros.

A economia é representada por um modelo que é composto por duas equações, uma pelo lado da demanda (IS) e outra pelo lado da oferta (Curva de Phillips). Mais especificamente,

$$h_t = -\phi(i_t - E_t \pi_{t+1}) + E_t h_{t+1} + g_t \quad (1)$$

$$\pi_t = \lambda h_t + \beta E_t \pi_{t+1} + u_t \quad (2)$$

Sendo g_t e u_t elementos que representam outras variáveis que podem fazer parte dos modelos (como taxa de câmbio e uma medida de

⁷ Uma boa resenha a este respeito, com aplicação ao caso brasileiro pode ser encontrada em Araújo, Areosa e Guillén (2004).

política fiscal), ou comportamentos erráticos que obedecem, respectivamente, as seguintes relações:

$$g_t = \mu g_{t-1} + \hat{g}_t \quad (3)$$

$$u_t = \rho u_{t-1} + \hat{u}_t \quad (4)$$

Onde, $0 \leq \mu, \rho \leq 1$, e \hat{g}_t e \hat{u}_t são variáveis aleatórias i.i.d., com média zero e variâncias constantes.

A equação (1) é obtida partindo da identidade que $Y_t = C_t + G_t$, sendo C_t e G_t consumo das famílias e gastos do governo, respectivamente. Pode-se reescrever a equação de Euler do consumo em termos lineares em log como:

$$y_t - e_t = -\varphi(i_t - E_t \pi_{t+1}) + E_t(y_{t+1} - e_{t+1}) \quad (5)$$

Em que $e_t = -\log\left(1 - \frac{E_t}{Y_t}\right)$ é obtida de forma exógena.

Usando a definição de hiato de produto e fazendo $g_t = E_t(\Delta z_{t+1} - \Delta e_{t+1})$ é possível se chegar à equação (1). É interessante notar que esta representação difere da curva IS fundamentalmente em função da dependência do comportamento da demanda presente a variações nas expectativas do produto e dos juros. Aumento esperado no produto eleva o produto corrente, na medida em que os indivíduos preferem suavizar o consumo futuro, impactando o nível corrente da atividade. O efeito negativo da elevação nas expectativas de juros reflete a substituição

intertemporal do consumo, representado por φ . Por fim, g_t pode ser entendido como um choque de demanda.

A Curva de Phillips representada na equação (2) é derivada de um problema de otimização num contexto de competição monopolística, em que cada firma define o nível de preços de seu produto sujeita à frequência de ajustes futuros nos preços. Dessa forma, a equação (2) é uma aproximação linear da agregação da decisão de cada firma em alterar seu nível de preços. A principal diferença dessa proposição em relação a uma curva de Phillips tradicional é o ingresso da expectativa no presente em relação à inflação futura ($E_t\pi_{t+1}$), ao invés da tradicional expectativa passada em relação à inflação presente ($E_{t-1}\pi_t$).

Nesse contexto, pode-se depreender que as firmas definem seus preços no presente com base nas expectativas sobre o comportamento futuro de seus custos marginais. Essa relação deriva do modelo apresentado por Calvo (1983), em que a inflação respeita a seguinte relação:

$$\pi_t = \beta E_t(\pi_{t+1}) + \delta mc_t \quad (6)$$

Neste caso, mc_t representa o desvio do custo marginal em relação ao seu estado de equilíbrio. Assim, é comumente suposto na literatura que a relação entre hiato do produto com o custo marginal da firma é dado por $mc_t = kh_t$, sendo k a elasticidade do produto ao custo marginal. Dessa forma, supondo que u_t representa os desvios dessa relação – motivados por choques de oferta –, é possível se chegar à equação de Phillips representada em (2).

Uma vez definidas as relações de oferta e demanda, a política monetária deve ser gerenciada a partir de seu instrumento: a taxa básica de juros. Num contexto em que se supõe rigidez nominal nos preços no curto prazo, variações na taxa básica de juros exercem efeitos sobre a taxa real de juros, também no curto prazo. Variações positivas na taxa real afetam o hiato do produto que, por sua vez, impacta a dinâmica dos preços. Partindo-se do pressuposto de que as expectativas afetam as decisões presentes, a percepção presente dos agentes econômicos privados sobre as decisões futuras da autoridade monetária são muito relevantes. Nesse tipo de ambiente, as decisões dos bancos centrais podem ser tomadas a partir de comportamentos de otimização de uma função perda ou por meio de regras exógenas de política monetária sub-ótimas, tal como uma Regra de Taylor (1993).

Do ponto de vista da solução de otimização, conforme Clarida, Gali e Gertler (1999) apresentam, o banco central deve otimizar sua função objetivo apresentada em (7) sujeita às restrições apresentadas pelas equações (1) e (2):

$$\max -\frac{1}{2} E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i [\alpha h_{t+i}^2 + \pi_{t+i}^2] \right\} \quad (7)$$

Na especificação acima, α representa o peso relativo dos desvios do produto em relação ao produto potencial. Assim, cabe a cada autoridade a definição do peso relativo dos desvios da atividade necessários para o cumprimento da meta inflacionária. Neste exemplo, a meta inflacionária foi

suposta como zero, para fins de simplificação, entretanto, as implicações são as mesmas do ponto de vista metodológico quando são considerados os desvios da inflação às metas. A solução desse problema permite extrair uma regra de política monetária ótima.

Um dos aspectos que devem ser destacados na função objetivo representada por (7) é que há a preocupação teórica com as perdas de curto prazo em termos de nível de emprego e renda que a política monetária pode gerar num contexto de metas inflacionárias. Na prática, de forma análoga, não é raro encontrar casos em que há uma suavização dos objetivos inflacionários de curto prazo, desde que não impliquem perda permanente de credibilidade, como foi analisado no caso brasileiro.

Freitas e Muinhos (2002) derivam uma solução ótima para um problema semelhante e, num segundo momento, estimam os parâmetros das equações para a economia brasileira. Neste trabalho, o problema consiste em resolver o seguinte problema de otimização:

$$\min_{\{i_{t+j}\}_t^p} \ell = \frac{\lambda}{2} \sum_{j=1}^T \rho^j E_t (\pi_{t+j} - \pi^*_t)^2 + \frac{(1-\lambda)}{2} \sum_{j=1}^T \rho^j E_t (h_{t+j})^2 \quad (8)$$

Sujeito a equações semelhantes às apresentadas em (1) e (2), diferindo apenas nas defasagens, na inclusão de uma variável fiscal para compor o erro e a dinâmica da taxa de câmbio tanto no lado da oferta como no lado da demanda. Sendo λ a ponderação que a autoridade monetária dá para a variância da inflação comparada com a variância do hiato do produto. Sempre que

λ for 0, a regra ótica coloca toda a ponderação sobre a produção. No outro extremo, sempre que λ for 1, a regra ótica coloca toda a ponderação sobre os desvios da inflação projetada (π_{t+j}) à meta (π^*_t).

A solução do problema acima gera uma taxa de juros ótica dada por:

$$i_t^* = \frac{-\left[\lambda \sum_{j=1}^n \rho^j a_{1,j} \left(E_t \pi_{t+j} - \pi^*_t\right) + (1-\lambda) \sum_{j=1}^n \rho^j E_t h_{t+j} b_{1,j}\right]}{\lambda \sum_{j=1}^n \rho^j a_{1,j} (a_{1,j} + a_2) + (1-\lambda) \sum_{j=1}^n \rho^j b_{1,j} (b_{1,j} + b_2 + b_3)} \quad (9)$$

Em que ρ^j é um fator de desconto e $a_{i,j}$ e $b_{i,j}$ matrizes dos coeficientes estimados⁸. Dessa equação percebe-se que a determinação da taxa de juros ótica está relacionada com questões não-observáveis, como o peso atribuído pela autoridade monetária em relação aos desvios da inflação projetada às metas, comparado com o peso atribuído pela autoridade monetária ao nível de crescimento da atividade. Da mesma forma, as expectativas presentes em relação às trajetórias futuras do hiato do produto e da evolução da inflação aparecem como elementos determinantes para a trajetória da taxa de juros resultante, caracterizando uma idéia de *forward-looking* no Regime de Metas.

Essa representação ilustra o quão complexa é a atividade das autoridades monetárias neste contexto dinâmico, tornando a busca por uma regra ótica um objetivo particular de cada banco central. Esses elementos ilustram a importância empírica crescente que vem sendo observada nos

departamentos de pesquisa dos bancos centrais em construir modelos estruturais confiáveis e manter uma permanente coleta sobre a visão dos agentes privados em relação à trajetória futura das variáveis econômicas.

Woodford (2003) chama a atenção para a dificuldade de uma convergência plena entre autoridades monetárias em termos de utilização de uma regra ótima comum de política monetária. De certa forma, a dificuldade de obtenção de um modelo completo e inequivocamente estável no tempo e entre países contribui para o entendimento dessa realidade. As possíveis variações de sensibilidade de choques de oferta na dinâmica inflacionária, os nível de inflação existente no momento de adoção do Regime de Metas, as sensibilidades das economias a choques externos, são alguns dos exemplos que servem para ilustrar a problemática. Entretanto, tal realidade não impede a obtenção de um sistema baseado em regras, que seja capaz de seguir um caminho compatível com os compromissos pré-determinados, com o correto entendimento dos agentes privados. Nas palavras do próprio autor:

[...] the conception of rule-based policymaking proposed here is not one in which it is necessary for a specific rule to be adopted at some date that can never be reconsidered at any later time. Instead, I have proposed a way of judging the optimality of a policy rule that allows the optimality of a given rule to be reconsidered as often as may be desired. (WOODFORD, 2003, p. 610.)

Assim, apesar da restrição existente em relação à extração de regra ótima de política monetária que sirva para todos os países que adotam o regime de metas, a derivação das regras ótimas para cada país ou a utilização de

⁸ A derivação completa dessa equação encontra-se em Freitas e Muinhos (2002).

regras sub-ótimas, como a função de reação, apresentada por Taylor (1993), se mostram consistente com os pressupostos teóricos.

Taylor (1993) sugere que o comportamento das taxas de juros nos EUA poderia ser representado por uma relação linear simples com a taxa de inflação (π), uma taxa de juros de equilíbrio (r^*) mais uma soma ponderada entre dois desvios: a diferença entre taxa de inflação (medida pelo deflator do PIB) e uma inflação de equilíbrio e o hiato do produto. Assim, a Regra de Taylor depende de duas variáveis exógenas ao modelo: a inflação de equilíbrio e o PIB potencial. A equação proposta foi:

$$i_t = \pi_t + r^* + 0,5(\pi_t - \pi^*) + 0,5(y_t) \quad (10)$$

Em que,

i = taxa de juros dos *Federal Funds* americanos;

r^* = taxa de juros de equilíbrio;

π = taxa de inflação (medida pelo deflator do PIB);

π^* = meta de inflação;

y = desvio percentual do produto real em relação ao produto potencial⁹.

Taylor não derivou esta relação linear de um modelo de otimização, tão pouco estimou esta equação econometricamente, assumindo que os pesos utilizados pelo FED em relação aos desvios da inflação e o PIB seriam

⁹ Taylor (1993) utilizou uma tendência loglinear para o produto potencial entre o primeiro trimestre de 1984 e o terceiro trimestre de 1992.

de 0,5. O autor assume, ainda, uma taxa de juros e uma inflação de equilíbrio de 2%. Essa simplificada representação apresentou um considerável grau de ajuste em relação às decisões de fato tomadas pela autoridade monetária norte-americana, e vem ganhando grande relevância na pesquisa atual sobre política monetária. O Gráfico 2.1 ilustra a diferença entre o comportamento das taxas de juros real e as estimadas pela Regra de Taylor para um período compreendido entre 1970 e 1998, quando o FED teve três presidentes.

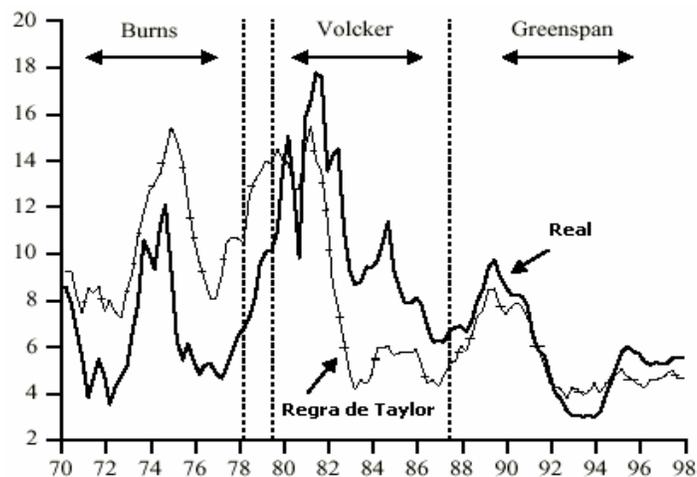


Gráfico 2.1 A Regra de Taylor dos EUA
Fonte: Adaptado de JUDD; RUDEBUSCH, 1998.

Apesar da relativa simplicidade, a Regra de Taylor possui propriedades de elevado valor teórico e prático. Primeiramente, ao trabalhar com variáveis de claro entendimento dos agentes econômicos, acaba por facilitar a compreensão de como a autoridade monetária atua. Ademais, as variáveis contidas na relação linear – inflação e hiato do produto - são de suma importância no atual contexto, além de possuir considerável suporte teórico com a derivação de política monetária ótima apresentada em Woodford (2003), ou em derivações

como a representada na equação (9), obtidas a partir de equações de oferta, demanda e uma função-objetivo. Assim, como será visto no capítulo 3, muitos estudos vêm sendo realizados com o propósito de obter relações de causalidade empírica das decisões dos bancos centrais a partir da proposição de Taylor.

Uma questão importante que surge a partir da proposição linear estabelecida diz respeito à inclusão de uma medida de hiato de produto como variável explicativa das decisões tomadas no tocante à taxa de juros, ao invés de apenas uma medida da variação nos níveis de preços, que é, afinal, o objetivo central da autoridade monetária. O entendimento para essa questão pode ser obtido a partir da observação de que faz parte da função-objetivo derivada dos modelos teóricos das autoridades monetárias manter a economia crescendo próxima de seu nível potencial, permitindo a maximização de bem-estar compatível com a expansão do produto. Assim, a questão mais relevante não diz respeito exatamente à inclusão da variável na função, mas sim a definição do peso que os desvios do produto terão nas decisões sobre elevação ou queda do instrumento de política monetária, ou como obter uma adequada medida de hiato de produto.

Cumprir citar que a regra sub-ótima apresentada pelo autor, apesar de conter várias características condizentes com a própria idéia de política monetária ótima sujeita a regras, não absorve todas as características desejadas de uma regra ótima, o que vem tornando comum a realização de estimações com estruturas semelhantes, mas não idênticas às postuladas na obra original. Um exemplo dessas limitações diz respeito à contemporaneidade das variáveis

explicativas na concepção original, desconsiderando o papel dinâmico e antecipatório do ambiente futuro que permeia o contexto de decisões dos *policymakers*.

Assim, torna-se cada vez mais comum na estimação empírica de funções de reação o emprego de medidas da visão presente sobre as condições futuras das variáveis explicativas da regra. Ao invés de trabalhar com a inflação passada, são utilizados os desvios das expectativas de inflação dos agentes - ou mesmo da própria autoridade monetária - em relação às metas para o futuro, o que também pode ser estabelecido em relação à série de hiato de produto. Ademais, é comum encontrar nas estimações, como será visto posteriormente, termos defasados da própria variável-instrumento, dando a idéia de dependência dinâmica das decisões passadas com as futuras e suavização nas ações dos bancos centrais, o que é visto como adequado na literatura por aumentar o grau de previsibilidade das ações futuras e minimizar os impactos nos mercados financeiros.

Por fim, cumpre mencionar que as regras de política monetária sub-ótimas e consistentes com os postulados teóricos apresentados não se esgotam numa função de reação nos moldes de Taylor. Como defendido em Woodford (2003), por exemplo, uma regra ótima de política monetária poderia ser seguida minimizando os desvios da taxa real de juros do nível de taxa natural de juros Wickselliana. Esse tipo de avaliação será tratado no capítulo 4, que apresentará uma comparação direta entre a medida de taxa natural de juros no

Brasil e as taxas de juros reais implícitas nas decisões de política monetária do Banco Central.

3 Estimando Funções de Reação para o Banco Central e para o Mercado Futuro de Juros Pós-Sistema de Metas para Inflação no Brasil¹⁰

3.1 Introdução

Em face de sua importância, a obtenção de uma função capaz de representar o comportamento das autoridades monetárias na determinação de uma taxa de juros que garanta a estabilidade dos preços, sem prejudicar o comportamento da atividade econômica, desperta o interesse dos economistas há algum tempo. Apesar de existirem formas de extrair regras ótimas de política monetária, tal como apresentando no capítulo anterior, Taylor (1993) propõe que uma equação linear simples é capaz de explicar o comportamento da taxa de juros que remunera os títulos do tesouro norte-americano, o que ficou

¹⁰ Uma versão preliminar deste capítulo recebeu a premiação de segundo lugar no I Concurso Banco Central do Brasil de Política Monetária - 2003 - Categoria Profissional, bem como foi apresentado no VI Encontro de Economia da Região Sul – ANPEC/SUL, setembro de 2003.

conhecido como Regra de Taylor. Desde então, estudos¹¹ passaram a ser realizados usando o mesmo princípio, buscando estimar o que ficou conhecido como *função de reação*, uma estrutura de informações capaz de representar adequadamente a evolução das taxas de juros dos bancos centrais ao longo do tempo.

Na atualidade, diversos bancos centrais vêm utilizando a taxa referencial de juros como principal instrumento de política monetária com o propósito de fazer com que os preços converjam para os níveis entendidos como adequados, sejam para as metas explícitas de inflação ou para patamares aceitáveis. Todavia, oscilações na taxa de juros acabam por gerar impactos importantes nas demais variáveis econômicas, como nas decisões de consumo, no nível de atividade, no fluxo de capitais para o país e na oferta e demanda de crédito da economia. Dessa forma, saber como o banco central toma suas decisões em relação a esse instrumento e como o mercado reage a estas decisões tornam-se questões relevantes para a eficácia dos regimes monetários da maioria dos bancos centrais na atualidade.

A literatura que investiga empiricamente como são tomadas as decisões dos banqueiros centrais a partir de funções de reação é extensa. Trabalhos como Clarida, Galí e Gertler (1998), que estima funções de reação para França, Alemanha, Itália, Japão, Reino Unido e EUA, e o de Judd e Rudebusch

¹¹ Para uma revisão dos trabalhos que estimaram funções de reação, ver por exemplo McCallum (1999) e Taylor (1999).

(1998), que analisa a política monetária americana durante o período que vai de 1970 até 1997 são constantemente citados. Mais recentemente, Robert Tchaidze (2004) estimou uma função de reação para o *Federal Reserve* que insere no modelo as projeções do próprio FED que são realizadas antes de cada reunião, contidas no “*greenbook*”, visando a captar o papel das expectativas nas decisões.

Em relação ao comportamento do mercado futuro, a pesquisa empírica do papel das decisões dos bancos centrais nas curvas futuras de juros também é ampla. No caso norte-americano, os trabalhos de Cook e Hahn (1989), Bernanke e Blinder (1992), Rolley e Sellon (1995, 1998a, 1998b) destacam-se na literatura, enquanto Bettiglione et al. (1996) fazem estimativas para a Inglaterra, EUA, Alemanha e Itália. No caso brasileiro, a referência é o trabalho de Tabak (2003), que estuda o comportamento das curvas futuras de juros na medida em que ocorrem alterações na Selic, antes e depois da implementação do sistema de metas e da flexibilização na taxa de câmbio.

Neste contexto, o objetivo do presente capítulo será estimar uma função de reação para o Banco Central do Brasil e uma função para o mercado futuro de juros brasileiro que possibilite identificar o papel das “surpresas” das decisões do Copom nas curvas de mercado, no período que sucedeu à adoção do sistema de metas de inflação. Para tal, serão apresentadas diferentes estruturas de regras sub-ótimas aplicadas ao caso brasileiro, cujos resultados refutam a utilização da variável taxa de câmbio diretamente na Regra de Taylor brasileira, bem como mostram uma autoridade monetária que suaviza

suas decisões com base nos desvios ponderados dos desvios das expectativas de inflação em relação às metas interpoladas do ano corrente com o ano seguinte.

Além dessa seção, este capítulo está dividido em mais quatro partes. O item dois analisa o embasamento teórico utilizado, enfatizando a equação sugerida por Taylor (1993) e a sua ampla utilização na literatura econômica. A seção seguinte apresenta uma análise qualitativa das reuniões do Comitê de Política Monetária (Copom) a partir da adoção do Sistema de Metas de Inflação até o final de 2004, com o propósito de mapear o comportamento da autoridade monetária brasileira. Na parte quatro, será estimada a função de reação para Banco Central brasileiro, e uma função análoga para o mercado financeiro, em que é encontrada significância estatística entre decisões não esperadas pelo mercado e o comportamento da curva de juros futura. Deixando para a última parte as considerações finais.

3.2 Funções de Reação Empíricas

Taylor (1993) defende que a política monetária deve ser guiada por regras transparentes e críveis, argumentando que esta é a forma mais eficaz de atingir os melhores resultados conjuntos de desempenho - medido pelas taxa de inflação e variação do crescimento econômico. Embora este argumento

seja utilizado de alicerce para a adoção de regimes como o Sistema de Metas para a Inflação, seu artigo é mais citado na literatura pela utilização de uma função de reação para o comportamento das taxas internas de juros nos EUA no período entre 1987 e 1992.

Conforme explicitado no capítulo anterior, a proposição do autor supõe que o comportamento das taxas de juros nos EUA poderia ser muito bem representado por uma relação linear com a taxa de inflação (π), uma taxa de juros de equilíbrio (r^*) mais uma soma ponderada entre dois desvios: a diferença entre taxa de inflação (medida pelo deflator do PIB) e a meta de inflação e o desvio percentual do PIB do PIB potencial. Dessa forma, a Regra de Taylor depende de duas variáveis exógenas ao modelo: a meta de inflação e o PIB potencial. Assim, a relação destas variáveis pode ser definida da seguinte forma:

$$i_t = \pi_t + r^* + 0,5(\pi_t - \pi^*) + 0,5(y_t) \quad (1)$$

Em que,

i = taxa de juros dos *Federal Funds* americanos;

r^* = taxa de juros de equilíbrio;

π = taxa de inflação (medida pelo deflator do PIB);

π^* = meta de inflação;

y = desvio percentual do produto real em relação ao produto potencial¹².

¹² Taylor (1993) utilizou uma tendência loglinear para o produto potencial entre o primeiro trimestre de 1984 e o terceiro trimestre de 1992. Como será discutido posteriormente, neste trabalho utilizaremos os resíduos do filtro de Hodrick-Prescott como *proxy* do hiato do produto.

A partir do trabalho de Taylor, muitas estimativas de funções de reação empírica foram realizadas. Clarida, Galí e Gertler (1998) estimaram uma função de reação para França, Alemanha, Itália, Japão, Reino Unido e EUA. Usando uma versão mais sofisticada, contemplando expectativas dos agentes econômicos e defasagens nas variáveis explicativas, os autores chegaram à conclusão de que existem metas de inflação implícitas nas decisões dos bancos centrais dos EUA, Alemanha e Japão. Além disso, a utilização desta metodologia levou os autores a defenderem explicitamente que um sistema de metas é superior a um sistema de câmbio fixo, em termos de desempenho conjunto das taxas de inflação e do crescimento econômico, levando-se em consideração os dados da amostra.

Judd e Rudebusch (1998) analisa uma função de reação para a política monetária norte-americana durante o período que vai de 1970 até 1997. Os autores encontraram resultados que relacionam os movimentos nas taxas de juros com uma política monetária que almeja inflação baixa no longo prazo e crescimento econômico próximo de seu potencial de curto prazo. Entretanto, assim como em outros trabalhos aplicados, os resultados diferem da especificação original de Taylor em dois importantes aspectos. Primeiro, as taxas de juros parecem reagir mais fortemente aos desvios do PIB do que o artigo original supunha e, segundo, a velocidade do ajuste parece ser mais suave do que Taylor supôs. Ademais, os autores encontraram indícios de que a regra se adapta melhor ao período em que as decisões do *Federal Reserve Board* (FED) estiveram nas mãos de Alan Greenspan.

Ainda em relação aos EUA, o trabalho do economista do Fundo Monetário Internacional, Robert Tchaidze (2004), destaca-se pela estimativa de uma função de reação que insere no modelo as projeções do próprio FED que são realizadas antes de cada reunião, contidas no “*Greenbook*”, visando estimar uma função de reação totalmente focada para a visão presente do comportamento futuro das variáveis (“*forward looking*”). Os resultados obtidos sugerem que a função de reação “*forward looking*” mostra-se mais robusta do que a estimativa baseada num comportamento contemporâneo das variáveis dependentes. Dessa forma, o trabalho defende a idéia de que uma estrutura funcional para as decisões do FED deve levar em consideração as expectativas geradas internamente pelo FED existentes no momento de cada encontro, o que é consistente com os postulados teóricos de uma regra ótima de política monetária com expectativas racionais.

Embora a Regra de Taylor seja a abordagem mais utilizada na realização de análises empíricas, outras formas já apareceram na literatura econômica. MacCallum e Nelson (1999) apresentam os resultados de um trabalho que supõe a renda nominal como regra de política monetária. Os autores comparam os seus resultados com os encontrados no trabalho de Clarida, Galí e Gertler (2000), que utilizaram uma regra de Taylor na forma original. Os autores consideram que as taxas de juros americanas responderiam às expectativas na taxa de crescimento na renda, ao invés da expectativa de inflação. Os resultados mostram que desde 1979 os movimentos da taxa de câmbio nos EUA podem ser relacionados aos movimentos nas expectativas de crescimento da renda, e que a

política monetária pode ser entendida como uma maneira de estabilizar a taxa de crescimento da renda. Essas variações não devem ser vistas com surpresa, visto que existe na abordagem de Woodford (2003), por exemplo, a defesa que a medida de hiato de produto não deveria ser feita pelo lado da oferta, mas sim como por alguma medida dos custos da mão-de-obra, como utilizados nas citações acima.

Em relação ao Brasil, há trabalhos que procuram realizar estimativas do comportamento da autoridade monetária, mesmo para períodos anteriores à adoção do regime de metas. Garcia, Medeiros e Salgado (2002) utiliza, além das variáveis habituais, a variação percentual nas reservas internacionais como um componente explicativo do comportamento da taxa básica Selic. A inserção desta variável está relacionada ao período analisado, anterior ao sistema de metas de inflação, quando o País utilizava o sistema de bandas cambiais como o principal pilar de política monetária. Os autores encontraram bons indícios de relação entre as variáveis explicativas - desvio do PIB, variação das reservas internacionais, e taxa de juros defasada - e o comportamento das taxas de juros. Contudo, um modelo não-linear foi o que se ajustou melhor, resultado que está, segundo os autores, relacionado ao período analisado (de agosto 1994 a dezembro de 2000), em que o Brasil enfrentou fortes crises financeiras.

Muinhos e Alves (2002) apresenta uma estrutura interessante para a função de reação do Banco Central brasileiro ao captar o comportamento das decisões da instituição levando-se em consideração os

impactos nos preços livres e nos preços administrados¹³, cuja capacidade de interferência da política monetária é menor. Os resultados encontrados sugerem que a política monetária brasileira reagiu mais fortemente às variações dos preços livres do que às variações dos preços administrados, embora não seja possível rejeitar a hipótese dos coeficientes encontrados para os preços livres e administrados serem iguais. Müssnich (2003) realiza diversas estimativas de funções de reação para o Banco Central brasileiro, cujos resultados não são conclusivos em apontar a uma única forma funcional que representasse as decisões do Copom no período entre julho de 1999 e dezembro de 2003. O trabalho de Minella et al. (2002) destaca-se pelo desenvolvimento de uma função de reação *forward looking* para o Brasil, ao inserir o comportamento das expectativas de inflação dos agentes como a principal variável explicativa do modelo.

No tocante às investigações sobre a relação entre as decisões dos bancos centrais e o comportamento do mercado futuro de juros, a literatura internacional também é abrangente. O trabalho de Cook e Hahn (1989) é tido como pioneiro na avaliação dos impactos das decisões do banco central dos EUA nas curvas de juros de curto prazo e de longo prazo na década de 1970. Os resultados encontrados pelos autores sinalizaram elevada relação de causalidade entre as decisões do FED e as taxas de curto prazo, e um grau de resposta fraco nas taxas de longo prazo. Outros trabalhos encontram evidências de que as taxas

¹³ Segundo o Banco Central do Brasil, o termo “preços administrados” refere-se aos preços que são insensíveis às condições de oferta e demanda porque são determinados por contratos pré-estabelecidos ou por um órgão do setor público.

de juros de longo prazo apresentam elevado poder de antecipar os movimentos do banco central dos EUA, o que contribui para o entendimento dos resultados obtidos por Cook e Hahn (1989).

Haldane e Read (2000) analisa a influência das surpresas nas decisões de política monetária nas curvas de juros dos mercados inglês, italiano, alemão e norte-americano. O trabalho encontra significativa relação de causalidade entre divulgações relevantes para política monetária e as curvas de mercado, o que foi entendido pelos autores como um forte elo condicionante entre a comunicação das autoridades monetárias e os mercados. Além disso, o trabalho investiga o impacto da implantação do Sistema de Metas de Inflação na Inglaterra na comunicação entre mercado e banco central, cujos resultados sugerem que a introdução deste arranjo monetário reduz o papel das surpresas nas curvas de juros.

No Brasil, existe uma boa quantidade de trabalhos sobre estrutura a termo, como em Oliveira (2003), em que são realizadas diferentes estimativas sobre a composição da curva de juros brasileira, a partir de diferentes metodologias. Por outro lado, a literatura existente sobre a relação entre as decisões do Copom pós-sistema de metas nas curvas de juros é menor, o que pode ser explicado, em parte, pelo curto período transcorrido. Müssnich (2003) estima uma função de reação utilizando taxas de mercado embutidas em contratos de *swap* PRE X DI de 180 dias como variável dependente¹⁴, cujos

¹⁴ Na seção 3.5 é apresentada uma explicação mais detalhada do significado deste tipo de operação no mercado financeiro do Brasil.

resultados encontrados não foram considerados satisfatórios pela autora, o que também pode estar relacionando ao curto período de tempo utilizado ou aos problemas de especificação da forma funcional utilizada.

Dessa forma, a avaliação dos impactos das decisões do Copom na curva de juros brasileira é restrita¹⁵ ao trabalho de Tabak (2003). Nele, são estimadas equações econométricas que captam as respostas dos contratos de juros com diferentes vencimentos¹⁶ às alterações na taxa básica Selic, visando a identificar se há algum componente de surpresa envolvendo as decisões do Banco Central no mercado financeiro. Os resultados indicam que a introdução do sistema de metas com câmbio flutuante foi um evento extremamente relevante na relação condicionante entre o mercado e a autoridade monetária, uma vez que os parâmetros que medem a sensibilidade das mudanças na taxa básica de juros nos contratos futuros apenas se mostraram significativos a partir da alteração na política econômica brasileira. Além disso, a introdução de variáveis binárias, diferenciando os períodos antes de pós-sistema de metas com câmbio flutuante, gerou parâmetros com sinais negativos, mostrando um efeito de amortecimento das relações entre banco central e mercado. Estes resultados vão ao encontro do trabalho de Haldane e Read (2000), que realizaram experimento semelhante para outros países.

¹⁵ Pelo menos na pesquisa realizada pelo autor.

¹⁶ Para operações diárias, Tabak (2003) utiliza a taxa dos contratos CDI, para operações com até três meses, são usadas as taxas embutidas nos contratos futuros de DI, e as taxas embutidas nas operações de swap PRE X DI para vencimentos maiores. É importante destacar que as estimativas não foram realizadas com base numa função de reação, mas sim a partir de uma relação linear que mede a variação das taxas de mercado condicionadas aos movimentos da taxa básica de juros.

3.3 Análise das Atas das Reuniões do Comitê de Política Monetária

Nesta seção, será realizada uma avaliação qualitativa das atas do Comitê de Política Monetária do Banco Central desde junho de 1999 até dezembro de 2004, visando identificar quais as variáveis foram analisadas pelo Comitê (com suas diferentes composições de diretores) ao longo dos primeiros cinco anos e seis meses de Sistema de Metas para Inflação no Brasil. Também será objeto de investigação captar se houve amadurecimento por parte do BACEN na condução do novo regime ao longo deste período, caracterizado por algumas crises no mercado que afetaram a capacidade da autoridade monetária de atingir seus objetivos.

3.3.1 Conteúdo das Atas

A ata da primeira reunião do Copom sob novo regime monetário (junho de 1999) denota a preocupação com a conjuntura externa devido, fundamentalmente, à prática contracionista da política monetária norte-americana, evidenciando pressões que colocavam em risco a saúde financeira de países emergentes como o Brasil. Mesmo com a decisão de reduzir a Selic de

22% para 21%, mantendo a tendência de baixa iniciada no início de 1999, as expectativas de inflação de mercado deterioraram-se durante o mês de julho, em resposta ao choque de inflação causado pelo ajustamento dos preços administrados pelo governo. Este aumento foi percebido pelo mercado como permanente, guiando as expectativas do IPCA para 1999 e 2000, de 7,2% e 4,5% no final de junho, para 8% e 6% no início de agosto, o que aparece com destaque nas manifestações da autoridade monetária. A leitura das primeiras publicações já deixa claro que os movimentos nas expectativas de inflação dos agentes econômicos sempre foram monitorados de perto pelos membros do Copom.

O mercado de câmbio aparecia como foco de atenção do Comitê, caracterizando-se como outra variável comumente citada nas atas. Dado às incertezas sobre a inflação e o panorama externo, o mercado exigiu contratos de *hedge*, especialmente após a decisão de queda da taxa Selic no final de julho. As dificuldades oriundas das pressões sobre o câmbio foram atenuadas na metade de agosto do mesmo ano, quando o Banco Central introduziu uma oferta significativa de títulos indexados ao dólar (NBC-E). A confiança do mercado foi reforçada na reunião de setembro com a manutenção da Selic em 19,5%, interrompendo a seqüência de cortes nos juros iniciados em abril.

Em outubro de 1999, um novo foco dividiu as atenções do Copom naquele ano, mostrando a amplitude das variáveis analisadas. O STF julgou inconstitucional a Lei que aumentava a contribuição dos funcionários públicos para a Previdência Social, o que foi diagnosticado na ata como um

choque inesperado de confiança que poderia colocar em risco o comportamento futuro da inflação, justificando a manutenção da Selic em 19% ao ano.

As reuniões do Copom de dezembro de 1999 a fevereiro de 2000 mantiveram inalterada a taxa Selic em 19% a.a. . Como em momentos anteriores, esta decisão teve como base a avaliação de que o aumento da inflação em outubro e novembro de 1999 foi devido a fatores específicos e transitórios (com muito peso dos preços administrados), sem denotar um processo inflacionário crônico. Ao mesmo tempo, o Comitê identificou as principais fontes de risco para a taxa de inflação para 2000: o ajustamento dos preços administrados pelo governo; e, a evolução dos preços internacionais do petróleo. Quando optou por não alterar a taxa básica neste período, o Comitê se esforçou para sinalizar que estava atuando de forma preventiva sobre os riscos de inflação para o segundo e terceiro trimestres de 2000, especialmente os riscos associados aos preços administrados e do ajuste no preço internacional do petróleo, considerando a defasagem de seis a nove meses de uma redução dos juros de curto prazo sobre os preços.

Nos primeiros vinte meses de adoção do novo regime, é possível notar que as questões fiscais raramente foram fontes de preocupação imediata do Copom, embora não negligenciadas em ocasiões específicas, na medida que incertezas fiscais já mencionadas pudessem se transformar em riscos sobre a trajetória futura da inflação. Não obstante, o cenário externo foi uma restrição para a autoridade monetária, particularmente durante o ano de 2000. A elevação do preço do petróleo, as elevações nas taxas de juros externas e a

crises de confiança em importantes mercados emergentes foram fatores que contribuíram decisivamente para retardar a intensidade na trajetória de baixa na taxa de juros real naquele ano.

Os anos seguintes, em que a inflação brasileira ultrapassou as metas de inflação, foram caracterizados por sucessivos choques externos. No início de 2001, não havia a percepção nas pesquisas de mercado que seria um ano com tantas turbulências na economia brasileira e mundial. Tamanho era o otimismo no início do ano, que logo na primeira reunião de 2001, o Copom decidiu reduzir a taxa Selic de 15,75% para 15,25% ao ano, mantendo trajetória de queda dos juros. Fatos inesperados, como a crise de energia e os atentados terroristas nos Estados Unidos impediram o cumprimento da meta de inflação de 4%, com teto de 6%. O Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) acumulou variação de 7,67% no ano. Não obstante, já se poderia depreender nas atas algumas sinalizações, principalmente quanto ao futuro da política monetária, com mostras de que o aumento dos preços administrados por contrato deveria ser considerado um novo choque para a inflação em 2002. O Comitê afirmava, ainda, que a política monetária deveria ser orientada no sentido de eliminar o efeito secundário dos choques sobre a inflação¹⁷.

A série de choques que a economia brasileira sofreu em 2001 acabou gerando trajetórias de câmbio e preços administrados diferentes das

¹⁷ Ao longo da experiência brasileira com o regime de metas de inflação o Copom agiu em resposta a eventuais diferenças entre a projeção e a meta, discernindo entre o tipo de choque (de custo e/ou demanda) e a natureza destes (permanente e/ou temporário). Em relação aos choques de oferta, o impacto direto sobre o nível de preços não gera resposta da política monetária, ao passo que se utiliza a política monetária para se combater os efeitos inerciais do choque.

previstas pelo Copom ao término de 2000¹⁸. A piora da situação argentina e a perspectiva substancial de desaceleração da economia mundial impuseram pressão sobre a taxa de câmbio, dada a necessidade de ajuste maior nas contas externas. Somaram-se a isso as novas pressões sobre o câmbio advindas da crise de energia que aprofundou as incertezas quanto ao comportamento futuro da economia brasileira. Em março, o Copom efetuou a primeira elevação de 50 pontos base na taxa de juros. Posteriormente, promoveu novas elevações nos juros nas quatro reuniões, passando de 15,75%, em março, para 19%, em julho, mantendo inalterada até o término daquele ano.

Em meados de 2001, o Comitê diagnosticou que era necessário evitar a propagação secundária dos choques de oferta (inércia), procurando administrar a política monetária num horizonte de 12 a 18 meses. Para tanto, manteve inalterada a taxa básica Selic em 19% ao ano entre julho daquele ano e janeiro de 2002. Esta manifestação de convergência da inflação para as metas neste contexto de choques passou a ser menos precisa, aumentando o horizonte de convergência entendido como adequado para, no máximo, 18 meses, e não mais necessariamente no ano presente. A posição do Comitê era de orientar a política monetária tendo em vista suprimir o efeito secundário dos choques sobre os preços, agindo contra movimentos de propagação de aumentos iniciais, preservando o realinhamento inicial dos preços relativos. Com argumentos de buscar uma menor volatilidade em termos de produto, o Copom salientava a

¹⁸ Previsão do Copom de 6,2% de reajuste nos preços administrados em 2001, com base na taxa de câmbio de R\$2,02/US\$ (Banco Central do Brasil, Relatório de Inflação-, 2000).

necessidade da política monetária buscar um prazo de convergência da inflação para as metas que dependesse da intensidade e do grau de constância dos choques, que poderia ir além do ano calendário.

Em 2002, a crise de confiança interna - alimentada pelo quadro de sucessão presidencial - e a crescente aversão global ao risco – que teve origem nas fraudes contábeis em empresas norte-americanas-, causaram impactos significativos sobre a economia brasileira. As dificuldades enfrentadas se refletiram, principalmente, sobre as expectativas de inflação e sobre a taxa de câmbio. O novo descumprimento da meta em 2002 foi intimamente relacionado à depreciação acentuada da taxa de câmbio e à deterioração das expectativas inflacionárias.

Diferentemente do comportamento estável demonstrado pelos índices de inflação nos primeiros meses do ano, o segundo semestre de 2002 foi marcado pela maior intensidade dos fatores supracitados. Destaca-se o aumento de 10,0% dos preços administrados por contrato, mais que o dobro verificado no primeiro semestre do ano (4,9%), além da deterioração da mediana das expectativas do mercado para a inflação nos 12 meses seguintes. Durante o ano, as avaliações do Copom eram baseadas na comparação entre as projeções de inflação e a meta. No primeiro semestre, diante de um quadro menos instável e menor pressão sobre o câmbio, o Comitê reduziu 0,25 p.p. a taxa básica em três ocasiões, situando-a em 18% em julho.

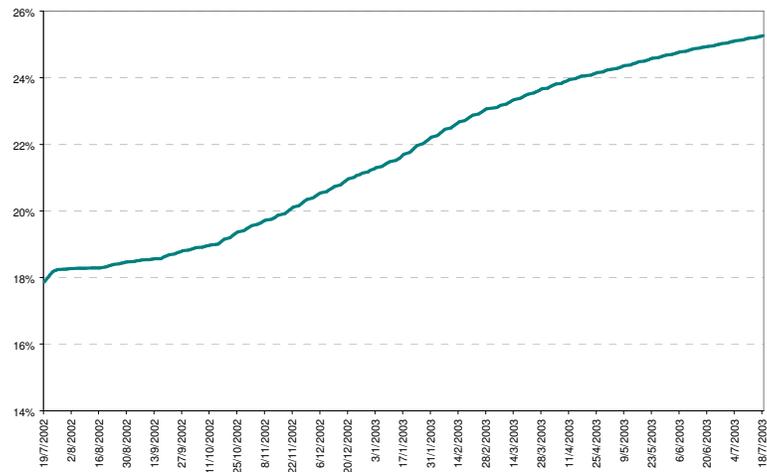


Gráfico 3.1 Curva de Juros em 18/07/200
 Fonte: Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F)

A decisão de optar por nova redução em julho foi relacionada com a revisão do Conselho Monetário Nacional nas metas de inflação para 2003 (de 3,25% para 4,0%), embora o mercado já sinalizasse, através da curva de juros um dia após a decisão, que o ambiente exigiria elevações adicionais na taxa básica ao longo dos próximos doze meses, conforme apresentado no Gráfico 3.1.

O Copom decidiu manter inalterada a taxa de juros em 18% nas reuniões de agosto e setembro, tendo em vista que as projeções para a inflação em 2003 estavam de acordo com a meta. Entretanto, o cenário doméstico sofreu rápida deterioração durante o mês de setembro, tendo a taxa de câmbio atingido R\$/US\$ 3,90. A continuidade da pressão sobre o mercado de câmbio e a divulgação de alguns índices preliminares de inflação minaram as expectativas inflacionárias para 2003, fato que aumentou também a projeção de inflação do Copom, motivando uma reunião extraordinária que aumentaria a taxa Selic para 21% ao ano. Como reflexo da piora nas projeções de inflação, o Banco Central

decidiu aumentar os juros, primeiramente em 1 p.p. e depois em mais 3 p.p., fechando o ano com a meta Selic em 25% a.a..

O Banco Central, sob o comando do novo Presidente, Henrique Meirelles, inicia 2003 enfrentando uma situação delicada, com as projeções de inflação projetando um IPCA acima de 10% para o final do ano. Conforme assumido na própria ata de janeiro:

[...] a forte contração no fluxo de capitais derivada do aumento da aversão ao risco internacional e da crise de confiança em relação à evolução da economia brasileira provocou a necessidade de um ajuste forte no déficit em conta-corrente e, portanto, de um câmbio real mais depreciado [...] (BCB, Ata da 80ª Reunião do Copom, 2003).

O referido processo de depreciação da taxa de câmbio levou o Copom a adotar uma meta de inflação ajustada em 2003¹⁹. Esta meta foi estabelecida levando-se em consideração três fatores: (i) a meta estabelecida pelo Conselho Monetário Nacional (4,0 p.p.); (ii) os impactos inerciais da inflação do ano anterior que seriam combatidos; e (2,8 p.p.) o efeito primário dos choques de preços administrados por contrato e monitorados (1,7 p.p.). Dessa forma, a meta ajustada para a inflação passou a ser de 8,5%. Na medida em que os modelos do Copom sinalizavam uma inflação um pouco acima desta meta, foi elevada a meta da taxa Selic para 25,5% a.a..

Manifestando preocupação com o efeito inercial da inflação do último trimestre de 2002, em fevereiro de 2003, o Copom elevou em 1 p.p. a

meta da taxa Selic, embora reconhecesse que a maior pressão na inflação corrente advinha do grupo dos preços administrados, o que exigia um combate apenas de seus efeitos secundários. O BACEN manteve a taxa básica inalterada até junho, quando reduziu em 0,5 p.p., para 26% a.a. . Durante esse período, a autoridade monetária se mostrou preocupada com a inércia inflacionária maior do que o inicialmente previsto, com alguns preços da economia sendo reajustados pela inflação passada, que era extremamente elevada para os padrões almejados, embora a atividade econômica interna se mostrasse muito desaquecida, o que reduzia o espaço para grandes pressões nos preços.

Na reunião de julho, o Banco Central externou que os modelos de projeção utilizados indicavam que a manutenção da Selic em 26% a.a., num cenário de taxa de câmbio em R\$/US\$ 2,86, apontavam para uma inflação acumulada nos próximos doze meses abaixo da trajetória das metas, considerando que a nova meta para 2004 havia sido alterada para 5,5% pelo Conselho Monetário Nacional na reunião de junho. Na medida em que as projeções da trajetória de inflação para os próximos doze meses foram se mantendo abaixo da necessária para a convergência da inflação para as metas de 2003 e 2004 e considerando um cenário de ausência de pressão inflacionária interna num contexto de crescimento no *front* externo, o Copom decidiu iniciar um processo de reduções sucessivas na taxa básica de julho até dezembro, nas seguintes proporções: 1,5 p.p em julho, 2,5 p.p. em agosto, 2,0 p.p. em setembro,

¹⁹ Maiores detalhes desta metodologia foram tratados no Capítulo 2 e podem ser obtidos na Carta Aberta do Presidente do Banco Central do Brasil ao Ministro da Fazenda de 21.1.2003.

1,0 p.p. em outubro, 1,5 p.p. em novembro e 1,0 p.p. em dezembro, encerrando 2003 com a Selic em 16,5% a.a..

Em janeiro de 2004, o Banco Central interrompeu o processo de sucessivas reduções nos juros, baseado nos sinais de que a atividade econômica estava reagindo à flexibilização iniciada em julho do ano anterior, o que poderia potencializar uma persistência da inflação em patamares incompatíveis com as metas definidas. Além disso, os índices de preços no atacado, impulsionados por pressões nas *commodities*, apresentaram forte crescimento no último trimestre de 2003. Outro destaque nesta ata foi a indicação de que um membro do Comitê votou a favor da continuidade do processo de redução, o que acabou sendo suplantado pela avaliação dos demais. Na reunião de fevereiro, os argumentos foram semelhantes ao da reunião anterior, embora tenham ocorrido pioras nas projeções de mercado para a inflação no primeiro trimestre. Neste particular, o Comitê menciona de forma destacada as projeções das instituições *Top Five*²⁰, que indicavam uma variação para o IPCA próximas de 2% no primeiro trimestre.

Nos meses de março e abril, o Comitê decidiu voltar a reduzir a Selic, com o diagnóstico de que as pressões inflacionárias verificadas ao final do ano anterior e no início do ano corrente seriam pontuais, com destaque para a mudança na sistemática de tributação de uma contribuição federal (a COFINS) em fevereiro daquele ano. Contudo, a inflação no atacado permanecia elevada e, nas

²⁰ O BACEN divulga as projeções das cinco instituições que tiveram melhores desempenhos no curto, médio e longo prazo. Os critérios desta classificação podem ser encontrados em www.bcb.gov.br.

atas, a avaliação do Comitê era de que o repasse para os índices de preços ao consumidor seriam feitos de tal sorte a evitar um descompasso entre as trajetórias da inflação e a meta para 2004. Apesar dos modelos de projeção indicarem um IPCA acima do centro da meta para 2004, a opção, não unânime, foi de redução da Selic nestes dois meses.

Na reunião de maio, a piora no cenário externo com o temor de que banco central norte-americano pudesse iniciar um processo abrupto de elevação nos juros, inseriu elevada volatilidade no mercado, com a taxa de câmbio desvalorizando-se e o prêmio de risco, medido pelo EMBI+ do JP Morgan, chegando a ser cotado em 804 pontos base, contra um patamar próximo de 550 pontos base verificados entre março e abril. Diante do aumento da incerteza, o Comitê optou por manter a taxa básica inalterada em 16% a.a., patamar que foi mantido até setembro do presente ano.

O período compreendido entre os meses de junho e agosto foi marcado por uma forte reversão de expectativas em relação à inflação presente e futura por parte dos agentes econômicos. Enquanto em maio as projeções da mediana dos agentes pesquisados no Relatório de Mercado projetavam inflação de 6,2% a.a. e 5,2% a.a. para 2004 e 2005, respectivamente, na reunião de julho, estas projeções estavam em 7,1% e 5,6% para o mesmo período. Embora parte desta deterioração estivesse relacionada com um cenário externo tenso em função da dinâmica dos preços do petróleo, o Copom optou por manter o patamar de juros constante no período.

A reunião de setembro marcou uma mudança de postura do Comitê. As projeções de inflação para 2004 e, principalmente, para 2005, mostravam-se incompatíveis com as trajetórias das metas. A media das expectativas do mercado projetavam inflação de 7,37% e 5,70% para 2004 e 2005, respectivamente, sendo que os centros das metas eram de 5,5% e 4,5% para na mesma comparação. Ademais, a avaliação dos membros era de que a economia já se encontrava aquecida, com recuperação na renda e no crédito, diante de um cenário de elevada utilização da capacidade instalada na indústria de transformação. Diante deste cenário, o Copom reconheceu que o centro da meta de inflação a ser perseguido em 2005 seria modificado, passando dos 4,5%, determinados pelo Conselho Monetário Nacional, para 5,1%, embora os intervalos tenham sido mantidos estáveis (máximo de 7% e mínimo de 2%). Este aumento de 0,6 p.p. teve como justificativa combater 1/3 da inércia inflacionária de 2004 para 2005, estimada em 0,9 p.p.. Cabe ressaltar, que esta mudança não implicou adoção do sistema de metas ajustadas na sua concepção original, uma vez que, neste caso, não havia espaço para mudança no centro da meta em função do comportamento dos preços, tal como ocorrido no início de 2003.

A partir deste diagnóstico, e diante da manutenção de cenário de forte expansão da atividade, a taxa básica de juros iniciou um processo contínuo de elevação nas reuniões que se sucederam até o final do ano. Sendo de 0,25 p.p. em setembro e três elevações de 0,5 p.p. entre outubro de dezembro, encerrando o ano de 2004 com uma taxa básica de 17,75% a.a..

3.3.2 Síntese da Avaliação

Ao reforçar o entendimento a respeito de alguns princípios básicos que têm norteado as decisões do Copom desde a adoção do Sistema de Metas para a Inflação, por meio das atas dos encontros, torna-se relevante tecer alguns comentários conclusivos sobre a avaliação qualitativa realizada. Foi possível notar que, em linha com os princípios teóricos do sistema de metas, o Comitê atua a partir de uma avaliação da tendência futura da inflação, embora o horizonte de tempo que serve como alvo de convergência da inflação para as metas tenha variado ao longo dos anos. Estas projeções são obtidas utilizando-se informações tanto quantitativas do mercado e próprias - processadas através de modelos econométricos e simulações - que estão contidas nas publicações oficiais, quanto qualitativas e até certo grau desagregadas, buscando a maior abrangência possível das variáveis que afetam às decisões. Fica claro que o Copom procura analisar as causas de eventuais diferenças entre a projeção e a meta, de forma a reagir aos choques sofridos e fazer com que a inflação mantenha-se sob controle.

Todavia, fica clara a existência, em alguns momentos, de mudanças interpretativas na avaliação das projeções, como, por exemplo, situações em que os juros caíram, a despeito das projeções não indicarem convergência da inflação para o centro da meta, e outros momentos em que esta falta de convergência foi utilizada como argumento central para manter, ou elevar, a taxa básica. Tendo em vista que o período analisado foi marcado por vários choques de grandes proporções nos cenários de inflação, parte do entendimento

destas alterações deve ser atribuída ao amadurecimento do gradual do regime adotado, bem como à natural tendência de manter as decisões de política monetária numa esfera interpretativa dos membros do Comitê em relação aos cenários presentes e futuros da conjuntura econômica.

Pode-se dizer, ainda, que a análise das atas permite identificar que a autoridade monetária brasileira buscou suavizar os impactos destes eventos nas trajetórias de inflação e os efeitos sobre o nível da atividade. A implantação do sistema de “metas ajustadas” em 2003 pode ser entendida como uma forma que o Banco Central brasileiro encontrou para reduzir os custos econômicos (tanto em termos de credibilidade como em termos de desvios da atividade econômica em relação a sua trajetória natural) dos choques vivenciados no período recente. Cabe, por fim, mencionar que a leitura das atas mostrou-se uma excelente referência para entender o comportamento da autoridade monetária, uma vez que nesta publicação são explicitados os motivos que levaram o Comitê a adotar cada decisão, sendo um canal muito importante de comunicação entre a autoridade monetária e os agentes econômicos.

3.4 Função de Reação para o Banco Central Brasileiro

A estimação da função de reação para o banco central brasileiro foi feita tendo como embasamento a estrutura sub-ótima proposta por Taylor (1993), com modificações que permitissem tornar o modelo mais próximo possível de um arranjo de política monetária dinâmico, que procura tomar suas

decisões com base nas perspectivas futuras da economia. Diversas especificações e modelos foram testados ao longo do processo de elaboração do presente trabalho, na busca de ampliar o conjunto de variáveis que pudessem influenciar as decisões do Copom na determinação da taxa Selic, com base nos indicadores contidos nas atas e nos trabalhos que já realizaram exercícios semelhantes.

Os choques sofridos pelo Brasil nos anos de 2001 e 2002 fizeram com que a previsibilidade das decisões do Comitê ficasse temporariamente mais instáveis, com as metas sendo alteradas em espaços mais curtos de tempo que o habitual (dois anos de antecedência). Sendo assim, as estimações foram feitas tentando minimizar essas possíveis mudanças de comportamento do BACEN, mesmo que fossem inconsistentes com o regime, por meio da tentativa de inserção de outras variáveis, além das que compõem uma Regra de Taylor na sua concepção, que poderiam afetar as decisões do Banco Central, bem como por meio da realização de modificações nas mesmas, o que acabou sendo invalidado pelos resultados obtidos.

Dentre as variáveis que foram utilizadas como explicativas do comportamento da Selic no Brasil pós-sistema de metas, duas merecem maiores esclarecimentos. A primeira foi a variável expectativa de inflação futura e sua forma de inserção no modelo. Em face da existência de um comportamento intertemporal nas decisões do Banco Central, a meta que a autoridade monetária está mirando pode ser a do presente ano, a do ano seguinte, ou uma combinação

delas, gerando diferentes interpretações em relação à longevidade da meta a ser buscada. Por exemplo, é muito provável que em janeiro de um ano x a autoridade monetária tome suas decisões buscando atingir a meta do presente ano. Contudo, essa questão deixa de ser trivial quando se busca explicar de que forma estará agindo o banco central em novembro de um ano y , pois a capacidade de afetar as expectativas de mercado, evitar propagações de choques, e fazer com que as decisões afetem a evolução dos preços no presente ano ficam mais limitadas, abrindo espaço para interpretações de que a meta a ser seguida possa ser a do ano $y+t$, por exemplo.

Para incorporar este fato, foram geradas duas séries, com pequenas diferenças, mas que têm o mesmo objetivo: identificar como o banco central brasileiro trata esta questão “calendário” nas tomadas de decisões. A primeira série (denominada De) foi construída a partir da diferença móvel da mediana das expectativas do IPCA do mercado, captadas pela pesquisa de mercado do banco central, em relação à meta de inflação para o ano t no respectivo mês da reunião do Copom. Sendo que a diferença é feita em relação ao período t até o mês 6. A partir de então, o valor considerado passa a ser a diferença entre a expectativa do IPCA para $t+1$ e a meta para $t+1$. Ou seja:

$$De_t = E(\pi)_t - \pi^*_t, \text{ para } (1 \leq t \leq 6); \text{ ou}$$

$$De_t = E(\pi)_{t+1} - \pi^*_{t+1}, \text{ para } (7 \leq t \leq 12); \tag{2}$$

Sendo,

$E(\pi)$: mediana das expectativas de inflação(IPCA) do ano t ou $t+1$;

π^* : centro da meta de inflação para o ano t ou t + 1;

A segunda série utilizada seguiu a sugestão apresentada em Minella et al. (2002), em que a questão calendário foi inserida por meio de uma média ponderada dos desvios das expectativas em relação à inflação presente e futura, ou seja, na medida em que avançam os meses, o peso dos desvios da inflação esperada em relação à meta do presente ano vai perdendo relevância para estes mesmos desvios do ano seguinte. Ou seja:

$$D_j = \left(\frac{12-j}{12} \right) (E_j \pi_t - \pi_t^*) + \left(\frac{j}{12} \right) (E_j \pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*) \quad (3)$$

Em que,

D_j : desvio ponderado da inflação esperada em relação à meta de inflação;

$E_j \pi_t$: expectativa do mês j para o IPCA do ano t;

π_t^* : centro da meta de inflação para o ano t;

$E_j \pi_{t+1}$: expectativa do mês j para o IPCA do ano t+1;

π_{t+1}^* : centro da meta de inflação para o ano t+1;

Outra série que não foi utilizada de forma convencional foi a inflação. As tentativas realizadas de inserir a inflação passada nas decisões do BACEN foram feitas diferenciando entre preços administrados e preços livres²¹. Este procedimento foi utilizado supondo que as decisões do Copom poderiam considerar que a composição dos preços administrados limita a eficácia da política

²¹ As séries da evolução do IPCA diferenciado entre preços livres e administrados foi obtida no site do Banco Central do Brasil.

monetária no curto prazo, por conter itens cujos preços são reajustados por contratos ou por decisões que fogem ao escopo de alcance direto da autoridade monetária. Dessa forma, poder-se-ia esperar que a reação do Banco Central em relação ao comportamento do índice pudesse ser diferenciada entre os preços livres e os administrados.

Assim, a primeira estruturação estimada da função de reação do Banco Central seguiu a seguinte especificação:

$i_t = \beta_1 i_{t-j} + \beta_2 De_t + \beta_3 y_{t-1} + \beta_4 IPCAI_{t-1} + \beta_5 IPCAa_{t-1} + \beta_6 C_{t-1}$, ou, de forma semelhante,

$$i_t = \beta_1 i_{t-j} + \beta_2 Dj_t + \beta_3 y_{t-1} + \beta_4 IPCAI_{t-1} + \beta_5 IPCAa_{t-1} + \beta_6 C_{t-1} \quad (4)$$

Em que,

i_t : taxa básica Selic mensal (adotada na reunião do respectivo mês);

i_{t-j} : taxa básica Selic mensal defasada t-j, para j=1 e 2;

De_t : diferença móvel da expectativa do IPCA do mercado em relação à meta de inflação;

Dj : desvio ponderado da inflação esperada em relação à meta de inflação;

y_{t-1} : hiato do produto em relação ao produto potencial²² defasado um período;

$IPCAI_{t-1}$: soma móvel 12 meses do índice de preços ao consumidor amplo para os preços livres;

²² Utilizamos como *proxy* do produto a série de produção industrial mensal do IBGE com ajuste sazonal, e como produto potencial, a série obtida com a utilização do filtro de Hodrick-Prescott.

IPCA_{a,t-1}: soma móvel 12 meses do índice de preços ao consumidor amplo para os preços administrados;

C_{t-1} = taxa de câmbio (R\$/US\$) defasada um período.

Tabela 3.1
Estimativas de uma Função de Reação para o Brasil (01/2000 - 12/2004)

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Selic _{t-1}	0,90*** (0,04)	1,03 *** (0,109)	0,91*** (0,043)	1,09 *** (0,121)
Selic _{t-2}		-0,14 (0,112)		-0,20 (0,125)
De _t	0,47*** (0,062)	0,41 *** (0,079)		
Dj _t			0,64*** (0,103)	0,50*** (0,132)
Gap do Produto _{t-2}	0,09** (0,035)	0,07** (0,037)	0,14*** (0,038)	0,11*** (0,042)
Preços Livres _{t-1}	-0,16*** (0,039)	-0,14*** (0,041)	-0,11*** (0,042)	-0,09** (0,042)
Preços Administrados _{t-1}	0,05* (0,031)	0,06* (0,03)	0,04 (0,034)	0,05 (0,036)
Câmbio _{t-1}	0,61 *** (0,177)	0,66*** (0,180)	0,40** (0,196)	0,50** (0,204)
R ²	0,977	0,977	0,972	0,973
R ² Ajustado	0,974	0,975	0,969	0,970
Akaike	1,59	1,61	1,80	1,79
Teste LM (p)	0,05* (5 lags)	0,042** (5 lags)	0,02** (5 lags)	0,02** (5 lags)
Teste de White (p)	0,00***	0,02**	0,00***	0,03**
Teste ARCH (p)	0,852 (5 lags)	0,705 (5 lags)	0,067* (5 lags)	0,028** (5 lags)
Jarque-Bera (p)	0,000***	0,000***	0,030**	0,000***

*** 1% de significância, ** 5% de significância e * 10% de significância

Fonte: Elaborado pelo autor.

Conforme os dados apresentados na tabela 3.1., os modelos estimados apresentam um bom grau de aderência à taxa básica Selic²³, embora o sinal da variável “preços livres” não esteja em conformidade com o esperado, uma vez que quanto maior a inflação deste grupo de itens, maior deveria ser a reação da autoridade monetária. Os testes sobre o comportamento dos resíduos indicam a ocorrência de problemas de autocorrelação serial quando analisamos os modelos com apenas uma defasagem para a variável dependente (modelos 1 e 3). Esse problema pode ser conseqüência de uma má especificação dinâmica do modelo e o acréscimo de mais uma variável defasada para a Selic foi realizado.

Tal procedimento, cujos resultados encontram-se nos modelos 2 e 4, solucionou este problema no modelo que usa a variável *Dj* como explicativa, ao passo que a utilização da variável *De* manteve o modelo com alguma fragilidade. As estruturas 1 e 3 estimadas, cujos resultados estão contidos na tabela 3.1, partem do princípio que o Copom busca atingir a meta de inflação do presente ano, por meio de seu instrumento, apenas até a metade do ano, quando a partir de então passa a se preocupar com o desvio da meta do ano seguinte – o que não se mostrou muito consistente diante dos resultados estimados nos modelos 1 e 2, sendo que o modelo 4 o apresentou melhor desempenho nos testes.

A elevada significância do comportamento da taxa de câmbio como variável explicativa na determinação das taxas de juros merece alguns comentários. Em função dos choques cambiais enfrentados pelo Brasil (2001 e

²³ Os teste de raíz unitária e cointegração das séries encontram-se em anexo.

2002) desde a adoção do sistema de metas (1999), não é, de certa forma, surpreendente encontrar relação estatística entre a taxa básica de juros e o comportamento do câmbio. Aliás, esta relação foi encontrada em estudos que estimaram função de reação para outros países emergentes que também possuem metas para a inflação. O trabalho de Mohanly e Klau (2004) estima regras de Taylor para 13 nações em desenvolvimento e encontra significância estatística para a variável câmbio na função de reação de 12 países da amostra. Porém, como o próprio trabalho defende, esta relação pode estar viesada pelo período pesquisado (1995-2002), uma vez que ocorreram diversas crises internacionais²⁴ que, em alguns casos, implicaram alteração no regime cambial.

No caso brasileiro, inserir a taxa de câmbio numa função de reação de longo prazo deve ser visto com cuidado, na medida em que contraria o próprio regime de câmbio flutuante adotado no Brasil desde 1999, pois, no limite, sugere-se que o Banco Central adote algum tipo de controle sobre o câmbio para atingir a meta de inflação. Ademais, como estamos levando em consideração uma função de reação “*forward looking*”, as projeções de inflação medidas nas pesquisas de mercado, e utilizadas nos modelos, provavelmente levam em consideração a variação da taxa de câmbio e suas projeções, o que potencializaria um problema especificação do modelo.

A partir destes elementos, uma nova estrutura para a função de reação do Banco Central foi tomada, retirando a variável “câmbio” e

²⁴ Dentre as crises internacionais, pode-se mencionar a asiática (1997), a russa (1998), a brasileira (1999) e a argentina (2001).

comparando os resultados obtidos. Este procedimento tornou as variáveis “inflação de preços livres” e “administrados” não-significativas, resultando na seguinte especificação:

$$i_t = c + \beta_1 i_{t-j} + \beta_2 De + \beta_3 y_{t-1} \text{ ou, de forma semelhante,}$$

$$i_t = c + \beta_1 i_{t-j} + \beta_2 D_j + \beta_3 y_{t-1} \quad (5)$$

Tabela 3.2.

Estimativas de uma Função de Reação para o Brasil (01/2000 - 12/2004)				
	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Constante	1,81** (0,706)	2,07*** (0,696)	2,08*** (0,718)	2,34*** (0,708)
Selic _{t-1}	0,84*** (0,043)	1,06*** (0,119)	0,84*** (0,041)	1,09*** (0,113)
Selic _{t-2}		-0,22* (0,113)		-0,25** (0,109)
D _{jt}	0,82*** (0,126)	0,72*** (0,136)		
De _t			0,57*** (0,086)	0,49*** (0,089)
Gap do Produto _{t-1}	0,143** (0,706)	0,09** (0,040)	0,108** (0,041)	0,06 (0,044)
R ²	0,970	0,973	0,970	0,973
R ² Ajustado	0,968	0,970	0,969	0,971
Akaike	1,78	1,74	1,76	1,71
Teste LM (p)	0,05 (3 lags)	0,06 (3 lags)	0,54* (3 lags)	0,27*(3 lags)
Teste de White (p)	0,00***	0,00***	0,84	0,74
Teste ARCH (p)	0,127 (3 lags)	0,057* (3 lags)	0,95 (3 lags)	0,67 (3 lags)
Jarque-Bera (p)	0,002	0,000	0,000	0,000

*** 1% de significância, ** 5% de significância, * 10% de significância e . 15% de significância

Fonte: Elaborado pelo autor.

Essa especificação destaca-se pela proximidade com uma Regra de Taylor na sua concepção original, acrescida da idéia de uma autoridade monetária que atua olhando para frente, com a taxa básica de juros sendo explicada apenas pelo hiato do produto e pelos desvios das expectativas em relação às metas de inflação. Os resultados contidos na Tabela 3.2 apresentam um excelente grau de ajuste destes modelos às decisões do Banco Central, a despeito do menor número de variáveis explicativas, o que sugere ser uma estrutura mais parcimoniosa do que as estimadas na Tabela 3.1. Os modelos 5 e 7, com apenas uma defasagem para a Selic, apresentaram novamente indícios de correlação nos resíduos, fazendo com que acrescentássemos mais uma defasagem da variável dependente. Os resultados obtidos nos modelos 6 e 8 mostram que apenas no modelo 6, que usa a variável desvios ponderados das expectativas (D_j), não apresentou nenhum tipo de problema captados pelos testes a que foram submetidos, tendo os coeficientes estimados alta significância estatística e considerado a melhor forma funcional encontrada.

Destaca-se nessa estrutura funcional que o desvio das expectativas ponderado aparece como a variável exógena de maior peso para as tomadas de decisões do Copom, com um valor de 0,72 e aceito a 1% de significância, indo ao encontro do trabalho de Minella et al. (2002), com valor maior que o coeficiente utilizado originalmente por Taylor (1993) na sua função de reação para o FED (0,5). Este fato chama atenção, uma vez que o banco central brasileiro possui apenas metas anuais, e não metas intermediárias que gerassem um mecanismo de incentivo para a suavização nas decisões. De qualquer forma,

os resultados encontrados sugerem que o Copom atua de forma híbrida - dentro do horizonte móvel de dois anos - em relação aos desvios das expectativas das metas ao longo dos meses, aumentando o peso deste hiato na medida em que se aproxima do final de cada ano. Ao contrário de outros trabalhos que já realizaram esta estimativa, o hiato do produto apresenta-se significativo no modelo, mesmo quando acrescentamos mais uma defasagem na Selic, apesar de ter um impacto reduzido em função do coeficiente ser baixo (0,09).

3.5 Função de Reação para o Mercado Futuro de Juros

Conforme defendido no Capítulo 2, uma das condições para que a política monetária tenha eficácia na sua implementação é que as transações realizadas no mercado financeiro estejam em conformidade com os objetivos do banco central. Para que as decisões tomadas nos encontros mensais do Copom tenham êxito no combate à inflação, é necessário que os movimentos na taxa básica de juros sejam acompanhados pelo mercado financeiro, na medida em que, em última instância, é no mercado que são materializadas as ações da autoridade monetária. Assim, para que a política monetária esteja atingindo seus objetivos, é necessário que variações na taxa básica sejam acompanhadas de mudanças nas taxas de juros de mercado, sejam as de curto prazo, com maior intensidade, sejam nas de médio prazo, com menor intensidade.

As taxas negociadas no mercado futuro de juros são condicionantes para a formação de boa parcela dos encargos que serão aplicados nas diferentes modalidades de crédito com recursos livres no Brasil. Uma vez que a oferta e a demanda por crédito influenciam, via demanda agregada, a inflação presente e futura, torna-se relevante auferir se a formação de taxas no mercado futuro brasileiro é passível de uma especificação linear condizente com uma função de reação sugerida por Taylor. Assim, busca-se identificar se o mercado futuro de juros tem implícito nas suas negociações uma avaliação sobre o comprometimento da autoridade monetária com as metas de inflação e com o nível de crescimento da economia.

Outra questão, não menos importante, diz respeito ao estudo da comunicação entre banco central e mercado. Sabendo-se que a comunicação entre autoridade monetária com o mercado é um dos pilares do sistema de metas de inflação, cabe investigar como as decisões da autoridade monetária influenciaram as curvas de juros, bem como identificar se essas decisões já eram esperadas pelos agentes. Na medida em que é natural esperar que nem todas as decisões tomadas pelos bancos centrais sejam corretamente antecipadas pelo mercado, entender de que forma as eventuais surpresas afetaram a estrutura dos contratos futuros também se mostra relevante.

Existem diversas formas na literatura para a construção de uma estrutura a termo de taxa de juros no Brasil²⁵. No presente trabalho, não será utilizada a curva de juros propriamente dita, que é o resultado de um processo de

interpolação de diversos vencimentos de contratos, mas, sim, o comportamento das taxas nominais anualizadas de contratos de juros futuros. Mais especificamente, a variável endógena do modelo será a taxa nominal embutida nos contratos de *swap* PRE x DI de 180 dias, negociados na Bolsa de Mercadorias e Futuro (BM&F) do Brasil.

As taxas de *swap* PRE X DI de 180 dias são obtidas a partir de contratos em que uma das partes se compromete a remunerar o principal por uma taxa prefixada, enquanto a outra fica responsável em remunerar o principal numa taxa pós-fixada, no caso brasileiro, as taxas das operações de CDI. Dessa forma, a liquidação final do contrato é realizada na data do vencimento, com o pagamento da diferença entre a taxa prefixada e a pós-fixada do período. Para a construção de uma série mensal que capte o comportamento do mercado após as decisões do BACEN, foi utilizada como referência a taxa embutida no contrato de *swap* PRE X DI de 180 dias, coletado um dia após cada reunião do comitê de política monetária brasileiro²⁶. Optou-se por avaliar o comportamento da série de contratos futuros com vencimento em 180 dias em função da permanente liquidez do contrato no mercado durante todo o período de análise e a sua relação temporal adequada com a tomada de decisão da autoridade monetária em cada instante do tempo. A evolução histórica da taxa básica de juros do Brasil (Selic) e das taxas dos contratos de *Swap* PRE x DI de 180 dias são apresentada no Gráfico 3.2. Nele fica claro que há uma forte correlação entre as séries, sugerindo

²⁵ Para maiores detalhes acerca de metodologias de estrutura a termo, ver Oliverira, A. (2003).

²⁶ No Brasil, em geral, os comunicados das decisões do COPOM são divulgados após o fechamento do mercado, tornando a taxa do dia posterior à decisão fidedigna do comportamento do mercado após a decisão.

ser adequado o emprego dessa série como *proxy* da sensibilidade do mercado às decisões sobre a taxa básica de juros.

A série chamada de “surpresa para o mercado”(Su) foi construída a partir dos dados coletados pelo Relatório de Mercado do Banco Central do Brasil junto aos agentes econômicos. Esta série visa a captar a ocorrência de surpresas nas decisões tomadas pelo Comitê e as expectativas do mercado, construída pela diferença entre o valor que a mediana do mercado projetava para a decisão do Copom no início de cada semana de reunião e a decisão efetivamente tomada. Ou seja, cria-se uma série de hiato entre a expectativa do mercado e a decisão da autoridade monetária. O objetivo principal da inserção desta série é estimar a existência e a magnitude do efeito na curva dos contratos de 180 dias de uma decisão do Banco Central brasileiro diferente do que era esperado pelo mercado²⁷. As demais séries trabalhadas são as mesmas utilizadas na seção anterior, quando foi estimada a função de reação do Banco Central.

²⁷ Embora as expectativas de mercado coletadas pelo Banco Central sejam feitas pelos departamentos econômicos e não pelas taxas negociadas na véspera da reunião do Copom, utilizou-se essa série por representar de forma fidedigna as projeções dos analistas para cada encontro, o que seria mais difícil de ser obtido por taxas de mercado que durante algum tempo carregaram prêmios por questões não-relacionadas com as decisões do Copom.



Gráfico 3.2 Relação entre a Selic e a Taxa de Swap PRE x DI de 180 dias, Coletadas um dia Após as Reuniões do COPOM (% ano)
 Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do Banco Central do Brasil e da Bolsa de Mercadorias e Futuros.

A partir destas motivações, foram estimadas as funções de reação de mercado. Os resultados contidos na Tabela 3.3 indicam que o mercado futuro possui um comportamento passível de modelagem, sendo que as taxas futuras parecem seguir um padrão funcional coerente com uma regra sub-ótima num regime de metas. Nesta estimativa, foram mantidas as hipóteses em relação aos desvios das expectativas de inflação às metas, representados pelas variáveis D_j (diferença ponderada) e De (diferença em t até o sexto mês). Neste caso, o objetivo é visualizar de que forma o mercado entende que o Copom age em relação aos desvios da meta, se de forma suave (D) ou de forma pontual (De).

Tabela 3.3
Função de Reação para o Mercado (11/2001 - 12/2004)

	Modelo 9*	Modelo 10*	Modelo 11	Modelo 12
Constante	6,09*** (1,493)	4,30*** (1,634)	4,30** (2,139)	2,45 (1,571)
DI180 _{t-1}	0,64*** (0,090)	0,78 *** (0,968)	0,76*** (0,146)	0,90*** (0,091)
D _t	1,09** (0,488)		0,79 (0,762)	
De _t		0,21 (0,219)		-0,02 (0,935)
Su	1,84*** (0,371)	2,03*** (0,360)		
Preços Livres _{t-1}	0,45* (0,272)	0,52** (0,274)	-0,41** (0,189)	-0,44** (0,191)
Preços Administrados _{t-1}	0,27* (0,174)	0,32** (0,178)	0,21 (0,132)	0,24* (0,130)
Su (+)			1,84*** (0,619)	2,1*** (0,621)
Su (-)			-0,60 (0,469)	-1,01** (0,777)
R ²	0,918	0,911	0,907	0,903
R ² Ajustado	0,904	0,897	0,888	0,884
Akaike	3,70	3,78	3,88	3,92
Teste LM (p)	0,91 (2 lags)	0,76 (2 lags)	0,87 (2 lags)	0,96 (2 lags)
Teste de White (p)	0,218	0,377	0,099*	0,05**
Teste ARCH (p)	0,95 (2 lags)	0,99 (2 lags)	0,94 (2 lags)	0,96 (5 lags)
Jarque-Bera (p)	0,000***	0,000***	0,000**	0,014**

Nota: os modelos 9 e 10 foram corrigidos por White .

***1% de significância, ** 5% de significância e * 10% de significância

Fonte: Elaborado pelo autor.

O modelo 9 (com a variável *D_t*) foi o que apresentou os melhores resultados, com um elevado grau de explicação das variáveis

independentes (r^2 de 0,92), além de encontrar significância estatística em todos coeficientes estimados. O modelo 10, que utiliza a variável *De* não rejeitou a possibilidade do coeficiente defasado da variável dependente ser igual a um, o que torna o modelo explosivo, uma vez que se trata de modelos de ajustamento parcial. Na equação 9, chama atenção o fato da variável que mede a surpresa nas decisões do Copom ser a de maior impacto individual nas taxas futuras, com um coeficiente estimado indicando que para cada ponto percentual de surpresa na decisão do Comitê, o mercado ajusta 1,84 p.p. no contrato anualizado de DI de 180 dias. Dessa forma, o modelo indica que decisões não-previstas têm impacto direto e considerável nas taxas embutidas nos contratos de *swap* PRE X DI de 180 dias.

Outro fato revelado pelos modelos supra citados é que a inflação passada parece influenciar as taxas futuras na função de reação do mercado, com a abertura do índice em preços livres e administrados evidenciando que a inflação dos preços livres exerce maior influência que a dos preços administrados, padrão que foi rejeitado na estimação do Copom. Assim, o mercado futuro tende a se comportar com algum peso na inflação passada para compor as taxas futuras, o que deve ser visto com naturalidade por existir certo grau de inércia na formação de expectativas do mercado.

Chama atenção o fato do coeficiente estimado da variável *Su* ter sido positivo, indicando que os movimentos não-antecipados causam ajustes positivos nas taxas, independente se a surpresa foi uma elevação maior que a projetada ou se o inverso. Esse comportamento poderia ser entendido como

contra-intuitivo, pois surpresas negativas deveriam gerar ajustes negativos nas taxas futuras. Visando a ampliar o nível de entendimento dessa questão, estimou-se mais dois modelos (11 e 12), que agregam duas variáveis binárias. A variável $Su (+)$ é uma *dummy* que assume valor unitário sempre que a surpresa na decisão do Copom em relação à expectativa do mercado foi positiva, com o BACEN aumentando a taxa básica mais do que era projetada, e a variável $Su (-)$, que assume valor unitário em caso de surpresa negativa. De fato, os resultados encontrados indicam que surpresas positivas têm relação direta com as taxas dos contratos, ao passo que surpresas negativas contribuem para uma queda nessas taxas, embora em intensidade inferior. Entretanto, os coeficientes estimados da variável endógena nos modelos não são estatisticamente diferente de um, o que prejudica a confiabilidade do modelo nessa estrutura funcional, ademais, não há significância nos parâmetros das variáveis Dj e De . Assim, a abertura das decisões não permitiu avançar na questão da direção das surpresas, deixando apenas a idéia que o efeito, quando positivo ou trabalhado em conjunto, implica elevação na curva.

Dentre os resultados obtidos, cabem ser destacados que: as taxas de juros dos contratos de *swap* mostraram-se compatíveis com uma função de reação em moldes semelhantes ao encontrado para o banco central, o que é salutar, visto que denotam a existência de uma sintonia entre as decisões do mercado e o arranjo de política monetária; e, decisões não-previstas pelo mercado (identificadas como surpresas) são imediatamente precificadas nas taxas dos

contratos futuros, indicando que há uma elevada relevância no processo de comunicação entre o banco central e o mercado financeiro.

Contudo, cabe mencionar que, embora estas estimativas tenham apresentado resultados consistentes, do ponto de vista econométrico, as séries de expectativas do mercado para a Selic não são suficientemente grandes a ponto de gerar confiabilidade na estabilidade dos parâmetros²⁸, assim como os testes de cointegração não se mostraram satisfatórios, o que insere incerteza na magnitude dos resultados, embora não invalide as estimações.

3.6 Conclusão

A partir do trabalho original de Taylor (1993), o presente capítulo teve como objetivo estimar funções de reação para o Banco Central brasileiro e para o mercado futuro no período que sucedeu à adoção do Sistema de Metas para Inflação no Brasil. Para tal, a apresentação de uma resenha bibliográfica se fez necessária na primeira seção do capítulo, visando a mapear de que forma a literatura existente tem tratado o tema de maneira empírica.

²⁸ O Banco Central disponibiliza estas séries a partir de novembro de 2001, o que gerou 37 observações até o período analisado (nov/2001 até dez/2004).

Em relação à tomada de decisão do Banco Central, a leitura e a avaliação das atas das reuniões do Copom possibilitaram identificar as variáveis relevantes comumente analisadas para a tomada de decisão do patamar da taxa básica de juros (Selic), que serviram como subsídio para a estrutura das funções de reação estimadas nas seções subseqüentes. Em particular, destaca-se a dificuldade de determinar e certos momentos qual o horizonte de inflação exato com que trabalha o BACEN para “convergir” para as metas, o que deve ser contextualizado levando em consideração os choques enfrentados pelo país de 1999 até 2004.

No que tange à Regra de Taylor, foram realizadas algumas estimações visando modelar de que forma o Copom vem agindo na determinação da taxa básica de juros do país, cujos resultados trouxeram importantes informações. Embora o modelo que utiliza a taxa de câmbio como variável independente tenha se mostrado consistente, este resultado pode estar contaminado pelo período recente da história econômica brasileira, em que ocorreram dois momentos de elevada volatilidade na taxa de câmbio. Além disso, deve-se atentar para o fato de que os modelos estimados de forma semelhante ao proposto originalmente por Taylor se mostraram altamente parcimoniosos e consistentes com um regime de metas. Neste caso, as estimativas realizadas indicam que o Banco Central do Brasil segue um padrão representado por uma função sub-ótima na determinação da taxa básica de juros, com o hiato do produto e os desvios das expectativas de inflação em relação à meta sendo variáveis capazes modelar as decisões do Copom.

No tocante à função de reação do mercado futuro, chama atenção o fato do elevado grau de explicação do coeficiente que mede as surpresas nas decisões tomadas pelo Banco Central. Ademais, deve-se destacar que é extremamente salutar para o atual arcabouço de política monetária que os contratos futuros sigam um padrão funcional coerente com o compromisso que o BACEN tem de manter a inflação convergindo para as trajetórias das metas, por demonstrar que há uma comunicação entre o mercado e a autoridade monetária capaz de permitir que as transações sejam realizadas em conformidade com a necessidade de manter a estabilidade de preços.

4 A Taxa Natural de Juros no Brasil 1999 - 2005²⁹

4.1 Introdução

O objetivo do presente capítulo é estimar o nível de taxa natural de juros no Brasil após a implementação do Sistema de Metas para a Inflação. Autores como Miranda e Muinhos (2003), Arida, Bacha e Resende (2005), Gonçalves, Holland e Spacov (2005) e Muinhos e Nakane (2005) investigaram este tema, com o intuito de identificar os principais motivos que têm

²⁹ Versões preliminares deste capítulo foram apresentadas no 26th International Symposium on Forecasting 2006 – Santander, Espanha, XXI Jornadas Anuales de Economia 2006, Banco Central do Uruguai, Montevideu, e no XXXIV Encontro Nacional de Economia - Anpec 2006, Salvador, Brasil.

mantido o nível de juros reais em patamares elevados no Brasil quando comparados com países desenvolvidos e com nações em desenvolvimento. No presente trabalho, o esforço será concentrado na estimação do nível de taxa natural através de um modelo macroeconômico simplificado para, num segundo momento, analisar os resultados em termos de condução de política monetária. Essa análise é feita por meio da comparação entre a taxa natural extraída com as estimações da taxa real de juros de longo prazo e da taxa real de juros implícita numa função de reação dinâmica do banco central brasileiro que também serão estimadas.

Deve-se observar que há um forte vínculo entre os conceitos de taxa natural de juros e taxa real de juros. Pode-se definir a taxa natural de juros, ou taxa de equilíbrio, como o nível real de taxa de juros que é consistente com um hiato do produto nulo e uma taxa de inflação constante, ou compatível com a meta adotada, tal como sugerido inicialmente por Wicksell (1936). Assim, sempre que a taxa real de juros de curto prazo encontra-se acima da taxa natural tem-se uma política monetária restritiva e/ou desinflacionária, ao passo que quando a taxa real de juros está abaixo da taxa natural caracteriza-se uma política monetária expansiva. Como é esperado que a taxa real de juros convirja para o seu nível natural no longo prazo, torna-se patente à relação estreita entre os conceitos.

Amato (2005) apresenta uma interessante argumentação sobre o papel da taxa natural de juros para a condução da política monetária num contexto de disseminação do sistema de metas em vários bancos centrais. Para o

autor, a importância da taxa natural de juros está intrinsecamente relacionada com os objetivos da política monetária. Num cenário de regimes de metas inflacionárias com autonomia das autoridades monetárias, em que o objetivo é a estabilidade de preços e a minimização do hiato do produto, a taxa natural é, em princípio, um dos indicadores centrais para uma condução adequada de política monetária. Entretanto, o autor destaca as dificuldades de realizar uma correta mensuração empírica dessa taxa, uma vez que se trata de uma informação que não é observada, assim como outros conceitos econômicos importantes como a taxa natural de câmbio, o hiato de produto e a taxa de desemprego não-aceleradora da inflação (*non-accelerating rate of unemployment*, ou NAIRU³⁰).

Laubach e Williams (2003) destaca que a estimação da taxa de equilíbrio vem merecendo atenção limitada por parte da literatura mesmo no caso de nações desenvolvidas, a despeito da relevância do tema para uma correta condução de política monetária. O trabalho desses autores é citado na literatura com muita frequência pela aferição da taxa natural de juros para a economia norte-americana através da estimação de um modelo IS-AS com coeficientes dinâmicos, em modelos de estado-espço. Leigh (2005) parte do modelo apresentando por Laubach e Williams (2003) para estimar uma Regra de Taylor que tenha no coeficiente linear da equação a medida de taxa natural de juros para os EUA. As estimações em ambos os trabalhos permitem extrair resultados satisfatórios em termos de metodologia de mensuração da taxa natural de juros

³⁰ Tejada e Portugal (2002), por exemplo, estimam uma NAIRU para a economia brasileira com parâmetros variáveis.

para a economia norte-americana e servirão de referência para as estimações realizadas no presente capítulo.

Em relação ao Brasil, Miranda e Muinhos (2003) tenta mensurar a taxa de juros de equilíbrio de diferentes formas para uma amostra de países, com ênfase no caso brasileiro. Os resultados obtidos pelos autores são demasiadamente sensíveis às metodologias empregadas, de tal sorte que não foi possível precisar qual a taxa de juros de equilíbrio para a economia brasileira no período analisado. Conforme os próprios autores destacam, essa incerteza relaciona-se com o curto espaço de tempo transcorrido desde a mudança de regime cambial no Brasil (1999) até o período em que foi realizado o estudo³¹. Entretanto, a despeito dessas limitações, o trabalho, que pode ser considerado um dos pioneiros na área no Brasil num contexto de metas de inflação, indica que o país possui um patamar elevado de taxa de juros de equilíbrio quando comparada com países desenvolvidos e em desenvolvimento.

Arida, Bacha e Resende (2005) investiga o papel das incertezas jurisdicionais na determinação dos níveis elevados de taxas reais de juros para o caso brasileiro, situando-se como uma das referências na literatura contemporânea que pesquisa esse tema aplicado à realidade brasileira. Primeiramente, os autores analisam as três principais explicações comumente aceitas para justificar o elevado nível de taxa real de juros vigente no país pós-estabilização dos preços em 1994: (i) política monetária conservadora; (ii) fragilidade na política fiscal; e, (iii) crises conjunturais.

O convívio brasileiro com o regime de bandas cambiais até o início de 1999 fez com que a taxa real de juros permanecesse elevada, atuando como fonte de atração de capital externo para auxiliar no equilíbrio do balanço de pagamentos. Após a mudança do regime cambial e a adoção do sistema de metas, a política monetária teria sido, na visão citada pelos autores, conservadora por estar sofrendo algum grau de dominância fiscal³², ou estar operando num “equilíbrio ruim”. Assim, as taxas reais de juros tão elevadas aumentariam o risco de solvência da dívida pública fazendo com que, tudo mais constante, fosse possível obter a mesma taxa de inflação reduzindo a taxa básica de juros, diminuindo os encargos com a dívida e inserir o país num “bom equilíbrio”.

A segunda causa apontada no trabalho sugere que a fragilidade nas contas públicas impõe rigidez no nível da taxa real de juros mesmo num contexto de superávits primários do setor público desde 1999, na medida em que a dívida líquida consolidada do setor público supera 50% do PIB. Dito de outra forma, a elevada necessidade de financiamento do setor público num país com baixo nível de poupança aumenta a taxa de juros exigida pelos credores para financiar o Estado brasileiro. Além do tamanho, a composição da dívida também contribuiria para o elevado nível real de juros. Segundo posição consolidada de agosto de 2005, 56,85% da Dívida Pública Mobiliária Federal Interna estava alocada em LFT's – títulos públicos pós fixados remunerados à taxa básica de juros (Selic). Ao contrário dos títulos de dívida pública prefixada que geram perdas monetárias maiores para seus detentores quando há elevação na taxa básica de

³¹ Segundo trimestre de 2002.

juros - potencializando o impacto contracionista de um aperto monetário via “efeito-riqueza” - a elevada indexação a títulos pós fixados torna esse efeito, embora não-nulo³³, minimizado, tendo como resultado a necessidade de taxas básicas mais altas para combater à inflação.

O terceiro argumento comumente defendido encontra nos choques conjunturais enfrentados pelo Brasil desde 1999³⁴ as causas da necessidade de manter os níveis tão elevados de taxas reais de juros. Ou seja, o nível real de juros no Brasil nos últimos anos estaria sofrendo de um viés conjuntural, visto que as tensões na economia teriam “imposto” uma postura mais conservadora por parte da autoridade monetária a partir da implementação do regime de metas. Esse argumento, contudo, abre espaço para se presumir que, na medida em que esses eventos forem perdendo importância na determinação dos preços relativos da economia, há um natural espaço para a queda nos juros reais.

Para Arida, Bacha e Resende (2005) essas elucidações embora relevantes, não esgotam o tema, na medida em que não tratam objetivamente da carência brasileira de um mercado líquido de títulos de longo prazo que permita a formação de uma curva de juros mais longa. Os autores sugerem que são as “incertezas jurisdicionais”, e o nível de controle de capitais

³² A esse respeito, ver Gonçalves e Guimarães (2005) e Blanchard (2005).

³³ As negociações no mercado de títulos impõem prêmios aos papéis, de tal sorte que mudanças na política monetária não-antecipadas pelo mercado nas curvas de juros geram perdas financeiras na marcação do título, mesmo nos casos pós-fixados.

³⁴ Os eventos mais citados são: o estouro da “bolha” das ações de empresas de alta tecnologia negociadas na Nasdaq, o racionamento energético, e o ataque terrorista em 11 de setembro e o

vigente, as principais causas para o entendimento dos elevados padrões de juros reais praticados no país. Assim, o efeito conjunto de um ambiente institucional ruim - com um sistema jurídico com viés pró-devedor - de um lado, e de controles de capital, de outro, produzem uma situação em que o sistema financeiro requer uma taxa de juros maior para financiar o Estado, implicando necessidade de níveis de juros reais mais elevados do que o necessário para conter a inflação.

Partindo dessa motivação, Gonçalves, Holland e Spacov (2005) analisa empiricamente a significância da incerteza jurisdicional e do grau de inconversibilidade da conta de capitais na determinação do nível de taxa real de juros numa amostra significativa de nações. Os resultados encontrados não mostram consonância com os argumentos contidos em Arida, Bacha e Resende (2005), uma vez que são as variáveis macroeconômicas tradicionais, como nível de preços e grau de endividamento interno, as maiores responsáveis pela explicação do patamar da taxa de juros da amostra analisada. Da mesma forma, Fraga (2005) defende que, a despeito da relevância acadêmica e de execução de política monetária, a incerteza jurisdicional explica mais os elevados custos do crédito no Brasil do que o nível de taxa básica de juros, que ainda encontra maiores correlações em variáveis macroeconômicas, no baixo nível de poupança e no histórico recente de moratórias.

Assim, tendo em vista a relevância do tema para o atual arranjo de política monetária no país, o objetivo desse capítulo é estimar o nível de

colapso argentino, todos em 2001, e a crise de confiança em função do processo eleitoral de 2002. A esse respeito, ver Barcellos e Portugal (2003).

taxa natural de juros durante os primeiros anos de experiência brasileira com o Sistema de Metas para a Inflação. A correta estimação da taxa natural permite comparar de que forma a política monetária foi conduzida pelo Banco Central brasileiro nos últimos anos em relação ao que seria considerada uma gestão teoricamente neutra na política monetária. Ou seja, uma condução em que os objetivos de convergência da inflação para as metas são consistentes com o crescimento adequado da atividade. Além dessa introdução, o trabalho está estruturado da seguinte forma: na primeira parte do trabalho é apresentada uma avaliação teórica do conceito de taxa natural de juros visando a fundamentar as estimativas que serão realizadas. Na seção seguinte, estima-se a taxa real de juros de longo prazo por meio de filtros estatísticos, a taxa real implícita nas decisões de política monetária a partir de uma função de reação dinâmica do banco central brasileiro e a taxa natural de juros, por meio de um modelo macroeconômico simplificado em formato de estado-espço.

4.2 A Taxa Natural de Juros

O conceito de taxa natural de juros remonta ao trabalho de Wicksell (1898). No período em que o autor desenvolveu suas proposições, a teoria monetária estava bastante influenciada por Alfred Marshall e pela Teoria Quantitativa da Moeda (TQM). Na verdade, o trabalho de Wicksell tinha como

referência a TQM, acrescido de um objetivo de obter uma fundamentação teórica mais rigorosa para a relação entre o crescimento dos agregados monetários e a inflação. Segundo Amato (2005), Wicksell desenvolveu os conceitos de taxa natural e de hiato de juros como uma forma de apresentar uma teoria consistente sobre os determinantes da inflação.

Segundo Wicksell (1936, p.106):

In general, we say, it (the natural rate) depends on the efficiency of production, on the available amount of fixed and liquid capital, on the supply of labor and land, in short on all thousand and one things which determine the current economic position of a community; and it constantly fluctuates.

Ao longo de sua obra, encontramos outras definições para a taxa natural, tais como (i) taxa de juros que é consistente com estabilidade agregada dos preços; (ii) produtividade marginal do capital; e, (iii) taxa de juros que iguala poupança ao investimento.

Embora Wicksell não tenha realizado uma ligação conjunta entre esses conceitos, é importante destacar três propriedades que o autor atribuiu à taxa natural de juros: (i) taxa natural é consistente com a idéia de equilíbrio; (ii) taxa natural é uma característica de longo prazo; e, (iii) em geral, a taxa natural não pode ser relacionada a um determinado valor fixo, mas sim flutuar em função de mudanças tecnológicas que afetam a produtividade do capital. Estes pressupostos influenciaram muitos trabalhos do século passado. Friedman (1968) e Phelps (1968), por exemplo, utilizaram tais propriedades na definição da taxa natural de desemprego.

Na visão de Wicksell, que serve de referência para boa parte da literatura atual sobre metas de inflação, a estabilidade dos preços depende do nível de taxa de juros adotado pelo banco central em relação ao nível de taxa natural. Woodford (2003) afirma que:

[...] inflation occurred whenever the central banks lowered interest rates without any decline in the natural rate having occurred to justify it or whenever the natural rate of interest increased...without any adjustment of the interest rates controlled by central banks in response [...] (WOODFORD, 2003, p. 49).

A influência do trabalho de Wicksell está presente nos modelos atuais de equilíbrio Novo Keynesiano. Essa presença é tão marcante que Woodford (2003) refere-se a este grupo de modelos como “Novos-Wicksellianos” (doravante, chamados de NW), fazendo um claro reconhecimento à obra do autor. Nesse arcabouço teórico, a taxa natural é obtida a partir do equilíbrio dos mercados com preços flexíveis e expectativas racionais. Cabe enfatizar que para os NW a taxa natural de juros apresenta três propriedades, a saber: (i) é uma taxa determinada a cada ponto do tempo; (ii) é obtida em termos reais; e, (iii) está sujeita a variações, tanto no curto, como no longo prazo.

Dessa forma, mesmo diante de um equilíbrio de longo prazo, a taxa natural pode variar ao longo do tempo em função de mudanças estruturais na economia, ou seja, para os NW a taxa natural não pode ser definida como uma taxa de juros constante para economia, mesmo no longo prazo.

Na avaliação de Amato (2005, p. 3) “[...] it is a short-term rate, defined period-by-period, and with a long-run central tendency that can also (slowly) shift over time [...]”. Uma diferença marcante entre a taxa natural na

abordagem Novo Keynesiana e a de seus antecessores é sua propriedade de equilíbrio consistente com um sistema de estabilidade de preços de curto prazo.

Dessa forma, a taxa natural Novo Keynesiana apresenta-se como uma descrição mais completa da economia num arranjo de política monetária que tenha como um de seus principais objetivos a estabilidade de preços em horizontes menores, tal como o regime de metas para a inflação. Ou seja, não se trata de um patamar de juros ao qual a economia convergirá impreterivelmente no longo prazo, mas sim de um nível de juros mutável, de prazo indeterminado e dependente de fatores econômicos dinâmicos, compatível com uma situação de equilíbrio, e que a autoridade monetária deve buscar como forma de implementar uma política monetária ótima.

É possível derivar com precisão uma fórmula para a taxa natural em muitos modelos de equilíbrio geral. Nesse sentido, uma das contribuições do paradigma Novo Keynesiano é a possibilidade de se obter uma expressão explícita para a taxa natural, como será apresentado a seguir. Todavia, cumpre notar que muitas das variáveis utilizadas como explicativas não são diretamente observadas, o que mantém a complexidade de observação empírica da taxa natural de juros.

Seguindo a estrutura de Woodford (2003) e dos modelos apresentados no Capítulo 2, a taxa natural de juros é derivada de um equilíbrio entre demanda e agregada e uma curva de oferta (curva de Phillips), considerando uma Regra de Taylor:

Do lado da demanda agregada:

$$y_t = g_t + E_t(y_{t+1} - g_{t+1}) - \sigma(i_t - E_t\pi_{t+1}) \quad (1)$$

Em que:

y_t : representa a demanda agregada no momento t ;

g_t : é uma composição exógena que capta as alterações na relação entre a renda e a utilidade marginal da renda, derivadas tanto em função de mudanças nas preferências dos consumidores como por alterações nos gastos do governo;

E_t : expectativa no momento t ;

σ : capta a elasticidade intertemporal do consumo agregado³⁵;

i_t : taxa básica de juros;

$E_t\pi_{t+1}$: representa a expectativa de inflação do período $t+1$ em t ;

Do lado da oferta, parte-se de uma curva de Phillips Novo Keynesiana da seguinte forma:

$$\pi_t = k(y_t - y_t^*) + \beta(E_t\pi_{t+1}) \quad (2)$$

Em que:

π_t : é a taxa anual de inflação;

k : parâmetro dependente da freqüência dos ajustamentos nos preços da relação entre custo marginal e o nível da atividade;

β : parâmetro que mede a sensibilidade da inflação às alterações das expectativas dos agentes econômicos;

Considera-se, ainda, que a taxa básica de juros é consistente com uma Regra de Taylor, tal como apresentada abaixo:

$$i_t = i_t^* + \phi(\pi_t - \pi^*) + \gamma(y_t - y_t^*) \quad (3)$$

Em que:

³⁵ A elasticidade intertemporal do consumo agregado pode ser obtida pela equação: $\sigma = \frac{C}{y} \left(\frac{uc}{Cucc} \right)$, sendo o primeiro termo a parcela do consumo total da demanda agregada, e o segundo termo a elasticidade intertemporal do consumo privado.

i_t^* : mede o intercepto, ou a taxa real que é compatível com cumprimento das metas e crescimento equilibrado da atividade;

$(y_t - y_t^*)$: hiato do produto (h_t).

Assim, gera-se um sistema completo de equações para a determinação dos três processos endógenos (i_t, π_t, y_t), dada a evolução de distúrbios exógenos (g_t, y_t^*, i_t^*).

Reescrevendo (1) a (3) em termos de hiato de produto (h_t):

$$h_t = E_t h_{t+1} - \sigma(i_t - E_t \pi_{t+1} - r_t^*) \quad (4)$$

$$\pi_t = k h_t + \beta(E_t \pi_{t+1}) \quad (5)$$

$$i_t = i_t^* + \phi(\pi_t - \pi^*) + \gamma h_t \quad (6)$$

Em que:

r_t^* : é a taxa natural de juros.

No caso em que o hiato do produto é nulo e que a meta de inflação é igual à inflação corrente, temos que da equação (6):

$$i_t = i_t^* \quad (7)$$

e de (5),

$$E_t \pi_{t+1} = \frac{\pi_t}{\beta} \equiv \frac{\pi_t^*}{\beta} \quad (8)$$

Isolando r_t^* em (4) e realizando as substituições:

$$r_t^* = i_t^* - \frac{\pi_t^*}{\beta} - \frac{E_t h_{t+1}}{\sigma} \quad (9)$$

Assim, numa situação de cumprimento da meta inflacionária e hiato de produto nulo, a taxa natural de juros dependerá da constante estimada na Regra de Taylor³⁶ (i_t^*), da meta de inflação (π_t^*), da sensibilidade de inflação presente às expectativas futuras do comportamento dos preços (β), das expectativas quanto ao comportamento do hiato do produto ($E_t h_{t+1}$) e da elasticidade intertemporal do consumo agregado (σ).

Cabe observar que a taxa natural não é independente das diferentes formas de rigidez nominal que a economia enfrentou ao longo de seu passado recente. Por exemplo, uma política monetária que alimentou inércia inflacionária pode adicionar persistência considerável na dinâmica da taxa natural. Ou seja, a ocorrência de choques na economia pode ser mais persistente e implicar taxa natural mais elevada quando o choque passado é acomodado, ao invés de eliminado, pela autoridade monetária. É certo, contudo, que em algumas circunstâncias a eliminação imediata de um choque pode gerar custos excessivamente elevados no curto prazo, justificando certo grau de acomodação nesses casos.

Esse postulado é muito relevante para o caso brasileiro, em que um conjunto representativo de eventos não relacionados diretamente com a política monetária, tais como crises externas e incerteza política, implicaram pressões inflacionárias que consubstanciaram em níveis elevados de taxas reais

³⁶ É importante citar que as estimativas de uma função de reação, em geral, não são realizadas supondo hiato do produto nulo e cumprimento da meta inflacionária. Assim, deve-se utilizar a taxa básica de juros, ao invés da constante da Regra de Taylor para fins de obtenção da taxa natural a partir dessa equação.

de juros desde a implementação do regime de metas inflacionárias. Assim, uma das explicações apresentadas na seção 4.1 que levaria o Brasil a ter de conviver com níveis tão altos de juros reais encontra sustentação com os preceitos teóricos desenvolvidos pela teoria Novo Keynesiana.

4.3 Estimações Econométricas

Por se tratar de uma variável não-observada, a taxa natural de juros pode ser estimada de diversos métodos. No presente trabalho, a opção foi utilizar um modelo macroeconômico simplificado para a economia brasileira, em que o equilíbrio entre oferta agregada e demanda agregada permite extrair a taxa natural de juros. Antes, porém, são estimadas outras duas séries que serão importantes na análise qualitativa dos resultados: a taxa real de longo prazo e a taxa neutra implícita nas decisões do Comitê de Política Monetária do Banco Central do Brasil. Essas estimações são realizadas, respectivamente, através de filtros estatísticos e de uma Regra de Taylor dinâmica.

Cumprе mencionar que os conceitos de taxa natural e taxa real de equilíbrio estão, em geral, relacionados com a idéia de longo prazo, tanto em termos de definição quanto em termos quantitativos. Uma vez que o Sistema de Metas para a Inflação foi adotado no Brasil apenas no segundo semestre de 1999 e algumas séries utilizadas foram construídas posteriormente, há uma

natural limitação em relação à robustez dos resultados. Todavia, a estimativa da evolução da taxa natural de juros brasileira nesse período se justifica pela sua relevância na condução da política monetária, pelo ineditismo metodológico aplicado ao Brasil, além de ser econometricamente consistente, em termos de estimação, graus de liberdade e eficiência.

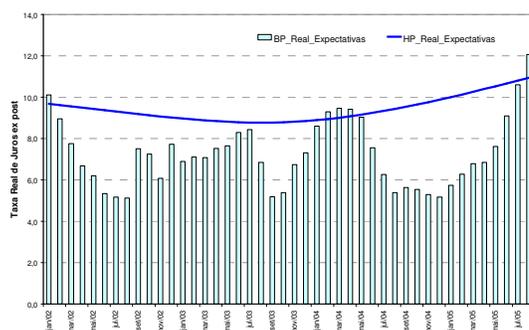
4.3.1 Filtros Estatísticos

Uma forma direta de se obter o nível de taxa real de juros de longo prazo resulta da utilização de filtros estatísticos aplicados nas séries de juros reais. Essa forma de mensuração é comumente encontrada na literatura, como no trabalho de Muinhos e Nakane (2005) para o caso brasileiro. No presente trabalho foram empregados dois tipos de filtros disseminados na literatura, o Hodrick e Prescott e o Band-Pass³⁷ nas séries de juros reais *ex ante* e *ex post*. A série de juros reais *ex post* foi obtida deflacionando a taxa básica Selic pelo Índice de Preços ao Consumidor (IPCA) acumulado em doze meses, ao passo que a série de juros reais *ex ante* foi gerada deflacionando as expectativas da Selic doze meses à frente pela série de expectativas de inflação do IPCA para os próximos

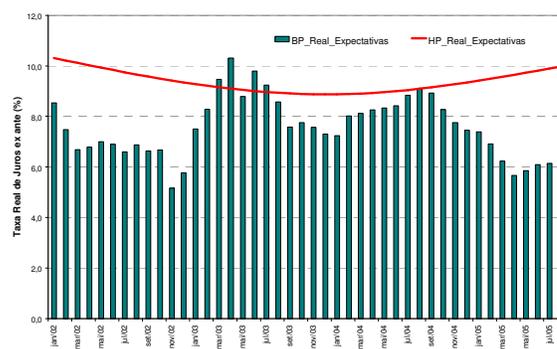
³⁷ No tocante ao filtro Band-Pass, utilizou-se a metodologia proposta por Christiano e Fitzgerald (2003). Para uma apresentação formal e análise comparativa dos filtros de Hodrick e Prescott (HP) e Band-Pass (BP) ver Toledo (2004).

dozes meses suavizada, calculada na pesquisa de mercado do Banco Central do Brasil³⁸.

Filtros na Taxa Real *ex post*



Filtros na Taxa Real *ex ante*



<i>ex post</i>	BP	HP	<i>ex ante</i>	BP	HP
Média	7,28	9,40	Média	7,56	9,37
Mediana	7,10	9,24	Mediana	7,49	9,27
Desvio-Padrão	1,61	0,59	Desvio-	1,18	0,42
Período:	Jan/2002 – Ago/2005		Período:	Jan/2002 – Ago/2005	

Figura 4.1 Taxas Naturais de Juros no Brasil – Filtros Estatísticos (HP e BP)

Fonte: Elaborados pelo autor.

A figura 4.1 ilustra os resultados obtidos a partir da utilização dos filtros. O filtro BP, por definição metodológica, tende a gerar resultados mais voláteis quando comparados aos auferidos pelo filtro HP. Interessante destacar a proximidade dos resultados obtidos na comparação entre as medidas de tendência central (média e mediana) dos juros reais de longo prazo *ex post* com o *ex ante*, o que pode ser atribuído ao fato da inflação e das decisões de política monetária efetivamente ocorrida terem ficado próximas às expectativas dos agentes econômicos. Em conformidade com o esperado, os níveis de taxa real

³⁸ Uma completa apresentação dessa pesquisa encontra-se em www4.bcb.gov.br/?FOCUSERIES.

gerados pelos filtros apresentaram oscilação, refletindo diferentes momentos conjunturais, embora seus níveis tenham permanecido elevados para padrões internacionais em período semelhante. Segundo Muinhos e Nakane (2005), por exemplo, a média da taxa real de juros para uma ampla amostra de países emergentes no período entre 2000 e 2004 foi de 4,7%, bem inferior aos padrões obtidos para o caso brasileiro, conforme identificado na figura 4.1.

4.3.2 Regra de Taylor Dinâmica

A função de Reação proposta por Taylor (1993), apresentada nos capítulos anteriores, estabelece que as decisões de política monetária, no tocante ao comportamento da taxa básica de juros, podem ser bem representadas por uma relação linear que tem como um de seus principais componentes a taxa natural de juros, que na sua concepção foi estabelecida em 2% para o caso norte-americano. A partir de então, uma extensa literatura foi desenvolvida com o intuito de estimar funções de reação para bancos centrais de todo mundo, considerando, em geral, a taxa de equilíbrio como a constante a ser determinada pela regressão. Clarida, Gali e Gertler (1999) menciona que numa situação em que os desvios da inflação em relação à meta e os desvios da atividade econômica em relação ao seu nível potencial são nulos, esse intercepto

pode ser entendido exatamente como a taxa real de juros de equilíbrio. Ou seja, partindo do princípio que bancos centrais buscam atingir suas metas inflacionárias mantendo a economia crescendo de forma equilibrada, o intercepto da função de reação mede a taxa real de juros que deve ser condizente com tal propósito.

Leigh (2005), por sua vez, destaca que na medida em que a taxa natural de juros é afetada por fatores dinâmicos - como o crescimento da produtividade - supor que a taxa de equilíbrio é bem representada pela constante da Regra de Taylor pode ser demasiadamente restritivo. Visando a ofertar uma alternativa de estimação, Leigh (2005) propõe uma função de reação dinâmica para a economia norte-americana, em que a taxa de equilíbrio não é mais uma constante, mas sim um intercepto variável da função. Para tal, o autor estima separadamente a taxa natural pelo método proposto por Laubach e Williams (2003) para, num segundo momento, obter uma função de reação em que a taxa de equilíbrio passa a ser um parâmetro variável ao longo do tempo.

No presente trabalho será feito o caminho inverso, ou seja, a taxa de juros de equilíbrio será extraída da função de reação a partir de uma modelagem dinâmica do intercepto da Regra de Taylor. Esse procedimento permitirá extrair a taxa de real de juros na qual o banco central brasileiro trabalhou de maneira implícita ao longo do período analisado, visando o cumprimento de suas metas em relação à inflação e seu nível de suavização dos ciclos de curto prazo da atividade. Ou seja, uma vez que o ponto de partida é a função de reação do banco central brasileiro, a taxa real que é derivada dessa função pode ser entendida como nível de juros de equilíbrio implícito nas decisões de política

monetária ao longo do período avaliado que tendem a zerar o hiato do produto e os desvios das expectativas de inflação em relação às metas, caso o banco central estivesse se comportando de forma coerente com o regime. A comparação dessa taxa com a taxa natural de juros permitirá avaliar qualitativamente o grau de conservadorismo das decisões de política monetária tomadas pelo banco central brasileiro.

A estimativa da taxa real de juros consistente com a função de reação foi estimada via filtro de Kalman, seguido a seguinte estrutura:

$$i_t = r_{et}^* + \beta_1 i_{t-1} + \beta_2 D_j + \beta_3 h_{t-2} + \varepsilon_{t,1} \quad (10)$$

$$r_{et}^* = r_{et-1}^* + \varepsilon_{t,2} \quad (11)$$

Em que:

r_{et}^* : é a taxa real de juros implícita nas decisões da autoridade monetária;

i_t : taxa básica Selic nominal (mensal);

i_{t-1} : taxa básica Selic nominal defasada em um período;

D_j : desvio ponderado da inflação esperada em relação à meta de inflação³⁹;

h_{t-2} : gap do produto em relação ao produto potencial⁴⁰ defasado dois períodos;

³⁹ A construção dessa variável seguiu a sugestão apresentada em Minella et al. (2002), contidas no capítulo 3, em que:

$D_j = \left(\frac{12-j}{12} \right) (E_j \pi_t - \pi_t^*) + \left(\frac{j}{12} \right) (E_j \pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*)$, sendo $E_j \pi_t$ = expectativa do mês j para a inflação do ano t; π_t^* = centro da meta de inflação para o ano t; $E_j \pi_{t+1}$ = expectativa do mês j para a inflação do ano t+1; π_{t+1}^* = centro da meta de inflação para o ano t+1;

Esse conjunto de equações também pode ser representado no formato de estado-espço como:

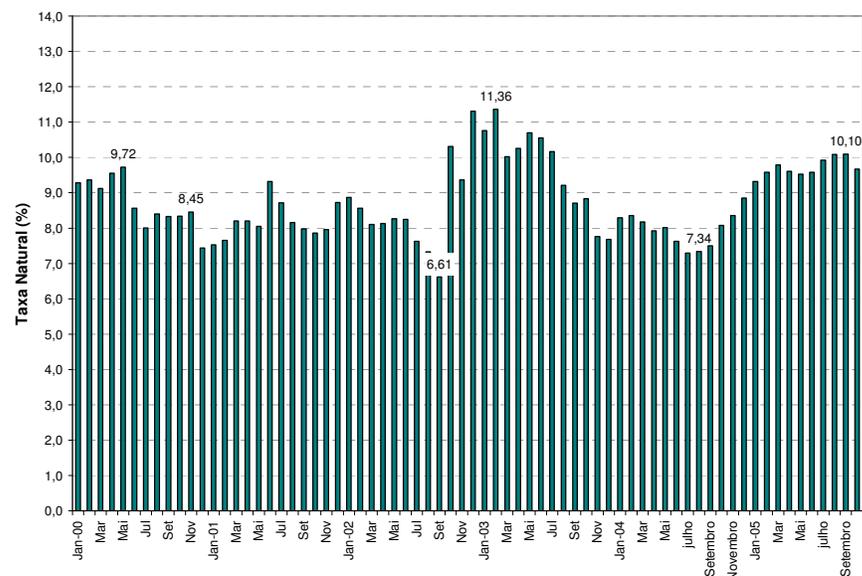
$$[i_t] = \begin{bmatrix} \beta_1 & \beta_2 & \beta_3 & r_{et}^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} i_{t-1} \\ h_{t-2} \\ D_{j,t} \\ 1 \end{bmatrix} + [\varepsilon_{t,1}] \quad \text{- Equação de Medida} \quad (12)$$

$$\begin{bmatrix} \beta_{1,t} \\ \beta_{2,t} \\ \beta_{3,t} \\ r_{et}^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{1,t-1} \\ \beta_{2,t-1} \\ \beta_{3,t-1} \\ r_{et-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ \varepsilon_{t,2} \end{bmatrix} \quad \text{- Equação de Estado ou de Transição} \quad (13)$$

Essa estrutura para a função de reação brasileira é consistente com trabalhos que estimaram a Regra de Taylor para o Brasil, como em Minella et al. (2002), bem como com as funções estimadas no Capítulo 2, cuja maior diferença está na dinâmica do intercepto, que no presente caso é variável ao longo do tempo, seguindo um passeio aleatório na equação de estado. A Figura 4.2 ilustra os resultados dessa estimação da taxa natural derivada da Regra de Taylor dinâmica. O desvio-padrão de 1,18 indicou que nesse procedimento a série é tão estável quanto nas estimativas obtidas pelo filtro BP, ao passo que a média de 8,84% ficou em patamar semelhante ao obtido pela utilização do filtro HP nas séries da taxa real de juros *ex post* e *ex ante*. Esses resultados indicam que a autoridade monetária brasileira trabalhou, de forma explícita ou implícita, com um patamar de taxa real próximo aos resultados estimados pelos filtros.

⁴⁰ Utilizamos como *proxy* do produto a série de produção industrial mensal do IBGE com ajuste sazonal, e como produto potencial, a série obtida com a utilização do filtro de Hodrick-Prescott.

O período em que a taxa real estimada esteve mais elevada (dez/02 – mai/03, com média de 10,73%) coincide com a época em que o banco central brasileiro manifestava - através das atas do Comitê de Política Monetária (Copom) - um esforço deliberado de conter as pressões inflacionárias iminentes, originadas da forte desvalorização cambial verificada no segundo semestre de 2002. Nesse sentido, o comportamento da taxa real extraída da função de reação mostra-se coerente com os aspectos conjunturais que contextualizavam as decisões de política monetária na época.



Estatísticas Descritivas	
Média	8,93
Mediana	8,84
Desvio-Padrão	1,18
Período	Jan/2000 – Out/2005

Figura 4.2 Taxa Natural de Juros no Brasil – Regra de Taylor Dinâmica

Fonte: Elaborado pelo autor.

4.3.3 Modelo Macroeconômico Simplificado

Uma vez que a taxa natural de juros não é uma variável diretamente observada, são necessárias algumas hipóteses a respeito de seus determinantes, para que seja possível sua extração a partir de modelos econométricos. A metodologia proposta por Laubach e Williams (2003) para os EUA, propõe que uma estrutura macroeconômica simplificada da economia gera uma trajetória para a taxa natural, o que servirá de referência no presente trabalho. O modelo parte de duas equações macroeconômicas, uma curva de oferta agregada e uma curva de demanda agregada, em que o equilíbrio dos mercados gera a trajetória da taxa natural de juros da economia. Existem duas suposições básicas por trás da metodologia proposta pelos autores: (i) o hiato do produto converge para zero sempre que o hiato de juros - diferença entre os juros reais e a taxa natural - for zero; e, (ii) variações na inflação convergem para zero se o hiato do produto é nulo. A correta estimação do método em tela deve ser realizada a partir da definição de equações de demanda (IS) e oferta (Curva de Phillips), ao passo que a operacionalização é feita através de uma especificação em estado-espço, por permitir extrair a evolução de variáveis não-observadas. Interessante notar que o modelo é adequado tanto para países que não adotam o sistema de metas, como no caso norte-americano, como para nações que adotam o sistema, não havendo, assim, restrições de sua utilização para o caso brasileiro.

O primeiro passo é definir uma equação para a demanda agregada na forma de uma curva IS:

$$y_t = c + y_t^* + A_y(L)(h_t) + A_R(L)(i_{Rt}) + \varepsilon_{t,1} \quad (14)$$

Sendo:

c : constante;

y_t^* : produto potencial;

h_t : hiato do produto;

i_{Rt} : hiato de juros (taxa real de juros (r_t) menos a taxa natural de juros (r^*));

$\varepsilon_{t,1}$: erro de estimação, I.I.D. $\sim N(0, \sigma^2)$;

O lado da oferta é representado por uma Curva de Phillips Novo-Keynesiana:

$$\pi = B_y(L)(h_t) + B_\pi(L)(E_t(\pi_{t+1})) + B_\pi(L)(\pi_{t-1}) + \varepsilon_{t,2} \quad (15)$$

Em que:

π_t : inflação acumulada em 12 meses (IPCA);

E_t : vetor de expectativas em t ;

$\varepsilon_{t,2}$: erro de estimação, I.I.D. $\sim N(0, \sigma^2)$;

A combinação dessas equações é condizente com o postulado de que a estabilidade dos preços é obtida com a igualdade entre juros e produto agregado a suas respectivas taxas naturais. As variáveis não-observáveis são definidas nas equações de estado.

A taxa natural nesta estrutura simplificada (r^*) é dependente da evolução da produtividade da economia e de fatores não-observáveis que afetam a sua trajetória ao longo do tempo, seguindo a seguinte equação:

$$r^* = cg_t + z_t \quad (16)$$

Sendo:

c : constante

g_t : tendência do crescimento da taxa natural do produto, ou crescimento da produtividade da economia;

z_t : termo estocástico que representa outros determinantes de r^* .

Assume-se que a variável z_t segue um passeio aleatório ou um processo AR(d),

$$z_t = D_z(L)z_{t-1} + \varepsilon_{t,3} \quad (17)$$

O produto potencial depende de componentes não-observáveis que seguem um passeio aleatório, sendo as equações de transição representadas por:

$$y_t^* = y_{t-1}^* + g_{t-1} + \varepsilon_{t,4} \quad (18)$$

$$g_t = g_{t-1} + \varepsilon_{t,5} \quad (19)$$

Esse conjunto de equações também pode ser definido em formato de estado-espço. Fazendo as equações (14) e (15) em termos de hiato de produto (h_t), e hiato de juros (i_{Rt}) a representação fica da seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} h_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c & A_1 & A_2 \\ B_1 & B_2 & B_3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & h_{t-1} \\ h_{t-1} & E_t(\pi_{t+1}) \\ i_{R,t-1} & \pi_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{t,1} \\ \varepsilon_{t,2} \end{bmatrix} \text{ - Equação de Medida} \quad (20)$$

$$\begin{bmatrix} z_{1,t} \\ z_{2,t} \\ y_t^* \\ g_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} D_1 & D_2 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} z_{1,t-1} \\ z_{2,t-1} \\ y_{t-1}^* \\ g_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{t,3} \\ 0 \\ \varepsilon_{t,4} \\ \varepsilon_{t,5} \end{bmatrix} \text{ - Equação de Estado ou de Transição} \quad (21)$$

A solução desse sistema permite obter a evolução das variáveis que condicionam o comportamento da taxa natural. Todavia, Stock e Watson (1998) chama a atenção para o fato de que estimações desse tipo de modelo tendem a gerar valores viesados em função da ocorrência do problema de “*pile-up*”. Para solucionar tal viés, é recomendável realizar um processo seqüencial de estimação que permite obter estimativas consistentes⁴¹.

No primeiro momento, estima-se o produto potencial, desconsiderando a existência do hiato dos juros e fazendo com que a variância da equação de estado seja nula. Ou seja:

$$y_t = y_t^* + \varepsilon_{1,t} \quad (22)$$

$$y_t^* = y_{t-1}^* + g_{t-1} + \varepsilon_{2,t} \quad (23)$$

$$g_t = g_{t-1} \quad (24)$$

A partir da obtenção de y^* , estima-se novamente o sistema, mas agora fazendo y^* uma variável exógena (estimada no passo anterior) e adicionando o erro na última equação de estado:

$$y_t = y_t^* + \varepsilon_{1,t} \quad (25)$$

$$y_t^* = y_{t-1}^* + g_{t-1} + \varepsilon_{2,t} \quad (26)$$

$$g_t = g_{t-1} + \varepsilon_{3,t} \quad (27)$$

⁴¹ Ver também Laubach e Williams (2003).

A partir de então pode-se obter o parâmetro λ_g que será multiplicado pelo erro da equação de estado (32).

$$\lambda_g = \frac{\sigma_{3,t}}{\sigma_{2,t}} \quad (28)$$

Assumindo que z_t segue um AR(1), estima-se, por fim, o sistema completo da seguinte forma:

Equações de Medida:

$$y_t = y_t^* + \alpha_1(re_{t-1} - r^*) + \alpha_2(y_{t-1} - y_{t-1}^*) + \varepsilon_{4,t} \quad (29)$$

$$\pi_t = \alpha_3(y_{t-1} - y_{t-1}^*) + \alpha_4 E_t(\pi_{t+1}) + \alpha_5(\pi_{t-1}) + \varepsilon_{5,t} \quad (30)$$

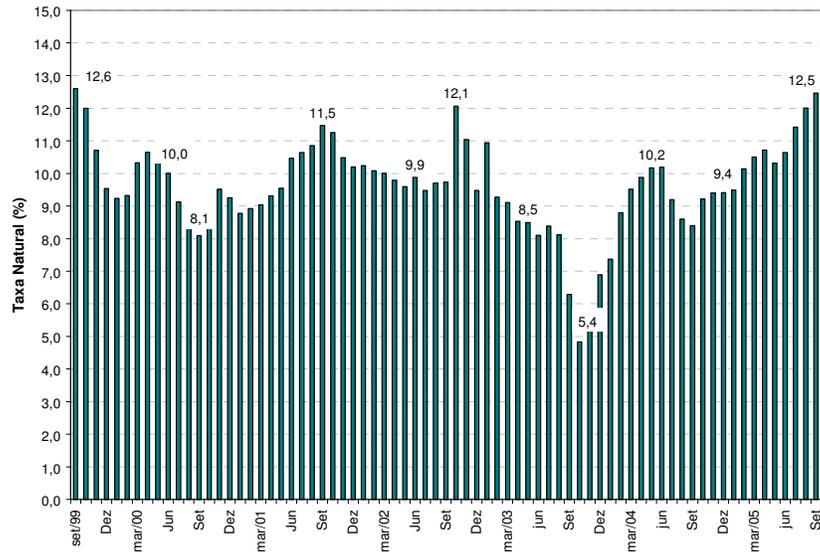
Equações de Estado ou de Transição:

$$r_t^* = \alpha_6 g_{t-1} + z_{t-1} \quad (31)$$

$$y_t^* = y_{t-1}^* + g_{t-1} + \lambda_g \varepsilon_{2,t} \quad (32)$$

$$g_t = g_{t-1} + \varepsilon_{3,t} \quad (33)$$

$$z_t = \alpha_7 + \alpha_8 z_{t-1} + \varepsilon_{6,t} \quad (34)$$



	Taxa Natural
Média	9,62
Mediana	9,55
Desvio-Padrão	1,42

Período: Set/1999 – Set/2005

Figura 4.3 Taxa Natural de Juros no Brasil – Modelo de Estado-Espaço
 Fonte: Elaborado pelo autor.

A implementação desse processo⁴² possibilitou obter uma trajetória para a taxa natural de juros no Brasil durante o regime de metas inflacionárias. Conforme ilustram os resultados na Figura 4.3, a taxa natural apresentou uma evolução cuja média e mediana foram 9,62% e 9,55%, respectivamente, com desvio-padrão próximo ao encontrado nas estimativas de juros reais (1,42). O patamar da taxa ficou muito próximo ao encontrado nas outras estimativas realizadas neste trabalho, sinalizando convergência entre os

⁴² Deve-se mencionar que o resultado apresentado no trabalho foi o entendido como mais adequado dentre outras estimações. Medidas alternativas de séries para medir o nível de atividade (PIB mensal, produção industrial anualizada, por exemplo) e outras formas de extração do PIB potencial (Filtro BP e Função de Produção) se mostraram menos estáveis e muitas vezes com valores erráticos.

juros reais praticados com a taxa natural. Merece atenção especial o fato da taxa ter apresentado algumas mudanças de nível ao longo do período, atingindo patamar mínimo próximo de 5% no final de 2003 e máximo em 12,5% no início do segundo semestre de 2005.

Essa oscilação deve estar refletindo as peculiaridades da economia brasileira no período, em que fortes mudanças nas variáveis macroeconômicas foram verificadas em função de choques enfrentados desde 1999. A crise pré-eleitoral de 2002, por exemplo, exigiu uma postura muito forte por parte da autoridade monetária brasileira no ano seguinte, fazendo com que as variáveis explicativas da taxa natural (hiato do produto, inflação e expectativas de inflação) apresentassem comportamentos voláteis no período.

Em termos de condução de política monetária, a comparação direta entre os níveis médios de juros reais *ex ante* e *ex post*, com o nível da taxa natural, apresenta grande proximidade, todas com média próxima de 9,4%. Apesar dessa similaridade, para auferir conclusões mais detalhadas foi realizada a comparação dinâmica entre as estimativas, uma vez que medidas de tendência central podem omitir nuances comportamentais das séries.

O Gráfico 4.1 apresenta a evolução de duas medidas de hiato de juros. Na primeira, o hiato é o resultado da diferença entre os juros reais *ex ante* e a taxa natural, enquanto a segunda representa a diferença entre a taxa real implícita na Regra de Taylor e a taxa natural. Como se supõe que a autoridade monetária procura ser neutra na determinação da taxa básica de juros,

a comparação da taxa natural com essas duas medidas deve ficar próxima de zero, pois persistentes hiatos positivos sinalizam conservadorismo e persistentes hiatos negativos indicam uma política monetária expansionista.

A comparação das duas medidas de hiato indica que as decisões de política monetária no regime de metas foram, de fato, “*forward looking*”, uma vez que a confrontação entre os movimentos da taxa real implícita na função de reação com os juros reais *ex ante* apresenta um paralelismo na maior parte do tempo, embora a evolução do hiato obtido pela Regra de Taylor tenha se situado em nível inferior ao hiato juros reais *ex ante*. Considerando o comportamento do hiato *ex ante*, os resultados sinalizam uma tendência de neutralidade na condução da política monetária, visto que a média do hiato foi próxima de zero (-0,01), mas o seu comportamento evolutivo apresentou diferenças não desprezíveis em relação ao que seria entendido como um comportamento neutro. Em 2003, por exemplo, verificou-se uma tendência de hiato positivo, o que é compatível com o reconhecido esforço do Banco Central em combater à inércia inflacionária gerada pelos choques econômicos de 2002. O hiato da Regra de Taylor, por outro lado, apresentou um padrão médio mais expansionista, com média de -0,54, mas ainda muito próximo de uma política monetária conduzida a partir do objetivo de visar um juros real que minimize os desvios das trajetórias das variáveis nominais (inflação e produto) de seus níveis potenciais, no caso do produto, ou pré-estabelecidos, no caso inflacionário.

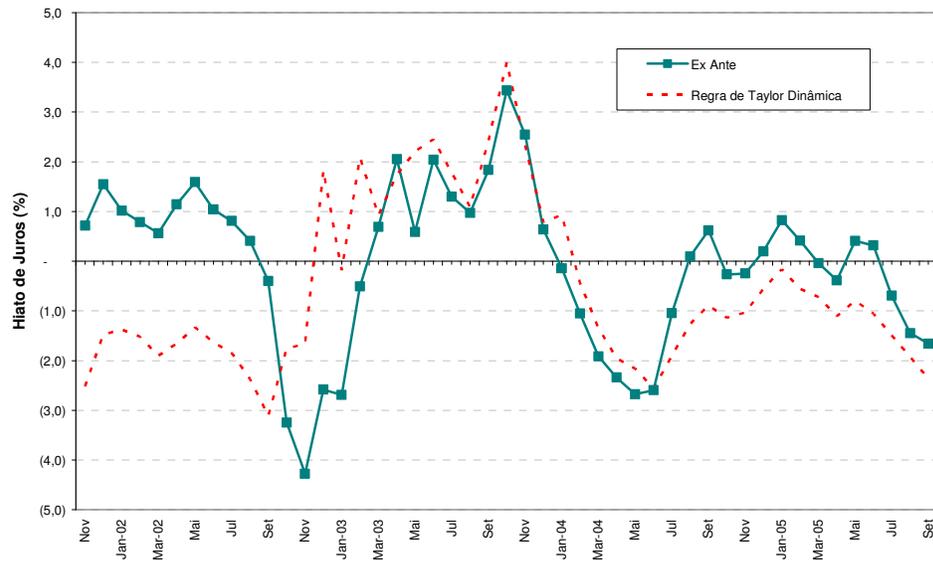


Gráfico 4.1 Hiato de Juros (Nov/2001 – Set/2005)
 Fonte: Elaborado pelo autor.

Embora exista certo grau de subjetividade na determinação de qual dos hiatos é, de fato, o mais adequado para estabelecer um critério de avaliação sobre o comportamento do Banco Central ao longo do tempo, o ponto a destacar é que ambas as medidas refutam a idéia de excesso de conservadorismo sistêmico por parte do Comitê de Política Monetária sob o regime de metas inflacionárias. Essa é, sem dúvida, uma importante informação, pois indica que diante da estrutura macroeconômica simplificada proposta, que é consistente com as proposições teóricas apresentadas no Capítulo 2, não é possível vincular os elevados níveis de juros reais existentes no país a uma postura sistematicamente conservadora por parte dos diferentes membros que compuseram o Copom nesses anos de Regime de Metas de Inflação no Brasil. Na verdade, os hiatos indicam que as decisões sobre a determinação da taxa básica de juros

mantiveram a taxa real próxima da estimativa da taxa natural, o que é compatível com a idéia de um Banco Central relativamente neutro nas suas decisões.

4.4 Conclusão

O conceito de taxa natural de juros é tratado na literatura desde o trabalho pioneiro de Wicksell (1936), e vem ganhando importância crescente no atual arranjo de política monetária internacional, em particular em nações que adotam o Sistema de Metas para a Inflação. Entretanto, como constatado por Amato (2005), apesar de sua relevância, o tema não vem tendo a atenção merecida na pesquisa contemporânea, o que pode estar relacionando com a dificuldade de sua observação direta. Nesse contexto, o presente trabalho apresentou como proposta central realizar uma avaliação adequada do tema aplicado ao caso brasileiro.

Apesar da estabilidade de preços ter sido obtida desde 1994, o regime de metas inflacionárias passou a vigorar apenas em 1999, e o nível elevado de juros reais verificado desde então vem chamando a atenção de analistas e investigadores em função das conseqüências negativas sobre o crescimento econômico, sobre o aumento da dívida pública interna, sobre a necessidade de uma política fiscal rígida, dentre outros.

A discussão do tema na literatura brasileira, embora insipiente, vem crescendo e trabalhos como o de Arida, Bacha e Resende (2005), Gonçalves, Holland e Spacov (2005) e Muinhos e Nakane (2005) ilustram bem tal constatação. Todavia, apesar de haver alguns indícios preliminares, não há, até o momento, consenso sobre os motivos que têm feito o Brasil configurar entre as maiores taxas reais de juros do mundo na atualidade. Para avançar nesse ponto é importante investigar qual é o nível de taxa natural de juros do Brasil, pois apenas decisões de política monetária que gerem comportamento sistemático de manter a taxa real acima da taxa natural é que podem ser caracterizadas como conservadoras, ou o oposto. Dessa forma, quantificar o nível da taxa natural de juros que é compatível com um sistema de metas de inflação e com a estrutura de oferta e demanda da economia brasileira impõe-se como uma forma de contribuir para a adequada compreensão do problema.

Além da realização de uma exposição da evolução cronológica do conceito de taxa natural, o presente estudo estimou a taxa natural de juros através de um modelo macroeconômico simplificado para, num segundo momento, comparar sua evolução com as taxas reais de juros e com a taxa real implícita nas decisões do Banco Central, a partir de uma Regra de Taylor dinâmica. Os resultados encontrados sugerem que a taxa natural de juros brasileira, de fato, situa-se em patamar elevado para padrões internacionais. Mesmo levando-se em consideração possíveis limitações à obtenção de avaliações definitivas sobre o tema, como séries relativamente curtas para um conceito que está relacionado com a idéia de equilíbrio de longo prazo, o ponto a

destacar é que os resultados obtidos são compatíveis com trabalhos que se propuseram a realizar tarefa semelhante, mesmo partindo de métodos de estimação diferentes, bem como apresentam robustez metodológica.

Esses resultados não condizem com argumentos de que a autoridade monetária brasileira tem sido demasiadamente rigorosa na determinação da taxa básica de juros para cumprir suas metas pré-estabelecidas de inflação. Embora haja momentos em que o Banco Central se mostrou mais rigoroso do que o indicado no nível de neutralidade, a autoridade monetária manteve a taxa real de juros *ex ante* e a taxa real implícita numa função de reação próxima, ou abaixo, da taxa natural na maior parte do tempo. Os resultados encontrados indicam, ainda, que para que o Brasil possa baixar de forma consistente a taxa real de juros são necessárias mudanças em fatores que afetam a taxa natural de juros, como aumento da produtividade total dos fatores, mudanças na elasticidade intertemporal do consumo ou na sensibilidade da inflação às expectativas dos agentes econômicos, ao invés da simples flexibilização forçada nas decisões de política monetária.

5 Independência dos Bancos Centrais com Metas de Inflação em Países Desenvolvidos e em Desenvolvimento⁴³

5.1 Introdução

A experiência de muitos países que adotam o Sistema de Metas para a Inflação vem sendo satisfatória em termos do controle da dinâmica dos preços, num contexto de regimes de taxa de câmbio flexíveis, além de manter o Produto Interno Bruto destas nações oscilando próximos de suas trajetórias potenciais. Conjuntamente com a disseminação crescente do regime nos últimos anos, surgem questões que ainda merecem maiores investigações. Uma delas é, sem dúvida, buscar explicar porque algumas nações que adotaram este regime possuem taxas básicas de juros baixas e outras necessitam conviver com taxas elevadas, em termos relativos. A explicação para estas diferenças não é consensual nem conclusiva na literatura por tangenciar um campo de razões

⁴³ Uma versão preliminar deste capítulo foi apresentada na *XX Jornadas Anuales de Economía*, organizada pelo Banco Central do Uruguai, em Montevideu, agosto de 2005.

complexas, conforme tratado no capítulo anterior quando foi tratado o tema da taxa natural de juros.

O nível de juros pode estar sendo afetado por questões conjunturais - como a inflação vigente, os choques econômicos passados, as condições de financiamento externo -, estruturais - como a produtividade da economia, o perfil e a composição da dívida pública, a credibilidade na política econômica - e por questões institucionais. Em especial, este capítulo tem como objetivo discutir de que forma este último fator, mais especificamente a independência dos bancos centrais, pode afetar o patamar de vigência da taxa básica de juros em países desenvolvidos e em desenvolvimento que adotam o Sistema de Metas para a Inflação.

O debate na literatura acerca da importância da independência dos bancos centrais é relativamente antigo, assim como seus resultados, que na grande maioria apontam no sentido de existir ganhos para as nações que optam por formalizar a independência de suas autoridades monetárias. Diante das experiências históricas de hiperinflação vividas por vários países no século passado, não resta muita dúvida que se a política monetária for submissa a uma política fiscal expansionista, com viés político de curto prazo, haverá pressão inflacionária e, dessa forma, o resultado líquido será ruim do ponto de vista da estabilidade dos preços e da credibilidade da instituição. Dessa forma, as decisões tomadas pelas autoridades monetárias devem ser independentes o

suficiente para evitar que contingências e tentações de curto prazo preponderem sobre as políticas econômicas sustentáveis de médio e longo prazo.

Uma vez que as decisões tomadas pelos banqueiros centrais geram efeitos econômicos e debates entre representantes da sociedade civil, e que a própria constituição das autoridades responsáveis pelo controle das políticas monetárias passa por decisões legais, não há como dissociar completamente os bancos centrais dos governos. Ou seja, as ações da autoridade monetária são avaliadas sobre o prisma da visão do Estado sobre as condições do mercado, e acabam sendo entendidas como decisões do governo sobre os rumos da economia. Como o poder de influência dessas decisões sobre a economia é significativo, mesmo que no curto prazo, a ausência de um compromisso claro e crível dos reais objetivos da autoridade monetária abre um espaço muito grande para a dúvida nos agentes econômicos sobre a má utilização dos instrumentos disponíveis em prol do atendimento de interesses de curto prazo. Dessa forma, o debate relevante diz respeito ao grau de separação entre governos e bancos centrais, e não se deve existir ou não essa separação.

A situação brasileira é um caso interessante, na medida em que há uma visível avaliação por parte dos agentes do mercado financeiro que as decisões do Comitê de Política Monetária (Copom) são independentes das pressões e críticas da classe política, mas como não há uma formalização dessa independência, os benefícios dessa autonomia não são completos, dado que há

um permanente espaço para especulações acerca da continuidade do compromisso com a estabilidade da moeda em situações de instabilidade.

O processo de sucessão presidencial no Brasil no ano de 2002 é um bom exemplo desse fato. Na ocasião, não havia problema de credibilidade afetando a diretoria do banco central brasileiro, mas sim uma incerteza muito grande a respeito da continuidade do compromisso com as metas de inflação, com o regime cambial e com a política fiscal que os novos gestores da política econômica implementariam nos anos subseqüentes. Nesse período, as taxas de juros de mercado se distanciaram muito da taxa básica de juros, indicando que o mercado sofria claramente de um problema de ausência de credibilidade a respeito das políticas atuais, exigindo *spreads* crescentes para financiar a dívida pública brasileira, que atingiu patamares elevadíssimos e gerou deterioração no perfil do endividamento. Embora afirmar que o problema não existiria caso o Banco Central do Brasil fosse independente careça de elementos conclusivos, dizer que a existência de uma autonomia formal do banco central teria contribuído para reduzir a intensidade da crise de confiança parece ser algo consistente.

A importância para as sociedades de uma política monetária que mantenha a estabilidade dos preços ao longo do tempo, evitando os efeitos distorcidos que o processo inflacionário acarreta, é algo praticamente incontestável. Todavia, a estabilidade dos preços não é algo trivial e que se conquista e se mantém de forma natural ao longo do tempo nas economias

capitalistas. Choques de oferta inesperados, como fortes elevações nas cotações do petróleo, ou crises de liquidez que afetem o comportamento das taxas de câmbio e geram pressões sobre os preços no futuro, exigem uma permanente vigilância e atuação restritiva por parte dos bancos centrais para evitar que tais efeitos se tornem permanentes.

Apesar da relevância desse tipo de pressão como forma de ilustrar o quão dinâmico e custoso é a tarefa de manter a estabilidade dos preços, Fraser (1994) cita dois outros tipos de pressões que exigem maior grau de autonomia por parte dos responsáveis pela estabilidade dos preços: (i) a tendência dos formuladores de políticas econômicas e políticos em colocar a economia num patamar acima de sua capacidade de crescimento; e, (ii) a tentação que governantes sofrem para gerar déficits e financiá-los via emissão monetária. Assim, a autonomia das autoridades monetárias age no sentido de minimizar tais riscos, embora essa defesa não seja consensual na literatura.

Muitos estudos foram realizados no intuito de observar a relação entre inflação e independência do Banco Central (IBC), ver, por exemplo Cukierman, Webb e Neyapti (1992) e Alesina e Summers (1993). Em geral, estes trabalhos mostram que é possível concluir que existe uma correlação negativa entre inflação e IBC. Usualmente, os estudos realizados levam em conta uma análise *cross section*⁴⁴ de diversos países, utilizando como *proxy* para a IBC questionários acerca dos aspectos legais do banco central, além do índice de

*turnover*⁴⁵, para captar a independência de fato, importante para mensurar a independência de países em desenvolvimento.

Desta forma, em conformidade com as pesquisas já realizadas, espera-se que países que adotam o Sistema de Metas para Inflação, ao possuir uma autoridade monetária independente, apresentem maior estabilidade nos preços. Entretanto, poder-se-ia argumentar que esses níveis de inflação menores foram conseguidos com custos mais elevados, medido pelo nível das taxas de juros. Assim, medir a relação entre independência e níveis de taxa básica de juros se mostra um elemento importante, pois traz à tona uma questão crucial na condução da política monetária que é o tamanho do esforço realizado para atingir um objetivo. Nesse contexto, medir se há relação casual e significativa entre esforço e resultado pode ser visto como o objeto de análise deste trabalho, sendo o esforço representado pelos níveis de taxas de juros necessários para conter a inflação quando há ou não independência dos bancos centrais.

Este trabalho contém, além desta introdução, mais quatro partes: na segunda será apresentada uma síntese da forma com que a literatura vem tratando a independência dos bancos centrais e sua relação com a inflação; na terceira parte, é realizada uma resenha das metodologias de *pooled data* e *panel data* empregadas nas estimações econométricas que serão realizadas; na

⁴⁴ Trabalhos focando apenas um país também foram realizados. Ver, por exemplo, Panagiotidis e Triampella (2001) para uma abordagem sobre os impactos da IBC para a Grécia.

⁴⁵ Mede a rotatividade do presidente do Banco Central.

quarta parte são mostrados e discutidos os resultados encontrados; e, por fim, na quinta parte estão as conclusões obtidas.

5.2 A Independência dos Bancos Centrais

Desde o final dos anos 1970 e início da década de 1980, a IBC passou a ser um dos assuntos mais discutidos no âmbito da política monetária. A origem do tema está ligada ao modelo de inconsistência dinâmica, de Kydland e Prescott (1977) e Barro e Gordon (1983). Resumidamente, quando a inflação esperada é baixa, de tal forma que o custo marginal de incremento seja reduzido, há incentivos para que os *policy makers* adotem políticas expansionistas em termos de produção, acima do nível de equilíbrio de longo prazo. Porém, como os agentes econômicos apresentam expectativas racionais, o comportamento do banqueiro central é antecipado. Assim, além dos resultados em termos de crescimento do produto não ocorrer, há um incremento dos preços, revelando um comportamento de neutralidade da moeda. Portanto, um banco central vinculado aos interesses políticos do governo pode ser dissuadido a implementar tais políticas, como a elevação da oferta de moeda.

A existência desta tentação permanente dos *policy makers* de elevarem o crescimento econômico, da possibilidade de reivindicarem a cobertura de déficits orçamentários do governo e de gerar imposto inflacionário por parte da autoridade fiscal são algumas das armadilhas que devem ser evitadas, dados os perversos resultados inflacionários e distributivos daí advindos. Diante destes fatos, alguns autores, como McCallum (1995) defendem a idéia que a independência destas instituições tem como uma de suas maiores vantagens o isolamento das decisões rotineiras de política monetária das pressões da atividade política, inerentes ao processo democrático. Rogoff (1985) acrescenta que, além de um banco central independente, este deve ser conservador, referindo-se ao fato de que o “banqueiro” deve ser mais avesso ao risco do que o governo.

Mais especificamente, a primeira motivação supracitada - de crescimento econômico via política monetária expansionista - está relacionada na maior parte das vezes ao ciclo político, que, neste contexto, pode agir por meio de ações incoerentes com os objetivos da política monetária vigente num país, tal como a redução de taxas de juros em períodos pré-eleitorais, na busca de um crescimento econômico de curto prazo - a despeito das conseqüências em termos de perda de credibilidade que terão que ser enfrentadas nos momentos seguintes. No que diz respeito aos déficits dos governos cobertos por aumentos da quantidade de moeda em suas diferentes formas, o risco é igualmente elevado; aliás, a literatura econômica tem mostrado que esta tem sido a principal causa das hiperinflações observadas ao longo da história econômica, o que torna ainda mais relevante a discussão acerca da IBC.

Segundo Blinder (1998), a importância de um banco central independente está no fato de que a política monetária, por sua natureza, necessita de um horizonte de longo prazo, algo que não é observado nem pelos políticos nem pela sociedade, que, ademais, desconhecem, na maioria das vezes, os efeitos perversos que a má condução da política monetária acarreta. Conforme mencionado por Fraser (1994), o convencimento por parte dos banqueiros centrais aos políticos de que a economia não pode crescer sistematicamente acima de seu nível potencial sem gerar pressão inflacionária não é muito fácil, na medida em que há pouca certeza a respeito do verdadeiro produto potencial de uma nação, fazendo com que haja um permanente espaço para interpretações de que é sempre possível afrouxar a política monetária sem que isso implique pressão inflacionária. Fraser (1994) segue,

In short, as all practioners know, policy is determined and implemented under conditions of great uncertainty. It is this uncertainty – rather than any cynical exploitation of the short-run inflation/output trade-off – which can inject an inflationary bias into the policy making process. (Fraser, 1994, p.3)

Dessa forma, a independência do banco central também pode ser interpretada como o aumento do peso atribuído ao objetivo de redução da inflação, tal como sugerido por Rogoff (1985). Porém, estudos realizados não identificaram relação entre a independência do banco central e a volatilidade da economia real para os países industrializados, o que pode ser entendido como uma contradição⁴⁶. Haveria, desta forma, um *free lunch* devido à independência do banco central, reduzindo a inflação e não elevando a volatilidade do produto. Isto

poderia refletir tanto a existência de uma relação inversa de causa (de aversão ao risco para independência do banco central) como a presença de um terceiro fator responsável por ambos. Para Fischer (1995), mesmo que haja uma relação inversa de causa e efeito, é provavelmente ótimo propor uma legislação estabelecendo um banco central independente para aqueles que querem reduzir a inflação, deixando poucas dúvidas de que, em média, a performance econômica é melhor em países com maior independência da autoridade monetária. Adicionalmente, acredita que nos países industrializados – onde as cláusulas legais são mais fortes – a relação de causa e efeito vai da independência para a redução da inflação.

Conforme já mencionado, dada a evolução do debate acerca dos bancos centrais, num contexto de aumento generalizado da autonomia das decisões destas instituições ao redor do mundo, discutir o grau de independência que as autoridades monetárias devem ter passa a ser tão, ou mais, importante do que debater a necessidade de bancos centrais independentes em sua concepção plena. Por este motivo, quando se trata de IBC, deve-se deixar transparecer a diferença entre a independência de objetivos e de instrumentos. Na primeira, a instituição determina seus próprios objetivos a serem seguidos, ao invés destes serem estabelecidos por outro órgão governamental. Já na segunda, o banco tem controle sobre os instrumentos de política monetária. Na literatura ainda há a diferenciação entre independência e autonomia, sendo que o primeiro conceito

⁴⁶ Ver McCallum (1995) para os motivos da aparente contradição.

refere-se à independência de objetivos e de instrumentos de forma conjunta, enquanto que o último leva em conta apenas a independência de instrumentos.

Apesar dessa simplicidade conceitual, na prática; contudo, existem diferentes arranjos institucionais com objetivos múltiplos, o que acaba dificultando a definição prática na classificação das instituições entre seus objetivos e meios. Nos EUA, país que não adota um regime de metas de inflação, mas possui independência, o Humphery-Hawkins Act estabelece que o Federal Reserve deve conduzir sua política monetária de tal forma a obter o emprego máximo, preços estáveis e uma moderada taxa de juros de longo prazo. Ou seja, não há de forma alguma a visão que estabilidade dos preços, crescimento econômico e nível baixo de taxas de juros sejam excludentes. Por outro lado, o Banco Central da Nova Zelândia deve “apenas” fazer com que a meta de inflação fique entre 0% e 2%a.a. Apesar dessa multiplicidade de arranjos existentes na atualidade, o fato é que há muito pouca dúvida em relação da importância que a IBC tem diante dos argumentos expostos.

Em relação à verificação empírica, inúmeros trabalhos foram realizados com o intuito de estimar os efeitos da IBC sobre a inflação, o desemprego, e a credibilidade da política monetária, dentre os quais (Cukierman; Webb; Neyapti, 1992; Alesina; Summers, 1993; Alesina, 1989, Grili et. al, 1991)⁴⁷. A literatura tem mostrado que, para países industrializados, bancos centrais

⁴⁷ Para algumas resenhas a respeito, ver Berger et al. (2001), Cukierman (1992) e Eijffinger e De Hann (1996).

independentes estão negativamente correlacionados com a inflação média. Valendo-se de uma medida de independência do banco central que agrega aspectos formais⁴⁸ e informais⁴⁹, Cukierman, Webb e Neyapti (1992) e Grilli et al. (1991) observam que, em geral, há uma relação inversa entre independência e inflação e menor volatilidade desta última. Segundo Cukierman, Webb e Neyapti. (1992), em todos os países analisados, cuja inflação média anual superou 50%, a IBC encontrava-se abaixo da mediana. Adicionalmente, os resultados encontrados mostraram que, ao longo dos anos 80, o índice que mede a independência do banco central dos países analisados variou de 0,69 (*Bundesbank*), mais independente, até 0,10 (Polônia), menos independente.

No referido estudo, verificou-se que nos países industrializados as correlações negativas entre inflação e independência dos bancos centrais foram mais elevadas quando calculada para a amostra completa (com países desenvolvidos e em desenvolvimento). Uma das possibilidades para tal fato ocorrer é a diferença entre a verdadeira independência e a legal. Quando são incluídos os países em desenvolvimento, observa-se uma maior correlação entre as respostas de questionários enviados a funcionários (medidas informais de independência) e os aspectos legais (medidas formais), o que indica um menor respeito aos aspectos legais nestes últimos.

⁴⁸ Nas análises pioneiras acerca da IBC (Bade; Parkin, 1988; Alesina, 1988; Alesina, 1989), os autores valeram-se de questionários com perguntas que abrangeram aspectos formais (legais) da independência.

⁴⁹ A medida informal consiste de uma pesquisa com funcionários do Banco, comparando a correlação da independência legal com as respostas. Nos países industrializados, a correlação superou a dos países em desenvolvimento. O foco em aspectos formais advém da análise pioneira da IBC para economias industrializadas baseada em questionários feita por Bade e Parkin (1988).

Devido à discrepância nos resultados de países desenvolvidos e em desenvolvimento, observou-se que, para estes últimos, exatamente devido a esta menor tradição em termos de cumprimento de contratos, deveria ser acrescentada uma variável que fosse capaz de captar a independência de fato, o que não era verificado apenas com os aspectos legais, captados pelo *CBI legal index*⁵⁰. Para tanto, alguns estudos, como Cukierman (1992), conforme citado anteriormente, incluíram a taxa de *turnover*, que leva em conta a rotatividade do “banqueiro” no cargo. Conforme se esperava, comprovou-se que quanto menor o *turnover*, menor a inflação nos países em desenvolvimento. Para os países desenvolvidos, esta variável não foi significativa, embora a índice de IBC legal tenha captado a correlação negativa com a inflação (Cukierman, Webb e Neyapti, 1992; Cukierman, 1994). Um refinamento da medida de rotatividade do banqueiro foi realizado posteriormente, baseando-se na propensão dos presidentes de bancos centrais perderem seus cargos após transições políticas⁵¹. Cukierman e Webb (1995) concluíram que a propensão média de substituir o banqueiro é maior após transições políticas e que a vulnerabilidade é maior nos países em desenvolvimento.

Fischer (1995) desagrega a medida de independência dos bancos centrais em três componentes: a) presença de um requisito legal para

⁵⁰ Os aspectos legais eram usualmente captados através de questionários com perguntas que se referiam a duração do mandato do presidente do banco e à forma de nomeação do presidente do banco, por exemplo. Levavam em conta também os objetivos (oficiais) do banco central, restrições legais de obtenção de empréstimos de parte do setor público, justaposição de mandatos. Com estas características devidamente ponderadas, chegava-se a um indicador. Mais detalhes, ver Cukierman (1992).

perseguir a estabilidade monetária entre os objetivos do banco central; b) medidas relacionando os direitos do banco central em não financiar o governo e estabelecer a taxa de desconto; e c) uma combinação de provisões legais quanto às relações e compromissos do banco com o governo. A conclusão do autor é de que os fatores mais ligados à performance da inflação foram “a” e “b”, sendo que este último é a variável mais correlacionada (negativamente) com a inflação.

Apesar dessa gama de trabalhos que vão ao encontro da argumentação majoritária na literatura que aponta ganhos em se estabelecer autonomia para os responsáveis pela estabilidade dos preços, há trabalhos que questionam tal tendência. Na medida em que o debate foi sendo aprofundado, surgiram críticas referentes aos pressupostos teóricos e à própria mensuração dos graus de independência do banco central. Hayo e Hefeker (2001) afirmam que a IBC não é uma condição necessária, nem suficiente, para a estabilidade monetária, o que é verdadeiro, embora não signifique que independência reduza as chances de se obter resultados melhores do que na sua ausência. Mangano (1998) apresenta críticas técnicas acerca da estrutura dos índices de IBC. Campillo e Miron (1997), numa análise empírica, não observam relação entre a variação da inflação média dos países e os diferentes graus de independência dos bancos centrais. Para Pollard (1993), os resultados dos estudos empíricos são deficientes, na medida em que: a mensuração do grau de independência é complexa; pode haver uma relação espúria entre IBC e o desempenho econômico; possibilidade de endogeneidade da independência do banco central; e, a inclusão

de períodos de taxa de câmbio fixa em alguns estudos, período em que o banco central não deve ser tomado como responsável da política monetária.

Apesar de algumas vozes dissonantes e de possíveis problemas de mensuração, os resultados empíricos insistem em mostrar, com relativa robustez, que a IBC é realmente uma forma de reduzir a inflação com baixos custos para a sociedade, além de aumentar o grau de credibilidade da política monetária ao longo do tempo. Neste sentido, especialmente após o período do padrão ouro e do sistema de *Bretton Woods*, quando os bancos centrais passaram a ser ainda mais responsáveis pelo controle inflacionário, a IBC tem sido uma medida adotada em alguns países para reduzir a inflação e sua variabilidade.

5.3 Independência dos Bancos Centrais e o Regime de Metas para a Inflação

Conforme apresentado, grande parte da literatura que versa sobre as estimativas dos efeitos da IBC nos países que adotam esta medida está centrada nos efeitos desta sobre a inflação. No presente Capítulo; contudo, serão realizadas estimativas sobre os efeitos que a independência das autoridades monetárias exerce sobre o principal instrumento de política monetária em países que adotam o regime de metas de inflação, a taxa básica de juros. Ou seja, dado que há evidências na literatura que existem ganhos em termos de inflação derivados da IBC, a questão a ser investigada passa a ser qual é o custo dessa

inflação mais baixa em termos de nível de taxa básica de juros, na medida em que se pode argumentar que essa menor variação nos preços possa estar sendo obtida a partir de uma política monetária mais conservadora por parte dessas instituições independentes e, nessa linha de raciocínio, mais conservadoras.

5.3.1 O Modelo Estimado

Para realizar a avaliação proposta, serão feitas estimativas em formato de painel, agrupando 12 países - desenvolvidos e em desenvolvimento - numa estrutura sub-ótima como uma Regra de Taylor, com informações trimestrais que compreendem o quarto trimestre de 1999 até o quarto trimestre de 2005.

Antes de prosseguir na apresentação detalhada do modelo estimado, cumpre esclarecer o conceito de independência que será adotado no trabalho. Conforme discutido na seção anterior, existem diferentes graus de independência que podem ser considerados quando se trata de bancos centrais, abrangendo questões como prazo dos cargos das diretorias, autonomia de instrumentos e de objetivos, taxa de *turnover*, dentre outros. No atual contexto, será considerada independente toda autoridade monetária que possui autonomia legal estabelecida para a tomada de suas decisões, assim, o conceito é menos restritivo que o de independência *strito senso*, em que é necessária também a independência de objetivos, mas mais rígido do que poderia ser obtido se fosse feita uma avaliação de uma independência operacional aparente, como no caso

do Banco Central brasileiro a partir da implementação do regime de metas em 1999.

A classificação dos países que fazem parte da amostra trabalhada está contida na tabela 5.1, que contém um conjunto de nações que adotam o sistema de metas de inflação, bem como as datas de início do regime e da IBC, respectivamente.

Tabela 5.1
Autonomia/IBC e Adoção do Regime de Metas de Inflação

País	Independência/ Autonomia	Metas de Inflação	País	Independência/ Autonomia	Metas de Inflação
África do Sul	Não	2000	Irlanda	1998	1998
Alemanha	Sim	1998	Islândia	2001	2001
Austrália	1998	1994	Israel	Não	1992
Áustria	1999	1998	Itália	1998	1998
Bélgica	1993	1998	Japão	1998	Não
Brasil	Não	1999	Luxemburgo	1999	1998
Canadá	1985	1991	México	1993	1999
Chile	2001	1991	Noruega	2001	2001
Colômbia	Não	1999	Nova Zelândia	1990	1990
Coréia do Sul	Sim	1998	Peru	1994	1994
Dinamarca	1936	No	Polônia	1997	1998
Espanha	1994	1994	Portugal	1998	1998
EUA	Sim	N100 o	Reino Unido	1998	1992
Finlândia	1998	1993	República Tcheca	1993	1998
França	1994	1998	Suécia	1999	1993
Grécia	1997	1998	Suíça	2000	2000
Holanda	1998	1998			

Fonte: Ministério da Fazenda, Reformas Microeconômicas e Crescimento de Longo Prazo.

1/ Os países cujos bancos centrais são independentes ou autônomos, mas não são conhecidas as datas em que tais *status* foram conferidos, são indicados por "sim". Para aqueles países cujos bancos centrais são independentes ou autônomos e as datas são conhecidas, é informado o respectivo ano.

2/ Os países que adotam o regime de Metas para a Inflação, mas as datas de implementação do regime não são conhecidas, são indicados por "sim". Para aqueles que as datas são conhecidas, é informado o respectivo ano.

Analisando a tabela, fica claro que a maior parte das nações que adotam o sistema de metas possui bancos centrais independentes, sendo que nos países desenvolvidos avaliados não há caso de metas de inflação em autoridades monetárias sem dependência. Os países destacados são os que fazem parte da amostra que a ser analisada na próxima seção.

Do ponto de vista analítico, faz sentido presumir que o aumento da credibilidade gerado pela independência das instituições responsáveis pela estabilidade dos preços faça com que níveis menores de taxa básica sejam estabelecidos ao longo do tempo. Nesse sentido, níveis menores de juros reais seriam possíveis a partir do aumento da credibilidade da autoridade monetária, pois, uma vez independente, espera-se que não haja influência política nas decisões sobre o nível da taxa básica de juros, mas, sim, que essas sejam pautadas pelo compromisso pré-estabelecido de cumprimento das metas de inflação, a despeito de eventuais decisões contra-cíclicas que possam ser necessárias para obter esse objetivo. Dessa forma, haveria espaço para uma redução do prêmio de risco inerente na formação da taxa básica de juros derivada do aumento da credibilidade da autoridade monetária e é, exatamente, esse ganho potencial que será objeto de estimação nesse trabalho.

A utilização de dados com dimensão temporal e espacial vem aumentando sua frequência na literatura. No presente trabalho, o objetivo é usar a estrutura de agrupamento de dados para identificar se a independência dos bancos centrais tem relação com as decisões de política monetária que impliquem

menores patamares de taxa básica de juros. O método de estimação mais simples de agrupamento de dados é caracterizado como dados seccionais reunidos, ou modelos de regressão *pooled*. Assim como em outros métodos econométricos, o primeiro passo para estimar um modelo é encontrar uma relação de causalidade teoricamente consistente para ser estimada. No objeto em tela, uma vez que se almeja avaliar os efeitos da IBC no nível de taxa básica de juros, parte-se de uma estrutura teórica de uma função de reação, em que as decisões de política monetária podem ser dimensionadas com base numa função linear.

Partindo da estrutura sub-ótima, próxima de uma Regra de Taylor tradicional, mas realizando pequenas modificações para captar outras variáveis que podem influenciar as decisões dos bancos centrais, a estrutura de dados estimada passa a apresentar a seguinte estrutura:

$$i_{it} = \alpha + \beta_1 \pi_{it} + \beta_2 \text{Gap}_{it} + \beta_3 \text{BCI}_{it} + \beta_4 \text{CC}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Em que,

i_{it} : média trimestral da taxa básica nominal de juros do país i no período t ;

π_{it} : média da inflação acumulada em 12 meses no trimestre para o país i no período t ;

Gap_{it} : gap trimestral⁵² do produto do país i no período t ;

BCI_{it} : variável dummy que assume valor unitário quando o país i possui banco central independente no trimestre t ;

CC_{it} : variável dummy que assume valor unitário quando o país i possui déficit em transações correntes no trimestre t ;

⁵² O *gap* do produto foi calculado com a utilização do filtro HP, tendo como referência o Produto Interno Bruto trimestral em nível ajustado sazonalmente pelo autor por meio do método ARIMA X-12.

β_i : são os vetores dos coeficientes estimados;

ε_{it} : é o erro da regressão.

Assumir-se que $\varepsilon_{it} \sim iid (0, \sigma^2)$ para todo i e t significa supor que, para cada país, as observações não são serialmente relacionadas e, para os países e o tempo, os erros são homocedásticos. Esta especificação pode ser estimada pelo Método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), com as tradicionais interpretações dos testes de validação. Entretanto, quando se considera as estimações em *cross-section* conjuntamente com os dados em séries de tempo numa estrutura de painel de dados, se faz necessária à apresentação de algumas peculiaridades que podem afetar a consistência das estimações.

Partindo da equação (1), uma estrutura de painel pode ser apresentada da seguinte forma:

$$i_{it} = \alpha_i + \beta_1 \pi_{it} + \beta_2 Gap_{it} + \beta_3 BCI_{it} + \beta_4 CC_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

em que, $\alpha_i = \alpha + u_i$ (3)

é o efeito individual não-observável, constante ao longo do tempo e específico para cada país. O método de MQO fornece estimativas consistentes dos dados se os α_i 's forem iguais para todos os países, por outro lado, caso isto não seja verificado, existem duas estruturas que generalizam o modelo. A primeira, denominada de *efeitos fixos*, considera o termo constante no modelo de regressão, ao passo que a segunda, denominada de *efeitos aleatórios*, considera

que α_i é um grupo particular de erros. Dessa forma, a diferença entre ambas as metodologias está na forma de tratamento do termo α_i .

A estrutura de efeitos fixos assume que todas as diferenças de comportamento ao longo do tempo e entre países podem ser captadas pelo termo constante. Assim, cada α_i é um parâmetro desconhecido, que capta o comportamento de fatores que afetam a estrutura da variável dependente que não está sendo controlado pelas variáveis exógenas que fazem parte do modelo. Esse tipo de estrutura pode ser estimada de duas formas. A primeira é através do método *Least Squares Dummy Variable* (LSDV), que atribui valor unitário para cada i -ésimo país e os coeficientes de α_i equivalem aos interceptos de cada país. Uma segunda forma, que será empregada no trabalho, é a dos estimadores intra-grupo (*within*). Num primeiro momento, se faz uma transformação na equação (2) estimando um modelo a partir da média das variáveis exógenas e da explicada, com o propósito de eliminar o efeito não observado u_i . Ou seja, estima-se a seguinte equação:

$$\bar{i}_i = \alpha + \beta_1 \bar{\pi}_i + \beta_2 \bar{Gap}_i + \beta_3 \bar{BCI}_i + \beta_4 \bar{CC}_i + u_i + \bar{\varepsilon}_i \quad (4)$$

em que os traços representam as médias dos respectivos termos da equação (2). Subtraindo a equação (4) da equação (2) para cada t , o resultado é uma equação que representa os desvios da média do grupo, representada por:

$$i_{it} - \bar{i}_i = \beta_1 (\pi_{it} - \bar{\pi}_i) + \beta_2 (Gap_{it} - \bar{Gap}_i) + \beta_3 (CC_{it} - \bar{CC}_i) + \varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i \quad (5)$$

Ao subtrair o efeito temporal da equação (2) removeu-se o efeito específico de cada país u_i . Estimando a equação (5) por MQO obtém-se o estimador *within*. Considera-se o estimador *within* igual ao obtido pelo LSDV. Para variáveis constantes no tempo, como no caso da variável *dummy* que capta a independência dos bancos centrais, não é possível obter estimações pelo método de efeitos fixos, na medida em que a transformação realizada na equação 5 anula o efeito de variáveis binárias.

Em relação ao modelo com efeitos aleatórios, o intercepto passa a ser tratado como extrações aleatórias da distribuição populacional de interceptos dos países individualmente, ou seja, estima-se a equação (2), sendo que o termo u_i é tido como um erro aleatório não-observável que responde por diferenças individuais no comportamento dos países. Assume-se que $E(u_i) = 0$ e $var(u_i) = \sigma_u^2$. Substituindo a equação (3) em (2) e fazendo $v_{it} = u_i + \varepsilon_{it}$, temos:

$$i_{it} = \alpha + \beta_1 \pi_{it} + \beta_2 Gap_{it} + \beta_3 BCI_{it} + \beta_4 CC_{it} + v_{it} \quad (6)$$

O termo estocástico v_{it} é composto de dois componentes: o erro ε_{it} e o erro específico individual u_i , que está relacionado com as características individuais dos países, mas constante no tempo. Na medida em que u_i faz parte do erro em cada ponto do tempo, v_{it} apresenta problema de autocorrelação. De fato, sobre a hipótese de efeitos aleatórios,

$$Cov(v_{it}, v_{is}) = \sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_\varepsilon^2), t \neq s \quad (7)$$

Assim, estimar esse processo por MQO não apresenta consistência, na medida em que esse método ignora a existência deste tipo de correlação gerando, como resultado, estatísticas viesadas. A forma encontrada na literatura que permite corrigir esse problema é estimar (6) por Mínimos Quadrados Generalizados (MQG) (Wooldridge, 2001). Uma vantagem, não-desprezível no presente contexto, do método de efeitos aleatórios é a possibilidade de utilizar variáveis constantes no tempo na estrutura da estimação, como é o caso da variável independência dos bancos centrais. Uma vez estimadas as equações pelos métodos dos efeitos fixos e aleatórios, resta saber qual o mais adequado.

Uma forma indicada para responder questão é a aplicação do teste de Hausman (1978). Esse teste é construído com base nas diferenças entre as estimativas obtidas pelo método de efeitos fixos e pelo método de efeitos aleatórios. Considerando que o estimador de efeitos fixos é consistente quando $E(u_{it}/X_{it})$ é diferente de zero, mas, neste caso, o estimador de efeitos aleatórios é inconsistente. Assim, uma diferença estatisticamente significativa é interpretada como uma evidência de que os efeitos aleatórios não são consistentes. A estatística do teste é dada por:

$$H = (\hat{\beta}_{fixo} - \hat{\beta}_{aleatório})(\hat{V}_{fixo} - \hat{V}_{aleatório})^{-1}(\hat{\beta}_{fixo} - \hat{\beta}_{aleatório}) \sim \chi^2(k) \quad (8)$$

sendo k o número de coeficientes estimados, excluindo o intercepto e os regressores invariantes no tempo.

5.3.2 Resultados Empíricos

O primeiro procedimento adotado foi estimar o modelo para todos os países da amostra⁵³ em conjunto, respeitando a estrutura da equação 1, por meio de um modelo em formato de *pooled data*. As variáveis *dummies* que captam déficit em transações correntes e independência dos bancos centrais foram consideradas de efeito comum na amostra, ao passo que as demais variáveis explicativas, inflação acumulada em 12 meses e hiato do produto foram estimadas como tendo efeitos específicos nos dados seccionais. Além dessas variáveis, adicionaram-se mais duas, que representam o grupo de países desenvolvidos e o grupo dos países em desenvolvimento⁵⁴.

Os resultados contidos na Tabela 5.2 são derivados da estimativa em *pooled* de uma função de reação conjunta para os doze países da amostra. As informações foram trabalhadas em nível, dado o curto espaço de tempo transcorrido e mesmo o fato de se esperar estacionariedade para as séries em tela no longo prazo em função de suas características econômicas⁵⁵. Cumpre registrar que a variável dependente, taxa básica de juros, foi estimada em termos

⁵³ A amostra de países analisados é composta por Austrália, África do Sul, Brasil, Canadá, Chile, Colômbia, Coréia do Sul, Inglaterra, Israel, México, Nova Zelândia e Suécia. Os dados utilizados foram obtidos nos sítios dos respectivos bancos centrais, na periodicidade trimestral, com dados compreendendo o período entre o quarto trimestre de 1999 e o quarto trimestre de 2005. Dados estimados utilizando o programa EViews 5.1.

⁵⁴ Foram entendidas como países em desenvolvimento: Brasil, África do Sul, Chile, Colômbia, Coréia do Sul, Israel e México; e, como países desenvolvidos: Austrália, Canadá, Inglaterra, Nova Zelândia e Suécia.

⁵⁵ Embora existam sub-amostras em que séries como inflação e taxa básica de juros apresentam raiz unitária, economicamente é de se esperar que esse comportamento não seja mantido no médio prazo.

nominais, em conformidade a regras sub-ótimas de política monetária discutidas no capítulo 1, em que uma das variáveis explicativas é a própria variação dos preços, o que controla a diferença de nível nominal dos juros que é derivada exclusivamente dos patamares de inflação dos países analisados. Dito de outra forma, a função estimada não desconsidera os níveis de juros reais, o que poderia causar problemas de interpretação nos resultados.

Os resultados apresentaram aceitação a 10% de significância para a grande maioria dos coeficientes estimados, o que indica que a representação de uma função de reação em dados agrupados mantém a boa capacidade de explicação do comportamento da taxa básica de juros. A variável que mede se há influência da IBC no nível da taxa básica de juros foi amplamente significativa e com sinal negativo, indicando que bancos centrais independentes em regime de metas convivem com taxas de juros inferiores aos dos seus semelhantes que não possuem tal característica. Apesar dos resultados encontrados apresentarem bons indícios a respeito do papel da variável que mede a independência das autoridades monetárias no nível da taxa básica de juros, essa estimativa apresenta consistência apenas se for suposto ausência de fatores não-observáveis que são constantes ao longo do tempo e que afetam o comportamento da variável dependente, ou seja, se supormos que $\alpha_i = 0$ ⁵⁶.

Visando a captar essa possibilidade, foram estimadas equações em forma de *painel data*, das formas apresentadas anteriormente, efeitos fixos e efeitos aleatórios.

Tabela 5.2
Estimativas para a Amostra de Países com Metas de Inflação

Variável Dependente: Taxa Básica de Juros

Método: Pooled EGLS (Cross-section weights)

White cross-section Standard Errors & Covariance (d.f. corrected)

Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	Valor t	Prob.
BCI	-1,6184	0,5216	-3,1024	0,0021
CC	0,6660	0,2833	2,3505	0,0195
Emergentes	4,4374	0,5775	7,6838	0,0000
Desenvolvidos	4,9146	0,6920	7,1020	0,0000
Coeficientes Específicos: Inflação				
Brasil	1,5447	0,1254	12,316	0,0000
África do Sul	0,8702	0,0671	12,953	0,0000
Chile	0,2445	0,1354	1,8049	0,0722
Colombia	0,7267	0,0894	8,1208	0,0000
Coréia do Sul	0,4105	0,1464	2,8040	0,0054
Israel	0,1568	0,1086	1,4437	0,1500
México	1,1678	0,0662	17,627	0,0000
Austrália	0,3534	0,0519	6,7984	0,0000
Canadá	0,0340	0,1009	0,3375	0,7360
Inglaterra	0,4434	0,1062	4,1750	0,0000
Nova Zelândia	0,7497	0,0640	11,707	0,0000
Suécia	0,1162	0,1333	0,8714	0,3843
Coeficientes Específicos: Hiato do Produto				
Brasil	-0,0701	0,1099	-0,6378	0,5241
África do Sul	-0,6083	0,2316	-2,6264	0,0091
Chile	-0,0625	0,0629	-0,9937	0,3213
Colombia	0,0182	0,0762	0,2398	0,8106
Coréia do Sul	-0,0687	0,0675	-1,0176	0,3098
Israel	0,2783	0,1006	2,7652	0,0061
México	0,7540	0,1376	5,4761	0,0000
Austrália	0,2556	0,0863	2,9611	0,0033
Canadá	0,3615	0,0962	3,7580	0,0002
Inglaterra	0,2183	0,2182	1,0004	0,3180
Nova Zelândia	-0,0033	0,0199	-0,1665	0,8678
Suécia	-0,0011	0,2269	-0,0052	0,9958
Weighted Statistics				
R-quadrado	0,8850	Média da Variável Dependente		8,8603
R-quadrado ajustado	0,8731	D.P. da Variável Dependente		4,8611
D.P da Regressão	1,5002	Soma do Quadrado dos Res.		585,1844
Durbin-Watson	0,5656			
Unweighted Statistics				
R-quadrado	0,8800	Média da Variável Depend.		7,0989
Suma do Quadrado dos Resíduos	610,77	Durbin-Watson		0,5525

Fonte: Elaborado pelo autor.

⁵⁶ Ver equação 2.

Os resultados contidos na Tabela 5.3 apresentaram como principais características o elevado grau de significância dos coeficientes estimados, com exceção do resultado em conta corrente que não apresentou significância estatística em nenhuma das formas estimadas para os países em conjunto, o que implicou na sua eliminação dos modelos⁵⁷. Conforme mencionado anteriormente, apenas no modelo com efeitos aleatórios a variável independência dos bancos centrais é passível de estimação. Nesse caso, chama atenção não apenas seu elevado nível de significância, mas o aumento de sua importância na explicação das diferenças de nível das taxas básicas de juros. Enquanto no modelo estimado com dados agrupados em *pooled* a independência dos bancos centrais reduzia em aproximadamente 1,6 p.p. o patamar de taxa básica, no modelo estimado em *panel data* esse efeito aumenta para uma queda de 3,3 p.p..

Para identificar se a estimação de efeitos aleatórios é adequada nesta amostra em relação aos efeitos fixos, foi realizado o Teste de Hausman, apresentado na Tabela 5.4. Conforme este teste sugere, a especificação obtida pelo método de efeitos aleatórios não é rejeitada, de tal sorte que os valores dos coeficientes estimados no modelo que leva em consideração a variável independência dos bancos centrais podem ser aceitos nos seus respectivos níveis de significância.

⁵⁷ Foram utilizados os dados correntes do saldo em transações correntes no trimestre, em dólar, mas também se mostraram frágeis em termos de capacidade explicativa no modelo.

Tabela 5.3
Estimativas em Dados de Painel

Variável Dependente: Taxa Básica de juros

White cross-section Standard Errors & Covariance (d.f. corrected)

	Efeitos Fixos (MQO)	Efeitos Aleatórios (MQG)
Inflação	0,710*** (0,076)	0,838*** (0,070)
Gap	0,084** (0,038)	0,072* (0,042)
<i>BCI</i>		-3,351*** (0,977)
Constante	4,358*** (0,297)	6,096*** (1,293)
Efeitos Cross	Efeitos Fixos	Efeitos Aleatórios
Brasil	8,607	5,585
África do Sul	1,536	-1,007
Chile	-2,513	-1,220
Colômbia	0,447	-2,134
Coreia do Sul	-2,387	-1,139
Israel	-0,588	-2,443
México	2,066	2,828
Austrália	-1,505	-0,297
Canadá	-2,499	-1,156
Inglaterra	-0,603	0,817
Nova Zelândia	-0,275	0,993
Suécia	-2,284	-0,826
R-quadrado	0,9301	0,488
R-quadrado Ajustado	0,9201	0,483
Estatística F	92,81	90,55

(*) significativa a 10%, (**) significativa a 5% e (***) significativa a 1%.

Os desvios-padrão encontram-se entre parênteses

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 5.4
Teste de Hausman

Variável	Coeficientes		
	Efeitos Fixos	Efeitos Aleatórios	Diferença
Inflação	0,7100	0,7437	-0,0005
Gap	0,0841	0,0777	0,0002

Teste H₀: As diferenças nos coeficientes não são sistemáticas

$$H = (\hat{\beta}_{fixo} - \hat{\beta}_{aleatório})(V_{fixo} - V_{aleatório})^{-1}(\hat{\beta}_{fixo} - \hat{\beta}_{aleatório}) \sim \chi^2(3)$$

$$(Prob > \lambda^2) = 0,9801$$

Fonte: Elaborado pelo autor.

Os resultados sugerem de forma satisfatória que, controlando pelos fatores *gap* do produto e nível de inflação, países com bancos centrais independentes tendem a conviver com taxas básicas de juros menores, independente da forma com o qual os dados foram estruturados (*pooled ou panel data*). Outra interpretação que os resultados estimados permitem fazer é que a IBC não traz um viés conservador na autoridade monetária. Ou seja, os níveis de inflação mais baixos não são obtidos por um maior custo em termos de nível de juros existente em nações em que a autoridade monetária não apresenta autonomia legal. Na verdade, como a inflação média dos países com independência na amostra foi de 2,83% a.a. enquanto a inflação média dos países sem independência foi de 5,86% a.a. no período, os resultados indicam que uma menor inflação foi obtida com menor esforço em termos de taxa básica de juros nos países com IBC.

5.4 Conclusão

Ao longo do presente Capítulo, buscou-se analisar a importância que a independência dos bancos centrais tem no atual arranjo

econômico em que muitos países adotam o regime de metas inflacionárias. Na primeira seção, foram apresentados alguns dos principais argumentos encontrados na literatura que abordam o tema da IBC, em que foi possível identificar que o foco de análise na atualidade não é se estas instituições devem ou não ter independência - uma vez que os benefícios desta medida são significativos -, mas sim qual deve ser o nível de independência que deve ser adotado.

Possuir autonomia para tomar decisões, muitas vezes conflitantes com interesses políticos, é extremamente importante para manutenção da credibilidade das autoridades monetárias e para a execução da tarefa permanente de controlar a evolução da dinâmica dos preços. Uma das principais vantagens que o regime de metas possui é o aumento da transparência e da sinalização para os agentes de qual é o compromisso a ser alcançado e de que forma isso será feito. Assim, conciliar esse arranjo monetário com autonomia formal da autoridade monetária, além de ser uma tendência, pode ser visto como algo que é complementar ao regime de metas, na medida em que vai ao encontro da idéia de ancorar as expectativas em políticas monetárias transparentes e críveis ao longo do tempo.

Bancos centrais independentes também tendem a contribuir para minimizar crises de confiança advindas dos ciclos políticos. Conforme a experiência brasileira de 2002 mostrou, mais importante do que a situação presente, a visão dos agentes econômicos em relação à sustentabilidade futura das políticas é muito importante, e a autonomia da autoridade monetária contribui

para a redução de tais riscos, na medida em que há uma dissociação legalmente estabelecida entre políticos e gestores de política econômica.

Em relação aos resultados estimados para a amostra de países com metas de inflação, os resultados obtidos sugerem que os países que conciliam metas com independência dos bancos centrais, em média, convivem com taxas de inflação e taxas nominais de juros mais baixas, tanto nas estimativas em *pooled* quanto nas obtidas por *panel data*. Dessa forma, a idéia de que bancos centrais independentes seriam mais conservadores e, portanto, manteriam suas taxas básicas mais elevadas, para um mesmo nível de inflação não apresenta consistência com os resultados encontrados no presente trabalho.

6 Conclusão

O desafio proposto por este trabalho certamente não foi pequeno. Avaliar o Sistema de Metas para a Inflação no Brasil sempre será um tema instigante e mesmo controverso. Realizar esta investigação durante o curto período de tempo transcorrido desde sua implementação, em julho de 1999, até o final de 2005, torna-se ainda mais delicado quando se leva em consideração que o país enfrentou diversas crises de origem interna e externa nesse intervalo de tempo, num momento em que era formada a credibilidade do regime.

Partindo de uma apresentação teórica que fundamenta o Regime de Metas, as investigações empíricas realizadas ao longo desta tese apresentaram como motivação central analisar temas de crucial relevância dentro do arcabouço teórico que tem predominado na maioria dos bancos centrais na atualidade. O exercício de leitura das atas dos encontros periódicos do COPOM permitiu constatar um amadurecimento gradual do regime, tanto no processo de

comunicação com os agentes externos, como na própria condução da política monetária em momentos nem sempre favoráveis para a tomada de decisão por parte da autoridade monetária.

A constatação de que o BACEN vem tendo um comportamento *forward looking* na definição da taxa básica de juros deve ser visto como sinal de coerência e responsabilidade inerente às atribuições de banqueiros centrais. Identificar que o mercado de juros futuros se comporta de forma compatível com uma Regra de Taylor serve de prova importante de que o Regime de Metas no Brasil vem sendo capaz de aumentar a previsibilidade das decisões futuras dos agentes econômicos no tocante à condução da política monetária. A credibilidade auferida, num ambiente de incerteza, propicia a redução da volatilidade dos ativos financeiros que acaba se materializando num ambiente mais estável para o lado real da economia, o que tende a gerar significativos ganhos econômicos para uma sociedade traumatizada pela instabilidade.

Da mesma forma, o tratamento de um tema muito importante no arcabouço de metas inflacionárias, a taxa natural de juros, se mostrou adequado ao nível de amadurecimento em que se encontra o regime de metas no Brasil. Através da utilização de um método inédito aplicado à realidade brasileira, foi possível obter resultados que não corroboram com visões simplistas de que a autoridade monetária vem sendo sistematicamente conservadora, principalmente numa avaliação de médio prazo. Os motivos que ainda fazem do Brasil um dos países de maior nível de juros reais no mundo permanecem sem explicação objetiva e inquestionável; contudo, a investigação realizada nesta tese

torna o apontamento do Banco Central do Brasil como sendo o único culpado deste problema carente de comprovação científica. Ademais, conforme apresentado no trabalho, a taxa natural de juros é um conceito dinâmico, abrindo a possibilidade de o Brasil conviver com níveis de juros reais menores no futuro, desde que os determinantes desta taxa se modifiquem ao longo do tempo.

Por fim, foi realizada uma avaliação qualitativa da importância da independência do banco central em países que adotam o regime de metas inflacionárias. Inserir o debate da estabilidade institucional como forma de contribuir para a consolidação da credibilidade da autoridade monetária, que acaba reduzindo os custos econômicos de manter a estabilidade dos preços, se mostrou significativo numa amostra de doze países desenvolvidos e em desenvolvimento. Na medida em que bancos centrais independentes não se mostraram mais conservadores, foi possível refutar o argumento de que a desvinculação legal da autoridade monetária do ciclo político aumenta o conservadorismo no controle de preços.

Referências

ALESINA, A.. Politics and Business Cycles in Industrial Democracies. Economic Policy, Paris, v.8, p. 57-98, 1988.

_____. Macroeconomics and Politics. In: FISCHER, S. (Ed). NBER Macroeconomic Annual. Cambridge: MIT Press, 1998.

ALESINA, A.; SUMMERS, L. Central Bank Independence and Macroeconomic Performance. Journal of Money, Credit and Banking, Ohio, v.25, n. 2, p.151-162, 1993.

ALTHUS, F. Sistema de Metas de Inflação: Um Novo Arranjo de Política Monetária. 2002. Trabalho de conclusão (Graduação em Ciências Econômicas) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS), Porto Alegre, 2002.

AMATO, J. The Role of Natural Rate of Interest in Monetary Policy. Bank for International Settlements. Working Papers, Basel, n. 171, March, 2005.

ARIDA, P.; BACHA, E.; LARA-RESENDE, A. L. Credit, Interest, and Jurisdictional Uncertainty: Conjectures on the Case of Brazil. In: GIAVAZZI, F., GOLDFAJN, I., E HERRERA, S. (Ed.). Inflation Targeting, Debt and the Brazilian Experience, 1999 to 2003. London: MIT Press, p. 265-294, 2005.

ARAÚJO, C; AREOSA, M.; GUILLÉN, O. Estimating Output and the Output Gap for Brazil. XXXII Encontro Nacional de Economia, João Pessoa, 2004.

BADE, R.; PARKIN, M. Central Bank Laws and Monetary Policy. WWO Department of Economics Working Papers, Toronto, 1988.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Política Monetária. Relatório de Inflação, Brasília, v.1, n.3, p.21-30, dez. 1999.

_____. Política Monetária. Relatório de Inflação, Brasília, v.2, n.4, p.21-28, dez. 2000.

_____. Política Monetária. Relatório de Inflação, Brasília, v.3, n.4, p.46-50, dez. 2001.

_____. Política Monetária. Relatório de Inflação, Brasília, v.4, n.4, p.55-65, dez. 2002.

_____. Preços. Relatório de Inflação, Brasília, v.5, n.4, p.41-45, dez. 2003.

_____. Preços. Relatório de Inflação, Brasília, v.6, n.4, p.33-45, dez. 2004.

_____. Perspectivas para a Inflação. Relatório de Inflação, Brasília, v.7, n.4, p.83-97, dez. 2005.

BARCELLOS, P.; PORTUGAL, M. Os Primeiros Seis Meses de Política Econômica do Governo Lula: Exorcizando o Fantasma da Ruptura. Revista Análise Econômica, Porto Alegre, v. 40, p. 273-282, 2003.

BARRO, R.; GORDON, D. Rules, Discretion and Reputation in a Positive Model of Monetary Policy. Journal of Monetary Economics, Rochester, v.12, p. 101-121, 1983.

BAXTER, M.; KING, R. Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series. NBER Working Paper, Cambridge, n. 5022, p. 1-53, 1995.

BERGER, H.; DE HAAN, J.; EIJJFINGER, S. Central Bank Independence: an Update of Theory and Evidence. Journal of Economic Surveys, Oxford, v. 15, n.1, p. 3-40, 2001.

BERNANKE, B.; BLINDER, A. The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission. American Economic Review, Nashville, v.82, p.901-921, 1992.

BLANCHARD, O. Fiscal Dominance and Inflation Targeting: Lessons from Brazil. In: GIAVAZZI, F., GOLDFAJN, I., E HERRERA, S. (Ed.). Inflation Targeting, Debt and the Brazilian Experience, 1999 to 2003. London: MIT Press, p. 49-80, 2005.

BLINDER, A. Central Banking in Theory and Practice. Cambridge, MA: MIT Press, 1998.

BOGDANSKI, J.; TOMBINI, A.; WERLANG, S. A Implementação do Regime de Metas para a Inflação no Brasil. In: BANCO CENTRAL DO BRASIL. Metas para a Inflação no Brasil: uma Coletânea de Trabalhos, Brasília, 2002, p. 9-28.

BUTTIGLIONE, L; TRISTANI, O. Monetary Policy Actions and the Term Structure of Interest Rates: A Cross-Country Analysis, Roma: Banco da Itália, 1996. Mimeografado.

CALVO, G. Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework. Journal of Monetary Economics, Rochester, v.12, p. 383-398, 1983.

CAMPILLO, M.; MIRON, J. A. Why does Inflation Differ Across Countries. In: Romer, C.D.; Romer, D.H. (Ed.). Reducing Inflation: Motivation and Strategy. Chicago: University of Chicago Press, 1997, p. 360-391.

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

_____. The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective. National Bureau of Economic Research, Cambridge, n. 7147, p.1-103, 1999.

_____. Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory. Quarterly Journal of Economics, Massachusetts, v.115, p.147-180, 2000.

CHRISTIANO, L.; FIZGERALD, T. The Band-Pass Filter. International Economic Review, Pennsylvania, v. 44, p. 435-465, 2003.

COOK, T.; HAHN, T. The Effect of Changes in the Federal Funds Rate Target on Market Interest Rates in the 1970's. Journal of Monetary Economics, Rochester, v.24, n.3, p.331-351, 1989.

CUKIERMAN, A. Central Bank Strategy, Credibility and Independence: Theory and Evidence. Cambridge: MIT Press, 1992.

CUKIERMAN, A.; WEBB, S; NEYAPTI, B. Measuring the Independence of Central Banks and its Effects on Policy Outcomes. The World Bank Economic Review, Oxford, v. 6, p. 353-398, 1992.

CUKIERMAN, A; WEBB, S. Political Influence on the Central Bank: International Evidence. The World Bank Economic Review, Oxford, v. 9, n. 3, p.397-423, 1995.

DAVIDSON, R; MACKINNON, J. Estimation and Inference in Econometrics. Oxford, Oxford University Press, 1993.

DEBELLE, G.; FISCHER, S. How Independent Should a Central Bank Be? Boston: Federal Reserve Bank of Boston, 1994. (Federal Reserve Bank of Boston Conference Series. n. 38).

DRAZEN, A. Political Economy in Macroeconomics. Princeton University Press: New Jersey, 2002.

ENGLE, R.; GRANGER, C. ARCH: Selected Readings. Oxford ,Oxford University Press, 1995.

ESTRELLA, A.; MINSKIN, F. Is There a Role for Monetary Aggregates in the Conduct of Monetary Policy? Journal of Monetary Economics, Rochester, v.41, p. 279 - 304, 1997.

EIJFFINGER, S.; DE HANN, J. The Political Economy of Central Bank Independence. Special Papers in International Economics, Princeton, n. 19, p. 110-140, 1996.

FISCHER, S. Central Bank Independence Revisited. American Economic Review, Nashville, v. 85, n.2, p. 201-206, 1995.

FRAGA, A. Comment on Chapter 8. In: GIAVAZZI, F., GOLDFAJN, I., E HERRERA, S. (Ed.). Inflation Targeting, Debt and the Brazilian Experience, 1999 to 2003. London: MIT Press, p. 295-297, 2005.

FRAGA, A.; GOLDFAJN, I.; MINELLA, A. Inflation Targeting in Emerging Market Economies. Banco Central do Brasil Working Paper Series, Brasília, n. 76, p.1-49, 2003.

FRASER, B. Central Bank Independence: What Does It Means? Reserve Bank of Australian Bulletin, Sidney, 1994.

FREITAS, P.; MUINHOS, M. Um Modelo Simplificado de Metas para a Inflação no Brasil. In: BANCO CENTRAL DO BRASIL. Metas para a Inflação no Brasil: uma Coletânea de Trabalhos, Brasília, 2002, p. 29-46.

FRIEDMAN, B.; KUTTNER, K. A Price Target for U.S Monetary Policy? Lessons from the Experience with money Growth Targets. Brookings Papers on Economic Activity, Washington, v.1, p.77-125, 1996.

FRIEDMAN, M. The Role of Monetary Policy. American Economic Review, Nashville, v. 58, p.1-17, 1968.

GARCIA, M.; MEDEIROS, M.; SALGADO, M. Monetary Policy During Brazil's Real Plan: Estimating the Central Bank's Reaction Function. São Paulo: Departamento de Economia, FEA, USP, 2002. (Texto para Discussão, seminário n. 18).

GIAVAZZI, F.; GOLDFAJN, I.; HERRERA, S. (Ed.). Inflation Targeting, Debt and the Brazilian Experience, 1999 to 2003. London: MIT Press, 2005.

GONÇALVES, F.; HOLLAND, M; SPACOV, A. Can Jurisdictional Uncertainty and Capital Controls Explain the High Level of Real Interest Rates in Brazil? Evidence from Panel Data, Berkley, 2005. Mimeografado.

GONÇALVES, C.; GUIMARÃES, E. Monetary Policy and the Exchange Rate in Brazil, São Paulo, 2005. Mimeografado.

GOODHART, C. The Conduct of Monetary Policy. Economic Journal, London, v.99, p.293-346, 1989.

GRILLI, V.; MASCIANDRO, D.; TABELLINI, G. Political and Monetary Instruments and Public Financial Policies in the Industrial Countries. Economic Policy, Paris, v. 13, p. 341-92, 1991.

HALDANE, A.; READ, V. Monetary Policy Surprises and the Yield Curve. Bank of England Working Paper, London, n. 106, p. 1-42, 2000.

HAMILTON, J. Time Series Analysis. Princeton: Princeton University Press, 1994.

HAUSMAN, J. Specification Tests in Econometrics. Econometrica, v.46, p.1251-1271, 1978.

HAYO, B.; HEFEKER, C. Do We Really Need Central Bank Independence? WWZ-Discussion Paper, Bazel, n. 01/03, p. 1-33, 2001.

HODRICK, R.; PRESCOTT, E. Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. Journal of Money, Credit and Banking, Ohio, v.29, n.1, p.1-16, 1997.

Juros Reais Altos: um Enigma Repleto de Explicações. Conjuntura Econômica, Rio de Janeiro, v. 59, n. 9, p. 8-10, set. 2005.

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

KYDLAND, F. W.; PRESCOTT, E. Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of the Optimal Plans. Journal of Political Economy, Chicago, v.85, p.473-491, 1977.

LAUBACH, T.; WILLIAMS, J. Measuring the Natural Rate of Interest. The Review of Economics and Statistics, Massachusetts, v.83, p.218-231, 2003.

LEIDERMAN, L.; SVENSSON, L. Inflation Targets. London: Centre for Economic Policy Research (CEPR), 1995.

LEIGH, D. Estimating the Implicit Inflation Target: An Application to U.S. Monetary Policy. IMF Working Paper, n.77, p. 1-24, 2005.

MANGANO, G. Measuring Central Bank Independence: A Tale of Subjectivity and of its Consequences. Oxford Economic Papers, Oxford, v.50, p.468-492, 1998.

McCALLUM, B. Price Level Determinacy with an Interest Rate Policy Rule and Rational Expectations. Journal of Monetary Economics, v.8, p. 319 – 329, 1981.

_____. Two Fallacies Concerning Central Bank Independence. American Economic Review, Nashville, v.85, p.207-10, 1995.

_____. Recent Developments in The Analysis of Monetary Policy Rules. Federal Reserve Bank of St. Louis. Review, St. Louis, v. 81, p. 3-11, 1999.

McCALLUM, B.; NELSON, E. *Nominal Income Targeting In An Open-Economy Optimizing Model*. Journal of Monetary Economics, Rochester, v.43, p.553-578, 1999.

MEIRELLES, H. The Challenge of Economic Growth With Social Justice. Brasília: Banco Central do Brasil, 2003.

MINELLA, A. et al. Inflation Targeting in Brazil: Lessons and Challenges. Banco Central do Brasil Working Paper Series, Brasília, nº 53, p.1-48, 2002.

MOHANLY, M.; KLAU, M. Monetary Policy Rules in Emerging Market Economies: Issues and Evidence. Bank for International Settlements Working Paper, Basel, n. 149, p.1-24, 2004.

MUINHOS, M.; ALVES, S. Modelo Macroeconômico de Médio Porte para a Economia Brasileira, Brasília: Banco Central do Brasil, 2002.

MUINHOS, M.; NAKANE, M. Comparing Equilibrium Real Interest Rates: Different Approaches to Measure Brazilian Rates. Banco Central do Brasil Working Paper Series, Brasília, nº 101, p.1-32, 2006.

MÜSSNICH, M. Estudando a Função de Reação do Banco Central sob o Regime de Metas de Inflação, Brasília: Banco Central do Brasil, 2003. I Prêmio Banco Central do Brasil de Monografias em Política Monetária.

OLIVEIRA, A. Modelo de Estrutura a Termo de Taxas de Juros: Um Teste Empírico, 2003. Dissertação de Mestrado em Economia - Função Getúlio Vargas, Rio de Janeiro.

PASTORE, A.; PINOTTI, M. Fiscal Policy, Inflation, and the Balance of Payments in Brazil. In: GIAVAZZI, F., GOLDFAJN, I., E HERRERA, S. (Ed.). Inflation

Targeting, Debt and the Brazilian Experience, 1999 to 2003. London: MIT Press, p. 3-42, 2005.

PANAGIOTIDIS, T.; TRIAMPELLA, A. Central Bank Independence and Inflation: The Case of Greece, Discussion Paper: Department of Economics, University of Sheffield, 2001.

PHELPS, E. Money-Wage Dynamics and Labor Market Equilibrium. Journal of Political Economy, Chicago, v.76, p. 678-711, 1968.

ROGOFF, K. The Optimal Degree of Commitment to an Intermediate Monetary Target. Quarterly Journal of Economics, Massachusetts, v.100, p.1169-1190, 1985.

ROLEY, V.; GORDON, S. Monetary Policy Actions and Long Term Interest Rates. Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review, Kansas City, v.80, p.73-89, 1995.

_____. The Response of Interest Rates to Anticipated and Unanticipated Monetary Policy Actions. Working Paper University of Washington, Washington 1998(a).

_____. Market Reaction to Monetary Policy Nonannouncements. Working Paper Federal Reserve Bank of Kansas City, Kansas City, n. 98, p.1-29, 1998(b).

SARGENT, T.; WALLACE, N. Rational Expectation, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule. Journal of Political Economy, Chicago, v.83, p. 241-254, 1975.

_____. Some Unpleasant Monetary Arithmetic. Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, Minneapolis, p.1-18, 1981.

STOCK, J.; WATSON, M. Median Unbiased Estimation of Coefficient Variance in a Time-Varying Parameter Model. Journal of the American Statistical Association, v.93, n.441, p. 349-358, 1998.

TABAK, B. Monetary Policy Surprises and the Brazilian Term Structure of Interest Rate. Banco Central do Brasil Working Paper Series, Brasília, n.70, p.1-27, 2003.

TAYLOR, J. Discretion versus Policy Rules in Practice. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Rochester, n.39, p. 195-214, 1993.

_____. Monetary Policy Rules. Chicago: University of Chicago Press, 1999.

TCHAIKIDZE, R. The Greenbook and U.S. Monetary Policy. International Monetary Fund Working Paper, Washington, n. 213, p. 1-23, 2004.

TEJADA, C.; PORTUGAL, M. Credibility and Reputation: An Application of the External Circumstances Model for the Real Plan. Revista Brasileira de Economia, Rio de Janeiro, v.56, n. 4, p. 695-727, 2002.

TOLEDO, C. Ciclos do Produto Brasileiro: Decomposição e Análise em “Tempo Real”. Tese de Doutorado em Economia – Faculdade de Economia e Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo (FEA-USP), São Paulo, 2004.

WALSH, C. Central Bank Independence and the Costs of Disinflation in the EC. Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper in Applied Economic Theory, n. 94-04, 1995.

WICKSELL, K. Interest and Prices, 1898. Tradução para o Inglês em London: Macmillan, 1936.

WOODFORD, M. Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy. Princeton: Princeton University Press, 2003.

WOOLDRIDGE, J. Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data. Massachusetts: MIT Press, 2001.

ANEXO A. Filtros Hodrick e Prescott e Band Pass.

Ao longo dos capítulos, foram utilizados filtros estatísticos como método de obtenção de séries que representassem evoluções suaves de longo prazo. Mais especificamente, os filtros Hodrick e Prescott (doravante filtro HP) e Band Pass (doravante filtro BP) foram empregados em séries de atividade como processos capazes de gerar medidas de produto potencial, tanto para o Brasil (capítulos 3 e 4) como para um amostra de nações (capítulo 5). Diante da elevada frequência em que estes processos estatísticos foram empregados, será apresentado neste anexo uma breve descrição desses filtros, tendo como referência o trabalho de Toledo (2004).

A.1 Filtro Hodrick e Prescott

Um filtro *high pass* – dispositivo que deixa passar componentes de frequência maior do que um valor especificado – usualmente utilizado é o filtro desenvolvido por Hodrick e Prescott (1997). Na definição do filtro, os autores procuraram desenhar um método simples para isolar a tendência das variáveis econômicas, definindo esta como sendo simplesmente o componente das séries que cresce lenta e suavemente com o tempo, de acordo com conhecimento prévio inspirado na teoria. O componente de crescimento das variáveis, portanto, não decorre de uma análise de séries temporais, que exigiria a definição de um modelo probabilístico tanto para a tendência quanto para os ciclos das séries.

Desconsiderando a sazonalidade, em tese já isolada por meio dos procedimentos habituais, supõe-se que uma dada série de dados econômicos, x_t , é o resultado da soma de um componente tendencial, y_t , (que oscila em baixa

freqüência), com um componente cíclico, c_t . Para decompor x_t , controla-se a variabilidade de y_t a partir da soma dos quadrados de sua segunda diferença. Supõe-se, adicionalmente, que a média de c_t é zero para períodos suficientemente longos.

Determina-se y_t a partir do seguinte problema de minimização:

$$\underset{\{y_t\}_{t=1}^T}{Min} \left\{ \sum_{t=1}^T c_t^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(y_t - y_{t-1}) - (y_t - y_{t-1})]^2 \right\} \quad (1)$$

Tecnicamente, (1) mostra que o filtro HP representa a minimização da variância de x_t em torno de y_t , sujeita a uma restrição sobre a segunda diferença de y_t . O multiplicador de Lagrange do problema de programação, λ , é um parâmetro positivo que controla a suavidade da solução. Quando λ tende ao infinito, y_t é igual a uma reta ajustada por mínimos quadrados.

A seleção do valor de λ é uma questão arbitrária. Para dados trimestrais e mensais os autores selecionaram $\lambda=1600$ e $\lambda=14.000$, respectivamente, a partir da seguinte argumentação: se c_t e y_t forem variáveis normais independentemente distribuídas com média zero e variâncias dadas por σ_1^2 e σ_2^2 , respectivamente, a expectativa condicional de y_t , dada a série x_t , será a solução de (1) com $\sqrt{\lambda} = \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$. Com base em conhecimento prévio, Hodrick e

Prescott consideram que valores apropriados para a variância de c_t e y_t , em uma periodicidade trimestral, são, respectivamente, 5% e um oitavo de 1%. Destes valores, resulta $\lambda=1600$, parâmetro sugerido em softwares como, por exemplo, o Eviews 5.1.

A.2 Filtro Band e Pass

Os processos estocásticos geradores de séries temporais estacionárias têm uma representação espectral que possibilita que as séries sejam analisadas em componentes de diferentes freqüências. Particularmente, é possível “filtrar” as séries de modo a reter os elementos pertencentes a uma banda de oscilação predeterminada. A ferramenta para extrair estes componentes é o que se conhece por filtro BP ideal. O filtro BP ideal nada mais é do que uma transformação linear dos dados que preserva os componentes de um conjunto de freqüências específicas, descartando os demais.

Seja x_t , $t = 1, \dots, T$, a série original de dados. Deseja-se isolar os componentes de x_t que flutuem em freqüências pertencentes ao intervalo $\{(-b, -a) \cup (a, b)\} \in (-\pi, \pi)$, $0 < a \leq b \leq \pi$. Seja y_t a soma dos componentes desejados, ou a série filtrada. O filtro BP ideal, $B(L)$, tal que $y_t = B(L)x_t$, tem a seguinte estrutura:

$$B(L) = \sum_{j=-\infty}^{\infty} B_j L^j \quad (2)$$

Em que $L^k z_t = z_{t-k}$, com pesos dados por:

$$B_0 = \frac{b-a}{\pi}, \text{ e} \quad (3)$$

$$B_j = \frac{1}{\pi_j} [\text{sen}(b_j) - \text{sen}(a_j)], \quad j \geq 1 \quad (4)$$

A expressão (2) deixa claro que a aplicação do filtro BP ideal exige séries de tamanho infinito. Por esta razão, as aplicações práticas são feitas com

aproximações do filtro ideal, adequadas para o uso em séries finitas. Descreve-se a seguir as aproximações sugeridas por Baxter e King (1995) e por Christiano e Fitzgerald (1999).

Baxter e King (1995) desenvolveram aproximações para o filtro BP ideal satisfazendo os seguintes requisitos: (i) o filtro deve ter a capacidade de extrair os componentes pertencentes a um intervalo específico de periodicidades, sem alterar as propriedades destes componentes, (ii) não deve introduzir um deslocamento de fase em relação aos ciclos da série original, (iii) deve representar uma aproximação ótima do filtro ideal de acordo com uma função perda especificada, (iv) deve resultar em séries estacionárias mesmo quando aplicado a variáveis que exibem tendência, determinista ou estocástica, (v) deve gerar componentes cíclicos não relacionados com o tamanho da amostra e (vi) deve ser operacional.

Tendo em vista os objetivos, os autores sugerem a aplicação de simples médias móveis centradas diretamente sobre a série de dados. É demonstrado que uma média móvel centrada com pesos, cuja soma é zero, tem a propriedade de tornar estacionária tanto séries com tendências deterministas quadráticas quanto séries integradas, de primeira e de segunda ordem.

Para escolher a aproximação ótima, minimiza-se uma função perda quadrática da discrepância entre os pesos do filtro aproximado e os pesos do filtro ideal. O critério de Baxter e King atribui igual importância aos erros quadrados de aproximação em todas as frequências. O resultado deste problema de otimização chama atenção pela simplicidade: dado um valor máximo para a defasagem do

filtro simétrico (média móvel centrada), digamos k , a aproximação ótima é construída simplesmente truncando os pesos do filtro ideal na defasagem k .

Existe um dilema na escolha do tamanho da média móvel centrada, ou alternativamente, do parâmetro de truncagem. De um lado, a escolha de uma média móvel com defasagem máxima igual a K implica a perda de $2K$ observações (K observações do início da amostra e K observações do fim da amostra). De outro lado, a aproximação em relação ao filtro ideal será maior quanto maior for o valor de K . Não há uma fórmula universal de se decidir este dilema. Trata-se de uma questão empírica, que depende do objeto de análise. Baxter e King (1995) recomendam que se utilize um filtro com $K=8$ e $K=12$ para dados trimestrais e mensais, respectivamente.

Christiano e Fitzgerald (1999) propõem aproximações ótimas do filtro BP ideal para séries de dados que têm raiz unitária ou que são estacionárias em torno de uma tendência determinística. Dada uma série, e suas propriedades estatísticas, seleciona-se o conjunto de pesos que minimiza o desvio do filtro aproximado relativamente ao filtro ideal, da mesma forma geral que Baxter e King (1995), com duas modificações a saber.

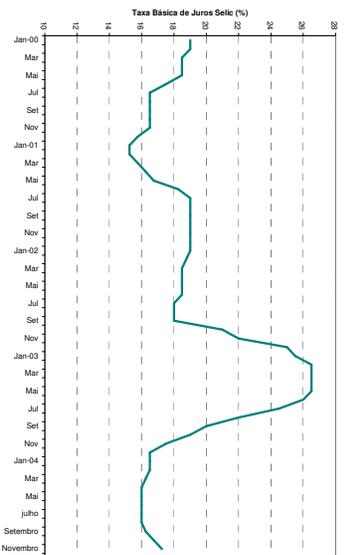
Primeiro, os filtros não são simétricos e estacionários. Tais propriedades são abandonadas porque filtros assimétricos permitem analisar as séries em “tempo real”. Filtros não estacionários, por sua vez, maximizam o uso das informações disponíveis no cômputo dos componentes. Segundo, a aproximação ótima do filtro ideal depende da representação “verdadeira” do processo estocástico gerador da série que se deseja filtrar. A razão da opção por

esta dependência deve-se ao fato que para seja possível extrair de modo adequado os ciclos de uma série, não é suficiente aplicar um filtro aproximado com pesos semelhantes aos pesos do filtro ideal, como fizeram Baxter e King (1995). As séries econômicas têm, em geral, espectro concentrado em freqüências baixas ou altas. Portanto, o filtro aproximado deve ser eficiente nestas freqüências, mesmo que isto implique perda de eficiência nas demais. O uso das propriedades estatísticas das séries permite definir uma aproximação do filtro ideal que se ajusta ao problema particular em consideração. Como se sabe, as representações “verdadeiras” dos dados econômicos não são conhecidas e, portanto, devem ser estimadas⁵⁸.

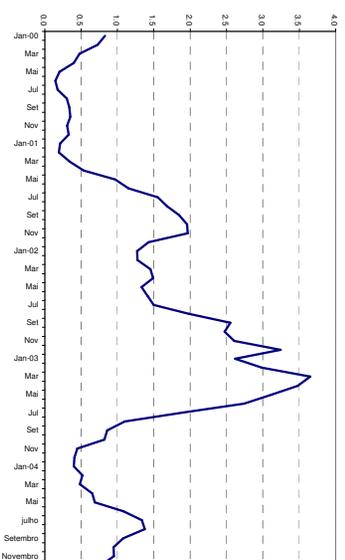
⁵⁸ Para maiores informações, ver Toledo (2004).

APÊNDICE A. Evolução das Séries Analisadas nos Capítulos 3 e 4.

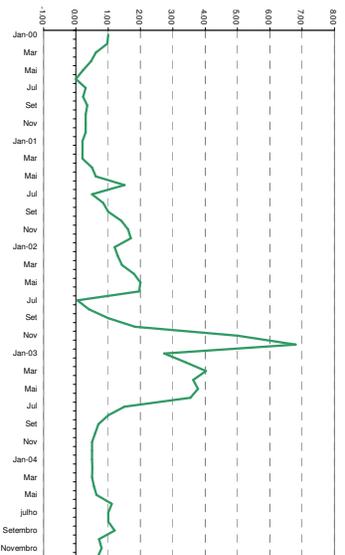
Taxa Básica Selic (jan/00 – dez/04)



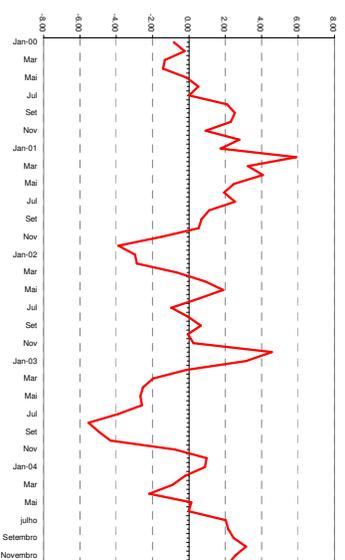
Dj (jan/00 – dez/04)



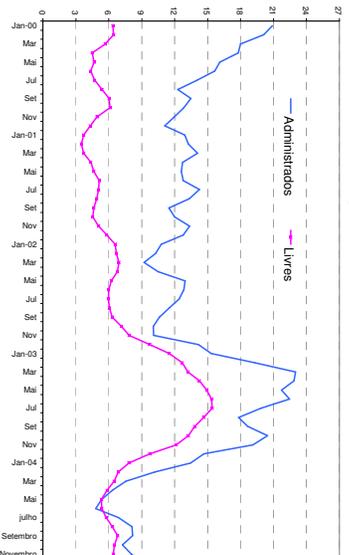
De (jan/00 – dez/04)



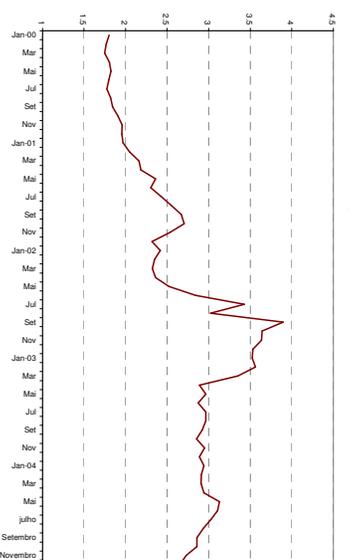
Gap (jan/00 – dez/04)



Pregos Administrados e Pregos Livres em 12 meses (jan/00 – dez/04)



Taxa de Câmbio (R\$/US\$) final de período (jan/00 – dez/04)



Fonte: Elaborado pelo autor

APÊNDICE B: Teste ADF de Raíz Unitária nas Séries

<i>Série</i>	<i>Nível</i>			1º Diferença		
	τ	τ_{μ}	τ_{τ}	τ	τ_{μ}	τ_{τ}
Selic	-0,35	-3,16**	-3,19*	-3,02***	-2,98**	-2,95
DI 180	-0,49	-1,18	-5,00***	-7,14***	-7,05***	-7,02***
Gap do Produto	-2,51**	-2,53*	-2,52	-7,56***	-7,50***	-7,44***
Dj	-1,06	-1,83	-1,71	-5,11***	-5,06***	-5,07***
De	-1,88*	-2,62*	-2,63	-7,68***	-7,61***	-7,55***
Preços Livres	-0,95	-2,38	-2,68	-2,82***	-2,80*	-2,78
Preços Administrados	-1,21	-2,41	-2,39	-4,99***	-4,98***	-4,94***
Câmbio	0,22	-1,70	-1,44	-9,49***	-9,48***	-9,63***

Sendo, τ , τ_{μ} , τ_{τ} para os valores críticos para o teste ADF sem constante, com constante e com constante e tendência, respectivamente. *** 1% de significância, ** 5% de significância e * 10% de significância

Fonte: Elaborado pelo autor

APÊNDICE C: Teste de Cointegração AEG nos Modelos

Modelo	Nº variáveis endógenas I(1)	τ'	τ'_{μ}	τ'_{τ}
1	5	-7,18***	-7,12***	-7,11***
2	5	-8,14***	-8,06***	-8,12***
3	5	-5,62**	-5,58**	-5,54**
4	5	-5,69**	-5,27**	-5,46**
5	2	-6,09***	-6,04***	-6,20***
6	2	-8,05***	-7,98***	-8,11***
7	2	-6,45***	-6,39***	-6,48***
8	2	-8,53***	-8,45***	-8,54***
9	4	-2,74	-2,74	-2,77
10	4	-2,99	-2,99	-3,04
11	4	-2,64	-2,64	-2,71
12	4	-2,97	-2,97	-3,06

Sendo, τ' , τ'_{μ} , τ'_{τ} para os valores críticos para o teste AEG de MacKinnon (1991), sem constante, com constante e com constante e tendência, respectivamente. *** 2,5%, ** 5% e * 15% de significância

Fonte: Elaborado pelo autor

