

UNIVERSIDADE FEDERAL DO ESPÍRITO SANTO
CENTRO DE CIÊNCIAS JURÍDICAS E ECONÔMICAS – CCJE
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
MESTRADO EM ECONOMIA

A REGRA DE TAYLOR E A POLÍTICA MONETÁRIA
BRASILEIRA: RELAÇÕES DE LONGO E CURTO PRAZO

NEWTON FRANCISCO DA SILVA JUNIOR

VITÓRIA
2013

NEWTON FRANCISCO DA SILVA JUNIOR

**A REGRA DE TAYLOR E A POLÍTICA MONETÁRIA
BRASILEIRA: RELAÇÕES DE LONGO E CURTO PRAZO.**

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Teoria Econômica da Universidade Federal do Espírito Santo, como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre em Teoria Econômica. Orientador: Prof. Dr. Ricardo Ramalhete Moreira.

VITÓRIA

2013

NEWTON FRANCISCO DA SILVA JUNIOR

**A REGRA DE TAYLOR E A POLÍTICA MONETÁRIA
BRASILEIRA: RELAÇÕES DE LONGO E CURTO PRAZO.**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Espírito Santo como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Apresentada em 2 de agosto de 2013.

COMISSÃO EXAMINADORA

Dr. Ricardo Ramalhete Moreira
Universidade Federal do Espírito Santo
Orientador

Dr. Ednilson Silva Felipe
Universidade Federal do Espírito Santo
Programa de Pós-Graduação em Economia

Dr. Ivan Robert Enriquez Guzman
Doutor em Estatística pelo IME-USP

AGRADECIMENTOS

Agradeço a todas as pessoas que torceram por mim nessa difícil jornada na elaboração do trabalho de conclusão de curso. Agradeço também a compreensão de minhas ausências em momentos difíceis e a força e ânimo que me proporcionaram nos momentos de fraquezas e eminentes desistências.

Venho agradecer a toda a minha família pelo apoio financeiro e também por ter me proporcionado até aqui a trajetória da minha educação. Venho também mostrar um reconhecimento especial a minha namorada, a qual em todo o momento esteve do meu lado.

Não posso deixar de agradecer a UFES pela oportunidade concedida a mim por na defesa do curso de pós-graduação, e também a FAPES no apoio do incentivo a pesquisa através do suporte financeiro.

Finalmente venho a agradecer ao meu orientador Prof. Ricardo Ramalhete Moreira, que mesmo com a minha dificuldade de compreensão ou na formulação da dissertação esteve sempre me apoiando, fosse cobrando ou explicando mais uma vez a matéria demonstrando uma suprema paciência para comigo, realmente sem o apoio dele este trabalho não seria possível.

RESUMO

Tem sido publicado e discutido cada vez mais o papel dos Bancos Centrais no sentido de minimizarem os custos da inflação para o conjunto da sociedade. O objetivo deste trabalho é investigar se o Banco Central do Brasil implementou no período Janeiro de 2005 a Julho de 2012 uma regra de política monetária consistente com a estabilidade de preços, a partir de uma literatura iniciada com o trabalho seminal de Taylor (1993). No primeiro Capítulo, será exposto o conceito de Regras de Política Monetária, iniciando pela Regra de *Taylor* original e chegando às suas versões atuais. No segundo, que será dividido em dois tópicos, será exibida a literatura empírica sobre o assunto: no primeiro tópico, serão apresentadas as evidências empíricas existentes para as experiências internacionais e, no segundo tópico, para a experiência brasileira. No terceiro Capítulo, por sua vez, será feita uma aplicação econométrica sobre a experiência brasileira recente, por meio de estimações de regressões de *Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)* para a análise de curto prazo e de Cointegração na análise de longo prazo, através da abordagem de Johansen (1991). Além disto, os resultados encontrados serão interpretados à luz da teoria e comparados com as evidências existentes e apresentadas no Capítulo anterior. Grosso modo, os resultados empíricos apontam para o fato de que embora no curto prazo a Regra de Taylor expandida possa ser usada para interpretar as relações entre taxa Selic e inflação observada, no longo prazo há relações estruturais que só podem ser explicadas por elementos teóricos adicionais, tais como os presentes na *Curva de Phillips*, *Curva IS* e na abordagem da *Paridade Descoberta da Taxa de Juros*. Ademais, o trabalho encontra um grau de inércia da taxa Selic, no curto prazo, superior ao observado em trabalhos anteriores, sugerindo uma elevação do conservadorismo do BCB nos últimos anos.

LISTA DE GRÁFICOS

GRÁFICO 1 - TRAJETÓRIA DA TAXA DE JUROS SELIC ENTRE JAN/2005 1986 A JUN/ 2012.....

GRÁFICO 2 - TAXA DA EXPECTATIVA DA INFLAÇÃO COM UM HORIZONTE DE 12 MESES A FRENTE ENTRE JAN/2005 A JUN/2012.....

GRÁFICO 3 - TAXA DA INFLAÇÃO ACUMULADA EM 12 MESES ENTRE JAN/2005 A JUN/2012.....

GRÁFICO 4 - COMPORTAMENTO DA VARIÁVEL DO HIATO DO PRODUTO ENTRE JAN/2005 A JUN/2012.....

GRÁFICO 5 - VARIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO NOMINAL ENTRE JAN/2005 A JUN/2012.....

LISTA DE TABELAS

TABELA 6 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS.....

TABELA 7 - CORRELAÇÃO SIMPLES.....

TABELA 8 - ESTATÍSTICA E P-VALOR DO TESTE DFA PARA A VARIÁVEIS EM NÍVEL.....

TABELA 9 - ESTATÍSTICA E P-VALOR DO TESTE DFA PARA AS VARIÁVEIS EM PRIMEIRA DIFERENÇA.....

TABELA 10 - DEFASAGEM ÓTIMA DO VAR IRRESTRITO.....

TABELA 6 - CRITÉRIO DE SCHWARZ MODELOS E LINHAS.....

TABELA 7 - TESTE PORTMANTEAU PARA AUTOCORRELAÇÃO DOS RESÍDUOS DO VEC/ INTERCEPTO E SEM TENDÊNCIA.....

TABELA 8 - TESTE PORTMANTEAU PARA AUTOCORRELAÇÃO DOS RESÍDUOS DO VEC/ SEM INTERCEPTO E SEM TENDÊNCIA.....

TABELA 9 - TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE *JOHANSEN* - ESTATÍSTICAS E P-VALORES PARA TESTE TRAÇO.....

TABELA 10 - TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE *JOHANSEN* - ESTATÍSTICAS E P-VALORES PARA MÁXIMO VALOR.....

TABELA 11 - MODELOS ESTIMADOS PARA O NÍVEL DA TAXA DE JUROS.....

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO.....	
CAPÍTULO 1 – REVISÃO DOS ELEMENTOS TEÓRICOS RELATIVOS ÀS REGRAS DE POLÍTICA MONETÁRIA.....	
1.1 – A REGRA DE TAYLOR ORIGINAL.....	
1.2 – A INÉRCIA DA POLÍTICA MONETÁRIA.....	
1.3 – VERSÃO <i>FORWARD LOOKING</i> DA REGRA DE TAYLOR.....	
1.4 – REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA E TAXA DE CÂMBIO.....	
CAPÍTULO 2 – REVISÃO DE LITERATURA EMPÍRICA INTERNACIONAL E NACIONAL.....	
2.1 – LITERATURA INTERNACIONAL.....	
2.2 – O CASO BRASILEIRO.....	
CAPÍTULO 3 – IMPLEMENTAÇÃO EMPÍRICA PARA O BRASIL.....	
3.1 – ELEMENTOS DA TEORIA DAS SÉRIES TEMPORAIS	
3.2 – TESTE DICKEY-FULLER.....	
3.3 – COINTEGRAÇÃO.....	
3.4 – MODELO DE VETORES AUTO REGRESSIVOS (VAR) E MODELO DE VETOR DE CORREÇÃO DE ERROS (VEC)	
3.5 – BASE DE DADOS.....	
3.6 – RESULTADOS.....	
3.6.1 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS.....	
3.6.2 – ANÁLISE DE ORDEM DE INTEGRAÇÃO DAS SÉRIES.....	
3.6.3 – ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO E RELAÇÕES DE LONGO PRAZO	
3.6.4 – MÍNIMOS QUADRADOS ORDINÁRIOS E ANÁLISE DE CURTO PRAZO.....	
CONCLUSÕES.....	
REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA.....	

INTRODUÇÃO

A partir dos anos 90 surgiu uma literatura crescente a respeito de formas ótimas de gestão das taxas básicas de juros pelos Bancos Centrais. Esta literatura pode ser compreendida como uma busca por especificação de uma regra ótima de política monetária, cujo início remete ao trabalho seminal de Taylor (1993), em que o mesmo apresenta uma regra simples de determinação da taxa básica de juros ajustada pelo *Federal Reserve* (FED), o Banco Central dos EUA. Grosso modo, Taylor (op. cit.) argumentou que a taxa definida pelo FED era função de um conjunto de informação, composta por desvio da inflação face à meta, desvio percentual do PIB trimestral e taxa de juros de equilíbrio ou neutra, aquela consistente com o estado estacionário da economia.

Estava então lançado o embrião de uma linha de pesquisa que se desenvolveria em nível teórico e empírico. Em nível teórico no sentido de aprimorar a noção de regra de política monetária, incorporando componentes relevantes para a tomada de decisão dos Bancos Centrais e ainda ausentes na contribuição pioneira de Taylor (op.cit.); em nível empírico no sentido de investigar se na prática os Bancos Centrais se comportavam tal como previa a teoria.

Do ponto de vista teórico, uma série de refinamentos surgiu a partir daquele trabalho inicial. Em primeiro lugar, observou-se que na prática os Bancos Centrais moviam as taxas básicas de juros em uma velocidade menor que a prescrita pela regra original de Taylor. Em outras palavras, havia uma inércia da política monetária que possuía razão de ser, e que não estava ainda considerada naquela primeira concepção. Logo, surgiram propostas de uma regra de política monetária com componente inercial (Clarida, Galí & Gertler, 1999; Woodford, 2003). Isto significa que os Bancos Centrais, quando desejam elevar ou reduzir a taxa básica, não o fazem de uma só vez em função de valores ótimos estimados pelos modelos econométricos, mas distribuem esses ajustes ao longo de vários períodos, suavizando o comportamento das taxas de juros e dos mercados financeiros como um todo.

Houve também a percepção de que os Bancos Centrais deveriam levar em consideração na determinação da taxa de juros um componente expectacional, ou de

inflação esperada, como estratégia para uma melhor eficiência da política monetária (Svensson, 1996). O fato de que a taxa básica, ao ser ajustada hoje, só possui efeitos integrais sobre a inflação meses à frente, sugeriria que as autoridades monetárias deveriam adotar uma postura *forward-looking* (olhando à frente), ao invés de *backward-looking* (olhando para trás – como na Regra de Taylor original). Assim, a tarefa dos Bancos Centrais seria a de fazer a melhor projeção possível para o comportamento prospectivo da inflação face à meta, e em função desta informação ajustar a taxa nominal de juros com o objetivo de impor ajustes contra-cíclicos (i.e. contra o movimento da inflação) na taxa real de juros. Vale dizer, o componente expectacional também se estenderia ao comportamento prospectivo do produto (Clarida, Galí & Gertler, 1999).

A taxa de câmbio também assumiria um papel importante na literatura de regras de política monetária (Ball, 1999). Trata-se da ideia de que em uma economia aberta os ajustes da taxa de juros ganham um canal de transmissão a partir de variações induzidas da taxa de câmbio, potencializando os efeitos contra-cíclicos sobre produção e preços. Neste caso, variações da taxa de câmbio, ao afetarem o comportamento da taxa de inflação, também teriam impacto direto ou indireto sobre a política monetária. Por outro lado, há elementos que defendem a ideia de autonomia do Banco Central no que diz respeito à busca de objetivos nacionais, no âmbito do regime de metas para inflação, desta forma “blindando” a política monetária de efeitos das variações da taxa de câmbio.

A literatura sobre regras de política monetária também tem avançado nos últimos anos em nível empírico, tanto em escala internacional quanto nacional. São muitos os trabalhos que buscam verificar se as regras de decisão preconizadas pelos trabalhos teóricos se ajustam bem aos dados disponíveis. Para os EUA, Reino Unido e Japão, por exemplo, Chada (2004) analisa empiricamente se dentro de uma regra de juros o preço dos ativos e a taxa de câmbio poderiam ser inseridos. Os dados utilizados para a pesquisa foram a partir de 1979 e o estudo evidenciou que os *policymakers* poderiam utilizar o preço dos ativos e a taxa de câmbio como informação em uma regra de Taylor.

Andrade e Divino (2005) decidiram estimar uma função de reação que foi sugerida por *Clarida, Galí e Gertler* (1998), inserindo a componente da taxa de câmbio para o Banco Central japonês. O objetivo era verificar o comportamento da autoridade monetária japonesa com dados utilizados entre Abril de 1979 a Dezembro de 1994. Andrade e Divino (2005) concluem que a taxa de câmbio possui relevância na determinação da taxa de juros do BC japonês. Por sua vez, Judd e Rudebusch (1998) e Clarida et. al. (1998) também são importantes referências na literatura internacional e testam regras de Taylor expandidas, com inércia e componente expectacional, para países industrializados, encontrando bons ajustamentos aos dados a partir das regras especificadas.

No caso brasileiro, referências como Bogdanski et. al. (2000), Minela et. al. (2002), Figueiredo e Ferreira (2002), Mendonça (2007), Modenesi (2008), Moreira (2011), entre outros, são apresentados como fonte para comparações face aos resultados que o presente trabalho encontrará. De maneira geral, estes trabalhos têm como evidência empírica comum a de que o BCB possui elevada inércia na condução da taxa Selic e adota a inflação esperada e/ou corrente como informação relevante na determinação dos juros básicos da economia brasileira.

O tema desta dissertação, portanto, faz parte de uma linha de pesquisa com raízes bem difundidas, seja no que se refere ao comportamento dos Bancos Centrais no mundo afora, seja a respeito do BCB. No entanto, trata-se de uma pesquisa que, ao final, pode contribuir para responder as seguintes questões: i) O BCB tem alterado sua forma de responder às flutuações macroeconômicas nos últimos anos, em comparação com o que os trabalhos anteriores sugeriam?; ii) A literatura de regras de Taylor ou de política monetária é suficiente para explicar as relações entre juros e variáveis macroeconômicas relevantes no longo prazo? Ou elementos teóricos adicionais são necessários a fim de que essas relações sejam interpretadas a partir das evidências para o Brasil?

Esta última pergunta é fundamental porque define um traço metodológico desta Dissertação, que é a divisão da análise empírica em longo e curto prazos. Parte-se da hipótese de que a Regra de Taylor pode explicar bem as relações entre juros, inflação, produto e câmbio no curto prazo, visto que se trata de uma regra de reação do Banco

Central face ao ciclo econômico; isto não quer dizer que esta regra seja suficiente para explicar co-movimentos ou relações estruturais entre aquelas mesmas variáveis no longo prazo, havendo neste caso a necessidade de se fazer uso de elementos teóricos adicionais.

Como estratégia metodológica, neste sentido, propõe-se o uso de duas etapas econométricas, ambas no Capítulo 3: 1) Uso de análise de *Cointegração*, pela abordagem de Johansen (1991), com o intuito de verificar possíveis relações de equilíbrio de longo prazo entre as séries temporais; 2) Uso de *Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)*, tal como faz a maior parte dos trabalhos anteriores, com o objetivo de identificar uma dinâmica de taxa de juros no curto prazo diante do ciclo econômico. Em relação a estas duas etapas, embora a maior parte ou a totalidade da literatura empírica selecionada esteja focada na dinâmica de curto prazo (cíclica) da taxa de juros, acredita-se que a contribuição maior desta Dissertação se deve à análise de relações contemporâneas de longo prazo entre as variáveis do modelo, ou seja, à análise de *Cointegração*, que pode criar evidências não explicadas puramente pela abordagem das regras de política monetária.

Os resultados empíricos destas duas etapas serão comparados com o que a literatura teórica prevê e com o que a literatura empírica tem encontrado nos últimos anos. Os dados utilizados nesta pesquisa serão: a taxa de juros Selic efetiva (I), a inflação acumulada em 12 meses (P), a expectativa de inflação com um horizonte de 12 meses (EXP_P), o índice de produção da indústria geral brasileira dessazonalizada (Y), e a taxa de câmbio nominal do Real frente ao dólar norte-americano (E). As fontes utilizadas na obtenção dos dados das variáveis acima foram o Banco Central do Brasil para a taxa de juros Selic efetiva, a inflação acumulada 12 meses à frente e para a expectativa de inflação. Para o nível da produção da indústria geral e a taxa de câmbio nominal se utilizou o Ipeadata.

As séries foram coletadas para o período de Janeiro de 2005 a Julho de 2012. Este período foi adotado porque é justamente a partir de 2005 que o Brasil iniciou o maior período de estabilidade de sua meta de inflação pelo IPCA (em 4,5%), vigente até o presente momento. Neste caso, ao restringir a amostra temporal para esse período, evitam-se problemas metodológicos referentes à quebra estrutural e que emergem com

as mudanças de valores para a meta de inflação, tais como os abordados em Minela et. al. (2002). Antes deste Capítulo 3, contudo, serão apresentadas a literatura teórica (Capítulo 1) e empírica (Capítulo 2) sobre o tema proposto.

CAPÍTULO 1 – REVISÃO DOS ELEMENTOS TEÓRICOS RELATIVOS ÀS REGRAS DE POLÍTICA MONETÁRIA

1.1 – A REGRA DE TAYLOR ORIGINAL

A Regra de *Taylor* foi apresentada por *Taylor*¹ (1993) como parte do esforço de se obter uma regra de taxa de juros, e uma regra para a política monetária em substituição as regras monetárias. *Taylor* (1993) explica que políticas monetárias baseadas em regras de taxas juros relacionadas a variações de inflação e variações de produto possuem maior estabilidade, sendo o controle melhor do que outros tipos de política que possam vir a ser adotados, como agregados monetários ou a utilização do câmbio como o Brasil tentou após adoção do plano Real. (Mishkin, 2007) ratifica a explicação acima proposta por *Taylor* na qual períodos realmente mais duradouros seriam ideais na busca do que todo banco central almeja, a estabilidade de preços.

Podemos montar a regra de Taylor com base no princípio que a taxa de juros deve responder ao produto e a taxa de inflação numa forma linear, conforme proposta por *Taylor* (1993):

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

Onde, i_t é a taxa nominal de juros, r é a taxa real de juros de *steady-state* (quando a inflação e o produto se encontram em suas respectivas metas), pode-se dizer também que r é uma valor fixo (intercepto para a taxa de juros), π_t é a taxa de inflação observada (medida pelo deflator do PIB), π^* é a taxa de inflação da meta do Banco Central, y_t é o hiato do produto (*output gap*), ou seja, a diferença do produto corrente para o produto natural ou potencial e α_1 e α_2 são coeficientes de sensibilidade da variação da inflação e do hiato do produto.

¹*Taylor* (1993) expõe na prática a regra para a economia americana onde, $i_t = \pi_t + 0.5y + 0.5(\pi_t - 2) + 2$, sendo α_1 e α_2 iguais a 0.5, $(\pi_t - 2)$ sendo a variação da inflação verificada menos a taxa de inflação definida como alvo pelo banco central e finalmente +2 significa a taxa de juros reais.

Analisando a equação (1) observamos que se a inflação supera a meta, nesse caso acima de 2%, o Banco Central (FED) deve elevar a taxa de juros, em um montante correspondente a $\alpha_1 (\pi_t - \pi^*)$. Se o hiato do produto for negativo, o Banco Central deve reduzir a taxa de juros em $\alpha_2 y_t$, e se ocorrerem os dois simultaneamente a magnitude dos coeficientes de sensibilidade e a grandeza do tamanho dos desvios em relação às metas estabelecida de inflação e produto potencial, indicarão o sentido da taxa de juros.

Contudo, se tanto a taxa de inflação quanto a taxa do produto coincidem em suas respectivas metas a taxa de juros deve-se manter em 4%. Pode-se perceber que um aumento na inflação propicia um aumento na taxa de juros superior ao aumento da inflação gerando assim aumento na taxa de juros real.

Assim, *Taylor* (1993) expõe que a inflação poderia se manter estável e em níveis reduzidos mesmo com a inconsistência temporal que é associada a decisões políticas. No entanto, apesar de ser um dos componentes do Regime de Metas de Inflação, seu artigo é mais citado pela literatura na utilização de uma função de reação para o comportamento da taxa de juros dos Estados Unidos no período entre 1987 e 1992.

O tamanho dos coeficientes de sensibilidade da variação da inflação e do hiato do produto respectivamente α_1 e α_2 são ideais para por a regra de *Taylor* em pleno funcionamento *Taylor* (1998, 2000a). *Taylor* (2000a, 2000b) explica que a autoridade monetária deve utilizar o seu instrumento de controle, a taxa de juros nominal, para combater a inflação de forma efetiva, ele defende que a taxa de juros deve ser elevada proporcionalmente mais que a elevação da inflação, ou seja, se a inflação no período atual se elevou em um ponto percentual o banco central deverá elevar a taxa de juros acima da inflação atual, propiciando assim taxa de juros reais.

Blanchard (2007) explica que o banco central para combater a inflação deve gerar taxa de juros reais, para tentar trazer os desvios da inflação e produto de volta as suas metas. Segundo *Taylor* (1998), estudos mostram que α_1 , o coeficiente de

sensibilidade da variação da inflação, seria próximo a um². *Woodford* (2003) ressalta a necessidade de restrição ($\alpha_1 > 1$) para gerar a existência de um equilíbrio o que é necessário para o princípio de Taylor. Ratificando, *Davig e Leeper* (2007) concluem que em diversos modelos macroeconômicos existentes, existe uma restrição que deve ser atendida para o funcionamento da regra de *Taylor* na qual $\alpha_1 > 1$ e se chegar a uma determinação de equilíbrio. Logo se essa necessidade não for atendida $\alpha_1 > 1$, não se conseguirá elevar a taxa de juros acima da inflação e nem fazer com que os desvios da inflação e produto voltem as suas metas, fazendo com que a política monetária não surta o efeito esperado e nesse caso não tendo operacionalidade prática.

Com isso, *Taylor* nas décadas de 1980 e 1990 verificou um razoável comportamento nos dados dos Estados Unidos na época, sugerindo que o *FED* trabalhava com uma regra de juros. E assim propunha um aperfeiçoamento dos *policymakers* em meio à condução da política monetária dada a boa experiência dos Estados Unidos.

Embora o *FED* não siga explicitamente a regra, as análises mostraram que a regra se ajustou bem ao descrever como a política monetária foi conduzida durante a década passada sob a presidência de Greenspan. Esse fato tem sido citado por muitos economistas internos e externos ao *FED* como uma razão que a inflação permaneceu sob controle e que a economia foi relativamente estável nos EUA naquele período (*Neto* 2003).

A regra exposta por *Taylor* (1993), transformou-se em um manual prático da política monetária no regime de metas inflacionárias, que foi adotada por diversos países, que utilizam a taxa de juros de curto prazo como o maior instrumento no combate a inflação (*Bernanke e Mishkin* 1997).

Especificamente, a regra indica que a taxa de juros “real” (isto é, a taxa de juros ajustada para a inflação) deve ser determinada de acordo com três fatores: i) em que ponto a inflação atual está relacionada com a meta determinada pelo *FED*; ii) Como a atividade econômica está posicionada, acima ou abaixo do seu nível de pleno emprego;

² Chama-se essa formulação na literatura de Princípio de *Taylor*.

iii) Qual o nível da taxa de juros de curto prazo que seria consistente com o pleno emprego.

A Regra de *Taylor* recomenda uma taxa de juros relativamente elevada (isto é, uma política monetária restritiva) quando a inflação está acima de seu alvo ou quando a economia está acima de seu nível de pleno emprego, e uma taxa de juros relativamente baixa (política monetária expansiva) nas situações opostas. Muitas vezes esses objetivos podem ser conflitantes entre si. Por exemplo, a inflação pode estar acima de seu objetivo quando a economia está abaixo do pleno emprego. Em tais situações, a regra fornece a orientação aos formuladores de política como balançar essas considerações concorrentes ajustando a um nível apropriado a taxa de juros.

Para *Orphanides* (2007) as regras de política que são referidas, geralmente como regras de Taylor, são simples regras reativas (funções de reação) que ajustam o instrumento político da taxa de juros em resposta aos desenvolvimentos da inflação e da atividade econômica. Ligando às decisões de taxas de juros diretamente a inflação e a atividade econômica, as regras de *Taylor* ofereceram um instrumental conveniente para estudar a política monetária, se abstraindo de uma análise detalhada de oferta e demanda por moeda.

Adicionalmente, *Orphanides* (2007) ressalta, em primeiro lugar, que o melhor desempenho da estabilização está associado a uma forte reação à inflação. Em segundo, o bom desempenho está associado a regras políticas que exibam considerável inércia. E em terceiro, uma forte reação ao hiato do produto mensurado incorretamente tem se provado historicamente ineficaz. Em quarto, a política bem sucedida poderia, ainda, incorporar informações da atividade econômica real centrando-se na taxa de crescimento da economia. Por certo, tais princípios amplos fornecem orientação insuficiente para identificar a regra política precisa que possa ser ideal em um contexto específico.

Contudo, mesmo sendo bastante utilizada em muitos países, a Regra de Taylor ainda recebe críticas em alguns pontos, as principais são:

- A determinação do nível apropriado de meta para a taxa de juros de equilíbrio, taxa de inflação e a taxa de utilização dos recursos baseada no nível da *NAIRU*³, que está sujeita ao longo do tempo pode se mostrar problemático;
- A modelagem empírica da regra de Taylor pode ser sensível às maneiras nas quais as lacunas de inflação e produtos são definidas. Por exemplo, a inflação pode ser medida de diversas maneiras, (como deflator do PIB, núcleo, índice cheio) assim como o produto (os desvios do PIB real com relação a uma tendência variante no tempo, ou os desvios com relação a uma taxa de desemprego estimada por uma *NAIRU*);
- O tempo da informação disponível para a autoridade monetária é muito importante, pois o caminho das taxas de juros é definido em tempo real onde as informações são menos perfeitas.

1.2 – A INÉRCIA DA POLÍTICA MONETÁRIA

Uma visão inercial de ajuste de política monetária implica que a política da taxa de juros de curto prazo é alterada em um ritmo gradual, assim uma reação da política monetária para novos dados econômicos é distribuída por muitos trimestres.

Como consequência, do ritmo lento de ajustes da taxa de juros, acaba tornando-a menos volátil, sendo bastante explorado este assunto na literatura econômica (Rudebusch 1995), (Clarida, Galí e Gertler 1999), e (Thornton 2004), conhecida como suavização da taxa de juros.

Na literatura de política inercial (*smoothing monetary policy*) as regras seguem o padrão de ajustamento-parcial na forma:

$$i_t = (1 - \rho) \hat{i}_t + \rho i_{t-1} \quad (2)$$

³ Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment (Taxa de Desemprego Não-Acelerando à Inflação).

Onde, i_t , sendo o nível da política da taxa de juros definida no trimestre t , que é uma média ponderada do atual nível desejado (\hat{i}_t) e o valor real do último trimestre i_{t-1} . O ρ significa o grau de inércia ou coeficiente de suavização ⁴, quanto maior, significa mais inércia da taxa de juros.

Segundo Barbosa (2004) para variáveis contínuas a inércia da taxa de juros é visualizada por um mecanismo de ajustamento parcial, onde a variação da taxa de juros é proporcional à diferença entre a taxa de juros desejada e a taxa de juros atual. Isto é:

$$r = \theta (r^* - r), \theta > 0 \quad (3)$$

Assim a suavização supõe que existe algum custo de ajustamento que impede o banco central de fixar imediatamente a taxa de juros nominal no nível desejado. Quando o parâmetro $\theta \rightarrow \infty$ o ajustamento é instantâneo. Caso contrário, a taxa de juros ajusta-se gradualmente para sua posição de equilíbrio.

Evidências empíricas encontradas por *Clarida, Gali e Gertler* (2000) mostram um grau elevado de inércia ($\rho = 0.8$) para a economia americana, no período (1960-1996). Isto significa que aproximadamente 80% dos ajustes no instrumento de política monetária são afetados pelos seus níveis passados.

O coeficiente grande na variável dependente defasada é interpretado como um comportamento de “política monetária inercial” pelo *FED*. *Clarida, Galí e Gertler* (2000), explicam que a estimativa do coeficiente de inércia ρ é alta em todos os casos, indicando uma altíssima taxa de juros inercial: apenas entre 10% e 30% de uma mudança na taxa de juros desejada é refletida na taxa dos *Funds* dentro do trimestre de mudança.

Considerando as regras em que a taxa desejada é uma função simples de um conjunto padrão de variáveis macroeconômicas, formalmente, $\hat{i}_t = \beta' X_t$, onde X_t é um vetor que influencia a política. Portanto, a regra inercial pode ser descrita como:

⁴Onde a equação (2) expõe o caso de uma suavização de taxa para variáveis discretas.

$$i_t = (1 - \rho) \beta' X_t + \rho i_{t-1} \quad (4)$$

Segundo Rudebusch (2005) e Judd e Rudebusch (1998), existe o consenso de que os Bancos Centrais ajustam à taxa básica de juros de maneira gradual e é fundamentado em regras estimadas. A regra de política inercial mais comumente estimada tem sido a forma dinâmica da regra de *Taylor*, segundo a qual a taxa de juros se ajusta parcialmente a uma taxa de juros desejada, que depende da inflação e do hiato do produto.

Devido ao alto grau de suavização da taxa de juros, a própria decisão do anúncio da taxa de juros fica condicionada a sua trajetória recente.

$$i_t = (1 - \rho) \hat{i}_t + \rho i_{t-1} + \xi_t \quad (5)$$

Onde, a taxa de juros no período t é dependente do valor da taxa de juros no período $t - 1$, ρ o peso dado a taxa de juros desejada \hat{i}_t , que é específica de acordo com a regra de política monetária do banco central, e ξ_t os choques estocásticos.

Devido ao alto grau de suavização da taxa de juros, a própria decisão do anúncio da taxa de juros fica condicionada a sua trajetória recente.

$$\hat{i} = r^* + \pi + g_\pi \bar{\pi}_t + g_y y_t \quad (6)$$

Onde r^* é uma constante que incorpora uma taxa real de equilíbrio, e π , uma taxa de inflação observada, e g_π , e g_y são os coeficientes de resposta do Banco Central para o desvio da inflação em relação à meta inflacionária ($\bar{\pi}_t$) e o hiato do produto (y_t).

Assim autores conhecidos como Clarida, Gali e Gertler (1999), e Judd e Rudebusch (1998) devido à importância da suavização da taxa de juros e que é

visualizado como prática por quase todos os bancos centrais do mundo, incorporam o componente de inércia na função de reação do banco central, sugerindo uma modificação na regra original proposta por Taylor.

Contudo, mesmo com a regra original de Taylor e os dados empíricos do comportamento dos juros norte-americanos, no período de 1987 a 1992, os bancos centrais não seguem a regra de Taylor nesse ponto e ajustam as taxas de juros de forma amena e contínua ao longo do tempo.

Os *policymakers* se mostram tímidos em relação a mudanças bruscas na taxa de juros, por isso, os bancos centrais não são incisivos em optar por uma grande oscilação na taxa de juros, mesmo quando isso significa naquele momento, esta fora do alvo desejado, podendo ser inflação ou produto (Goodfriend (1991); Rudebusch 1995; e Thorton 2004).

Um dos motivos expostos para a utilização de uma alta taxa de juros praticadas pela maioria dos bancos centrais e que é apoiada pela ortodoxia, é que uma grande oscilação nas taxas de juros, pode trazer uma volatilidade nos mercados financeiros⁵ e também uma incerteza para os agentes, com isso a autoridade monetária deve se comportar de forma moderada, para evitar uma possível crise nos mercados financeiros, impondo uma manipulação de taxas de juros gradual Goodfriend (1991).

Segundo Barbosa (2004), num modelo onde existe inércia na taxa de inflação o banco central não pode se dar ao luxo de ajustar a taxa de juros nominal da economia na velocidade que desejar, pois há um limite superior para o coeficiente de inércia. Caso contrário, a regra de política monetária de Taylor produz um regime monetário instável.

⁵ As razões para o banco central suavizar a taxa de juros são diversas. As principais são: i) a preocupação de da instabilidade que pode ser transmitida ao setor financeiro. ii) afetar a taxa de juros de longo prazo, que depende da expectativa da taxa de juros futura do banco central. Para maiores argumentos consultar Clarida, Galí e Gertler (1999), e Woodford (2002).

1.3 – A VERSÃO *FORWARD-LOOKING*

No espírito da regra proposta por Taylor (1993), *Clarida, Galí e Gertler* (1999; 2000) formularam um modelo *forward looking* assumindo que o Banco Central responde de maneira sistemática a variações de inflação esperada e de produto esperado, em relação aos valores desejados para estas variáveis. Tomando r_t^* como a meta para taxa de juros no tempo, uma especificação linear para a Regra de *Taylor* seria:

$$r_t^* = r^* + \beta (E_t(\beta \pi_{t,k} / I_t) - \pi^*) + \gamma E_t((x_{t,q}) / I_t) \quad (7)$$

Sendo $x_{t,q}$ uma medida do hiato médio do produto entre os períodos t e $t+k$ com o hiato definido como o desvio percentual entre o produto efetivo e o produto potencial. Por sua vez, $\pi_{t,k}$ mostra a inflação entre o período t e $t+k$ e π^* sendo a meta para a inflação. O r^* é por construção a taxa nominal de juros desejada quando tanto a inflação quanto o produto são iguais às respectivas metas. Já E_t corresponde ao valor esperado no período t e, finalmente I_t é o conjunto de informações disponível ao Banco Central até o tempo t , que coincide com o momento em que a taxa de juros é definida.

Neste caso, a Regra de *Taylor* original é um caso especial para a equação acima e só se verifica caso a inflação defasada, ou a combinação linear de inflação defasada e hiato do produto, for estatisticamente suficiente para a previsão da inflação futura.

Além de adotarem como principal instrumento de política os juros nominais de curto prazo, o modelo de *Clarida et. al.* (2000) ainda supõe a existência de rigidez nominal de preços e salários, de modo que a política monetária seja capaz de afetar variáveis reais no curto prazo, ou seja, não possui efeito nas variáveis reais no longo prazo. Uma diferença que, este modelo de *Clarida et. al.* (2000) tem para a regra de *Taylor* original (*backward looking*) é que o banco central se utiliza de projeções de inflação e produto, antecipando e respondendo a esses resultados.

Na especificação *forward looking*, o banco central passa a utilizar as projeções como uma meta intermediária, um primeiro passo para se chegar à meta central, na manipulação das taxas de juros. *Svensson* (1996) destaca a vantagem do modelo *forward looking*, explicando que a adoção desta meta intermediária contorna os problemas de monitoramento e de implementação, facilmente observados nos regimes de meta de inflação. Neste caso, os agentes podem olhar para a inflação futura, dado a inflação presente, e sendo assim é mais facilmente observada tanto pelos agentes quanto pela autoridade monetária.

Esta especificação ainda possui mais vantagens. Uma delas é que a autoridade monetária, ao inserir publicamente a inflação esperada na função de reação, torna-se mais transparente verificar os objetivos e alvos do banco central, pois os agentes podem analisar se os objetivos e metas dos *policymakers* são ambiciosos ou alcançáveis, ou seja, se suas metas merecem credibilidade, o que pode vir gerar no longo prazo um custo menor se suas informações forem bem recebidas pelos agentes. Outro ponto favorável a este modelo, é que a autoridade monetária ao formar previsões aumenta o estoque de informações para perseguir a sua meta e para os agentes verificarem o comportamento do banco central.

No que tange a crítica desse modelo é que a autoridade monetária tem total controle sobre o instrumento utilizado, a taxa de juros de curto prazo, e que a tendência a um alto grau de suavização faz com que se a política monetária tenha um viés altista se realmente o banco central se comprometer a regra estabelecida de controle dos preços.

Woodford (2001) explica que nesse modelo, os agentes antecipam as expectativas, em especial o setor privado, causando uma resposta à política monetária adotada. Assim, *Woodford* (2001) defende a adição de um componente de suavização, já que havendo um certo grau de inércia, faz com que a trajetória para a taxa de juros, seja influenciada pela taxa de juros passada se tornando "*history-dependent*". Os agentes ao antecipar as expectativas, faria com que o banco central obtivesse um melhor resultado a custos menores.

Sack e Wieland (1999) também sugerem a adição do componente de inércia, devido ao comportamento *forward looking* dos agentes e a incerteza que pode ser gerada devido a oscilações demasiadas da taxa de juros.

A autoridade monetária ao decidir a taxa de juros do período atual, olha para a taxa de juros do período, logo:

$$r^* = \rho(L) r_{t-1} + (1-\rho) r_t^* + v_t \quad (8)$$

Onde, r^* é a meta para a taxa de juros, $\rho(L) = \rho_1 + \rho_2 L + \dots + \rho_n L^{n-1}$, é um polinômio de defasagens (ou retardo) e v_t é um choque exógeno iid. Ou seja, reescrevendo em apenas uma equação, a Regra de *Taylor* decompõe-se em dois termos, o primeiro revelando a aversão do Banco Central por mudanças bruscas e a segunda, sua verdadeira meta.

Combinando as equações (6) e (8), assim a Regra de *Taylor* fica:

$$r_t = (1-\rho) [r^* - (\beta-1)\pi^* + \beta \pi_{t,k} + \gamma x_{t,q}] + \rho(L) r_{t-1} + \xi_t \quad (9)$$

Onde: $r^* = r^* - \pi^*$, isto é, igual à taxa real de equilíbrio de longo prazo, e

$$\xi_t = -(1-\rho) \{ \beta (\pi_{t,k} - E_t(\pi_{t,k}/I_t)) + \gamma (x_{t,q} - E_t(x_{t,q}/I_t)) \} \quad (10)$$

Nota-se imediatamente que o termo de perturbação estocástica definido acima é uma combinação linear dos erros da previsão da autoridade monetária, sendo assim, ortogonal a toda variável que pertença ao conjunto de informação I_t .

1.4 – REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA E TAXA DE CÂMBIO

Numa economia aberta em regimes de meta de inflação e câmbio flexível, uma questão que se expõe é: como os instrumentos da política monetária devem se comportar frente a variações nas taxas de câmbio.

Uma grande parte dos estudos empíricos responde a essa questão propondo a inserção do componente da taxa de câmbio na função de reação do Banco Central, como *Svensson* (2000):

$$r_t = \beta \pi_t + \gamma y_t + \alpha_0 e_t + \alpha_1 e_{t-1} \quad (11)$$

Onde r_t representa a taxa nominal de juros, π_t a taxa de inflação e y_t o desvio do produto real em relação ao potencial. Já e_t corresponde taxa real de câmbio no período corrente, cabendo ressaltar que uma apreciação cambial representa um aumento de e_t . É importante frisar que não existe intercepto, sendo a meta de inflação igual a zero e tanto a taxas de juros quanto a taxa de câmbio são medidas relativamente a seus valores estacionários de longo prazo. A principal divergência entre os autores reside no valor indicado para os parâmetros α_0 e α_1 . *Svensson* (2000) encontrou os seguintes valores $\alpha_0 = -0,45$ e $\alpha_1 = 0,45$, utilizando uma versão *forward looking*. Para *Svensson*, a autoridade monetária ao manipular a taxa de juros de curto prazo, acaba gerando variações na taxa de câmbio que impacta a inflação ao causar uma mudança nos preços dos produtos internacionais (*tradeables*) e também acaba impactando a inflação doméstica através dos custos de insumo e bens intermediários dos produtos nacionais. Logo uma desvalorização do câmbio induz ao crescimento econômico, promovendo um aumento inflacionário, por outro lado uma redução cambial, promove a estabilidade de preços.

Para *Ball* (1999) um aumento na taxa de juros, além de suprimir a inflação como sugere *Taylor* (1993), causa também uma valorização cambial e esta reage à inflação de forma direta, tornando mais caro os produtos e insumos do exterior. Pode-se colocar também que a política monetária causa oscilações na entrada de capitais externos podendo acarretar numa valorização da taxa de câmbio quando há uma entrada de capitais e o efeito oposto quando há uma redução da entrada de capitais.

Obstfeld e *Rogoff* (1995) relatam que a autoridade monetária deve reagir esporadicamente apenas a altas oscilações da taxa de câmbio, manipulando a política monetária quando achar necessário, para isso $\alpha_0 < 0$ e $\alpha_1 = 0$.

Ball (1998) afirma que ao se inserir a componente cambial na função de reação do banco central, a política monetária t passa a impactar a inflação através de duas formas: num primeiro momento ($t + 1$) impacta o nível de atividade da economia e, num segundo momento ($t + 2$) impacta a inflação. Para *Ball*⁶, os valores que são ideais para os coeficientes cambiais são aproximadamente $\alpha_0 = -0,37$ e $\alpha_1 = 0,17$. Para *Ball*, o coeficiente α_0 , que apresenta um valor negativo, tem a meta de gerar estabilização no caso de fortes variações cambiais, já α_1 tem a meta de fazer com que variações cambiais não gerem um descontrole inflacionário, revertendo no período posterior. Entretanto os resultados encontrados por *Ball* (1998) demonstram que a inflação não diminuiu quando inserido a componente cambial.

No nível Brasil alguns autores sugerem que a inflação se manteve sobre controle devido ao câmbio que se comportou como um ótimo canal de transmissão da política monetária brasileira, como *Modenesi* (2010).

Ferrari Filho e *Paula* (2006), o comportamento cambial brasileiro teve uma forte influência nos cumprimentos das metas de inflação, regime adotado a partir de 1999, devido ao efeito *pass-through*.

Sicsú (2002b), também afirma que o câmbio é uma maneira mais eficaz de combater a inflação do que a própria demanda agregada, e é isso que faz o banco central brasileiro ao elevar a taxa de juros. Pois segundo o autor o câmbio faz com que o declive da taxa de inflação seja maior.

⁶ O modelo de *Ball* analisa os efeitos da economia aberta nas equações de oferta e demanda agregada, além introduzir uma equação que relaciona a taxa de câmbio com a taxa de juros. Assim no modelo de *Ball*, a utilização da taxa de juros como único instrumento de política monetária deve levar em conta o seu efeito sobre o câmbio e os choques sobre o mesmo podem sugerir uma mudança no instrumento de forma a evitar flutuações no produto e inflação.

CAPÍTULO 2 – REVISÃO DE LITERATURA EMPÍRICA INTERNACIONAL E NACIONAL

2.1 – LITERATURA INTERNACIONAL

Chada (2004) analisa empiricamente se dentro de uma regra de juros, o preço dos ativos e a taxa de câmbio poderiam ser inseridos. Os dados utilizados para a pesquisa foram dos Estados Unidos, Reino Unido e Japão, a partir de 1979. O estudo evidenciou que os *policymakers* poderiam utilizar o preço dos ativos e a taxa de câmbio em uma regra de Taylor.

Andrade e Divino (2005) decidiram estimar uma função de reação que foi sugerida por *Clarida, Galí e Gertler* (1998) inserindo a componente da taxa de câmbio para o Banco Central japonês. O objetivo era verificar o comportamento da autoridade monetária japonesa com dados utilizados entre Abril de 1979 a Dezembro de 1994. *Andrade e Divino* (2005) concluem que a taxa de câmbio possui a informação da inflação futura e ainda questionam as séries utilizadas devido a problemas com suas propriedades como a estacionariedade no trabalho de *Clarida et. al.* (1998).

Judd e Rudebusch (1998) decidiram estimar uma função de reação do *FED* para cada período correspondente à gestão de três presidentes: *Burns, Volcker e Greenspan*, objetivando verificar como o *FED* vinha ajustando o seu instrumento de política monetária, a taxa de juros nominal de curto prazo.

O principal objetivo de *Judd e Rudebusch* (1998) era verificar se realmente confirmavam a hipótese de mudança de comportamento na condução da política americana pela autoridade monetária, devido a mudanças na presidência do *FED* e para isso estimaram a função básica do tipo *Taylor* e também funções transformadas do tipo *Taylor*.

Os resultados encontrados demonstraram que a regra de *Taylor* encaixou-se muito bem no período *Greenspan*, já que os valores demonstraram que se perseguiu a regra e o resultado foi uma pequena taxa de inflação neste período, ficando aproximadamente em torno de 2% ao ano no fim de sua gestão. Já na presidência de *Volcker*, os resultados obtidos demonstram uma política bastante conservadora do *FED*, com isso houve uma trajetória de queda elevada da taxa de inflação para essa gestão. E no período de *Burns* houve uma acomodação da regra de *Taylor*, já que os resultados evidenciaram um aumento da taxa de juros nesta gestão.

Para *Judd e Rudebusch* (1998), e também para outros economistas o que se vê na prática é que os principais bancos centrais manipulam suas taxas de juros de forma bem gradual, embora isso não esteja incluído na regra de *Taylor* básica, que defende que a autoridade monetária ao sinal de inflação ajuste automaticamente a taxa de juros de forma a impactá-la. Entretanto operacionalmente os bancos centrais manipulam a taxa de juros efetiva em um período de forma a alcançar a meta da taxa de juros do mesmo período, como no caso do *FED*, em que é perseguida uma dinâmica de ajustamento, ou seja, ajustes graduais.

Judd e Rudebusch (1998) estimam uma função de reação de *Taylor* descrita abaixo:

$$i_t^* = r^* + \pi_t + (\beta - 1)(\pi_t - \pi^*) + \gamma_1 x_t + \gamma_2 x_{t-1} \quad (12)$$

Sendo r^* a taxa de juros real de *steady-state*, $(\pi - \pi^*)$ sendo a diferença entre a taxa de inflação efetiva no período t e meta de inflação. Ainda nesta função introduziram além do componente do hiato do produto x_t , adicionaram também o seu componente defasado x_{t-1} . i_t^* , sendo a meta para a taxa de juros nominal do banco central para o período t , a ser atingida através de um ajustamento gradual, de forma a tentar incorporar a operacionalidade do *FED*, na qual se utilizaria a função abaixo (2) para que dessa forma venha a se obter a taxa de juros efetiva para cada período.

$$\Delta i_t = \phi(i_t^* - i_{t-1}) + \rho \Delta i_{t-1} \quad (13)$$

Neste modelo de suavização, onde Δi_t é a variação da taxa de juros, e é obtida através da diferença entre a meta da taxa de juros nominal no período e a taxa de juros do período anterior e seria dada por $(i_t^* - i_{t-1})$, sendo ϕ o coeficiente dessa diferença $(i_t^* - i_{t-1})$ e somando-se a variação da taxa de juros do período anterior (Δi_{t-1}) e ρ seria o coeficiente dessa variação (Δi_{t-1}) .

A especificação utilizada para a estimação das gestões dos presidentes do *FED* está descrita abaixo, que se obtém somando as equações anteriores (12) e (13):

$$\Delta i_t = \phi(\alpha - i_{t-1} + \beta(\pi_t) + \gamma_1(x_t) + \gamma_2(x_{t-1})) + \rho\Delta i_{t-1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

Onde:

$$\alpha = r^* - (\beta - 1)\pi^* \quad (15)$$

Com a equação (23) verifica-se que não é possível estimar separadamente os parâmetros r^* e π^* , ou seja, a partir da estimativa dos parâmetros α e β , fica pré-determinada uma relação linear entre r^* e π^* . Para cada valor de r^* corresponde um valor para π^* , e vice-versa.

O método utilizado para as estimativas foram os mínimos quadrados ordinários (MQO). Para cada gestão fizeram duas estimativas, entretanto na última estimativa levou-se em consideração apenas considerando os componentes⁷ que possuíam coeficientes que eram significativos.

Os resultados das estimativas evidenciam que o coeficiente do hiato do período anterior se mostrou não significativo e o ajuste entre a taxa de juros efetiva e a meta de juro do *FED* se dá de forma lenta, com um coeficiente de suavização (ρ) sendo igual a 0,42. O valor do coeficiente do hiato de inflação é bem próximo ao valor considerado na regra de *Taylor* (0,5) e o valor do coeficiente do hiato de produto estimado é bem superior ao utilizado na regra de *Taylor* (0,5).

⁷ Para ver os dados das variáveis consultar *Judd e Rudebusch* (1998).

Os valores obtidos demonstraram que o coeficiente de suavização (ρ) se mostrou não significativo na gestão *Volcker*. Os autores afirmam que, neste período, a variação da taxa de juros responde à variação do hiato do produto ao invés do seu valor absoluto. O valor do coeficiente do hiato de inflação é aproximadamente (0,5) considerado na regra de *Taylor*.

Já para a gestão de *Burns*, ambos os coeficientes dos hiatos de inflação e do produto se mostraram não significativos. O resultado disso segundo os autores é que a oscilação da taxa de juros nominal, não conseguiu se elevar de forma que fizesse com que a taxa de juros real alcançasse uma maior magnitude que conseguisse impactar a inflação e assim essa gestão logrou um insucesso em sua política, devido a ausência de uma maior reação ao aumento da inflação.

Judd e Rudebusch (1998) concluíram que as estimações das funções se ajustam razoavelmente bem indicando uma boa postura da gestão de *Allan Greenspan*. Embora a especificação adotada seja diferente da original, e os resultados demonstraram uma política que deixa a inflação a níveis baixos e o produto estabilizado, e também apresenta uma taxa de juros sendo manipulada gradualmente e o hiato do produto é praticamente o dobro ao que propõe *Taylor*.

No que toca a gestão de *Volcker*, os autores explicam que o coeficiente de suavização se mostrou não significativo, mostrando que a taxa de juros praticadas nesta gestão se alinhava a meta praticamente de forma instantânea, evidenciando um grande conservadorismo no combate a inflação e justificando a queda dessa variável no período. E quanto ao hiato do produto houve uma maior reação à taxa de crescimento do produto que ao tamanho absoluto do produto real e também ressaltaram a menor precisão deste período quando comparado ao período *Greenspan*.

E finalizando, no que se refere à gestão de *Burns* segundo os autores, é de que existiu uma permissiva acomodação no que toca à inflação, e isto resultou um grande aumento desta variável. Os autores ainda ressaltam que isto ficou evidenciado pelo fato do coeficiente do hiato de inflação ser não significativo estatisticamente e também pelo

fato dos valores muito reduzidos da estimativa da taxa de juros real de equilíbrio, quando comparado com padrões operacionais.

Clarida, Galí e Gertler (1998) decidiram estimar as funções de reação de vários bancos centrais de países industrializados. Eles fizeram a seguinte divisão: G3 (Estados Unidos, Alemanha e Japão) e E3 (Reino Unido, França e Itália). As especificações utilizadas foram baseadas na regra de *Taylor* original. Contudo, apesar de se basear na regra de *Taylor* original que possui uma forma retrospectiva, ou *backward-looking* exposta por *Taylor (1993)*, em que os dados de inflação e do produto passados foram utilizados na função de reação, utilizou-se uma especificação *forward-looking*, na qual se utilizaram as expectativas de inflação e de produto.

Clarida, Galí e Gertler (1998) propuseram estimar um modelo básico para cada país inserido na pesquisa, cuja taxa de juros de juros nominal desejada possui a seguinte forma:

$$i_t^* = \bar{i} + (\beta - 1)((E[\pi_{t+n} / \Omega_t] - \pi^*) + \gamma(E[y_t / \Omega_t] - y_t^*)) \quad (16)$$

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

A fórmula de ajustamento entre a taxa de juros efetiva e a taxa de juros desejada para cada período específico está expressa abaixo:

$$i_t = \phi i_t^* + (1 - \phi)i_{t-1} + u_t \quad (17)$$

Onde, ϕ varia entre 0 e 1, sendo a inércia da taxa de juros, e u_t representa o choque aleatório para a taxa de juros. Somando-se as equações (24) e (25) resulta-se:

$$i_t = \phi[\alpha + (\beta - 1)E[\pi_{t+n} / \Omega_t] + \gamma E[x_t / \Omega_t]] + (1 - \phi)i_{t-1} + u_t \quad (18)$$

Sendo $\alpha = \bar{i} - \beta\pi^*$ e $x_t = y_t - y_t^*$ é o hiato do produto. Sendo possível trazer a inflação para o seu alvo desejado (π^*), através dos valores dos parâmetros α e β , já que para uma série de dados consideradas longa, vale a seguinte equação:

$$\bar{i} = r^* + \pi^* \quad (19)$$

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

$$\pi^* = (r^* - \alpha) / \beta \quad (20)$$

Onde, r^* significa a taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo. As especificações alternativas foram estimadas como base na seguinte equação abaixo:

$$i_t = \phi[\alpha + \beta E[\pi_{t+n} / \Omega_t] + \gamma E[x_t / \Omega_t] + \varepsilon E[z_t / \Omega_t]] + (1 - \phi)i_{t-1} + u_t \quad (21)$$

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

Os autores utilizaram a metodologia de métodos dos momentos generalizados (GMM) na realização das estimativas dos parâmetros dos modelos para ambos os grupos e dados mensais. A amostra⁸ foi de 10-1979 para o país asiático, 04-1979 para a Alemanha e para os Estados Unidos 03-1979 até 12 meses antes do que se dispunha de dados, já que neste modelo a inflação possuiria um horizonte de 12 meses. *Clarida, Galí e Gertler (1998)* afirmam que este período foi escolhido para análise devido ao combate da inflação ser mais incisivo.

Clarida, Galí e Gertler (1998) decidiram utilizar nas estimações um modelo com valores possuindo defasagens de 1, 6, 9 e 12 períodos das variáveis seguintes: hiato do produto, inflação, diferença logarítmica do índice de preços de uma *commodity* mundial,

⁸ Consultar *Clarida, Galí e Gertler (1998)*

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

O modelo básico evidencia como principais resultados o coeficiente de hiato inflação (β) sendo 1,31. Este resultado mostra que o aumento de 1% na expectativa da taxa de inflação alemã, induziria a autoridade monetária alemã a elevar em 131 pontos a sua taxa de juros, produzindo um aumento de 31 pontos na taxa de juros real, considerando o produto constante. Já analisando o coeficiente do hiato do produto (γ), seu valor se apresentou foi 0,25, ou seja, o incremento de 1% na expectativa do produto, supondo-se a expectativa de inflação constante, induziria a autoridade monetária alemã a aumentar sua taxa básica de juros em 25 pontos. Conclui-se que a autoridade monetária reagiu tanto ao hiato do produto quanto da inflação.

Nos modelos alternativos os resultados foram piores do que a especificação básica. Ao incluir a variável explicativa da inflação passada, obteve-se um valor não significativo de 0,12 e causou apenas um aumento irrisório dos coeficientes de hiato de inflação e produto, não mostrando uma mudança relevante, esses resultados segundo os autores mostram que a condução pela autoridade monetária alemã mostra que a maneira *forward-looking* é superior a *backward-looking*.

O agregado monetário foi inserido no terceiro modelo da função de reação. E os resultados mostraram que esta inclusão não foi significativa, praticamente não alterando os outros parâmetros. Testaram também, a política monetária americana na função de reação alemã e não se mostrou relevante e ainda a taxa de câmbio entre dólar e marco e também se mostrou insignificante e na inclusão dessas duas variáveis os valores dos coeficientes do hiato da inflação e do produto se aproximaram as da especificação básica.

A meta para a inflação π^* alemã é de 2% a.a. e a estimativa da meta de inflação foi de aproximadamente 2%, demonstrando um resultado altamente significativo, afirmam os autores. A estimativa foi calculada através da equação (28) sendo usado como *proxy* da taxa de juros real de curto prazo, a média dos valores da taxa de juros real de curto prazo.

No que tange ao país asiático a estimativa do valor do coeficiente do hiato de inflação (β) um pouco acima de 2,00, sendo seu valor muito maior do que a unidade. Já o resultado encontrado para o coeficiente do hiato do produto (γ) foi significativo e possuindo sinal correto, contudo, o seu valor foi de 0,08 e de baixa grandeza. Isto revela que o banco central japonês exerceu um maior controle da inflação do que em relação à estabilização do produto.

O resultado sobre a meta de inflação implícita (π^*) demonstrou-se levemente superior a 2%, sendo bem razoável pelos autores e quase semelhante ao do país europeu. O valor da média dos juros reais de curto prazo serviu como *proxy* para taxa real de juros de longo prazo.

A utilização de uma especificação com postura *backward-looking* foi inferior no que tange aos resultados obtidos da forma *forward-looking* de parecida ao ocorrido com o Banco Central alemão. Incluindo a inflação defasada na especificação básica não resultou em mudanças na mesma, além do valor de seu coeficiente ser desprezível de 0,06. Ao se inserir a variável de oferta monetária⁹ nas especificações alternativas também se evidenciou não relevante. O coeficiente de oferta monetária evidenciou-se significativo ao nível de 5%, contudo, o incremento de 1% na oferta monetária e supondo-se constante a expectativa de inflação e do produto, leva a apenas um aumento de 0,07% na taxa básica de juros e não produz mudanças significativas nos coeficientes de outras. Já ao se adicionar, na especificação básica, a política monetária americana e da taxa de câmbio real yen/dólar os efeitos são muito pequenos, apesar dos coeficientes se mostrarem significativos a 5%. Concluindo, o que melhor caracteriza a política monetária japonesa é a especificação básica.

No que tange aos Estados Unidos, os autores introduziram um modelo de ajustamento de segunda ordem descrito abaixo:

$$i_t = (1 - \rho_1 - \rho_2)[\alpha + \beta\pi_{t+n} + \gamma x_t + \varepsilon_t] + \rho_1 i_{t-1} + \rho_2 i_{t-2} + v_t \quad (22)$$

⁹ Devido a não disponibilidade de dados históricos sobre a meta de oferta monetária do Banco Central japonês, os autores utilizaram na função de reação a média do crescimento monetário (M2) dos três últimos meses.

Os autores utilizaram os mesmos instrumentos utilizados no método de estimação do caso alemão e japonês, excluindo é lógico a taxa de juros estrangeira e a taxa de câmbio, já que os valores usados como paridades eram desse mesmo país. O valor do coeficiente do hiato de inflação foi de 1,8, e o coeficiente do produto foi de 0,07. Os autores explicam que o *FED* teve uma postura incisiva no combate a inflação, devido ao valor de β , bem acima à unidade. Isso indica também que o banco central americano teve um controle mais rígido no combate a inflação do que ao estabilizar o produto.

O resultado sobre a meta de inflação implícita (π^*) foi um pouco superior a 4%, o que para os autores o valor da estimativa está acima do aceitável indicando que a amostra deveria ser mais extensa. O valor da média dos juros reais de curto prazo serviu como *proxy* para taxa real de juros de longo prazo foi de aproximadamente 3,5%.

O coeficiente da inflação defasada ao ser inserida na função de reação, não foi significativo e possuiu sinal contrário (negativo). Logo, evidencia-se que o banco central americano tem trabalhado na forma *forward-looking*. O coeficiente da variável crescimento monetário foi estatisticamente significativo e de alto valor. Os resultados mostram que sendo constante a expectativa de inflação e do produto, um incremento de 1% no crescimento monetário induz um aumento de 0,53% na taxa de juros nominal do banco central americano. Os autores fizeram alusão deste resultado à gestão *Volcker*.

Estimaram-se novas funções de reação para a especificação básica e para as alternativas, mudando apenas o período de análise¹⁰, com os parâmetros da especificação básica sofrendo uma baixa variação, menos o coeficiente do hiato do produto que passa para 0,56. A inclusão da inflação defasada como variável alternativa na função de reação não foi considerada de grande relevância como nas análises anteriores. Já ao se incluir variável de crescimento monetário, observa-se que o valor do seu coeficiente passa para 0,21 e o coeficiente do hiato de inflação passa para 1,26.

¹⁰ O início do período de 1979:10 para 1982:10.

No grupo de países definidos como E3, os dados também tiveram periodicidade mensal e também se utilizou o GMM. Além disso, utilizou-se o índice de preços ao consumidor para a inflação, o índice de produção industrial como *proxy* para o produto e a taxa de juros no mercado interbancário para a taxa de juros da política monetária. Os instrumentos usados no método de estimação são quase os mesmos para o grupo dos países centrais, menos a inflação defasada e o crescimento monetário que não constam das funções de reação da Alemanha e Japão.

Clarida, Galí e Gertler (1998) decidiram utilizar nas estimações deste grupo E3 um modelo com valores possuindo defasagens de 1, 6, 9 e 12 períodos das variáveis seguintes: hiato do produto, inflação, diferença logarítmica do índice de preços de uma *commodity* mundial, taxa de juros básica alemã e diferença logarítmica da taxa de câmbio real da moeda do país com relação ao câmbio alemão.

Segundo os autores, o Banco Central inglês praticou uma política moderada no que tange ao controle da inflação, isso se explica porque o valor de β é levemente menor à unidade. Contudo, devido ao enorme valor de α (mais de 5,70%), os autores explicam que deve existir algum erro de especificação, porque se estimou a taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo a partir da meta de inflação que no caso da Inglaterra era de 2%. Ao incluir a taxa de juros nominal alemã em sua função de reação como resultado diminui-se os valores dos coeficientes de α e β . Sendo constante a expectativa de inflação e do produto, um incremento de um ponto percentual na taxa de juros da Alemanha produziria uma resposta de aproximadamente 0,60% na taxa de juros da autoridade monetária inglesa. A taxa de câmbio real libra/marco alemão mostrou-se irrelevante na função de reação, com valor baixo apesar de significativo a 5%.

Já para o caso francês, seu coeficiente do hiato de inflação é superior à unidade, evidenciando uma postura de combate à inflação. O resultado mostra que o valor de α é superior a 6%, o que também pode significar erro na especificação, já que foi estimada a taxa de juros de equilíbrio de longo prazo a partir de uma meta de inflação para 2%. Ao se incluir o instrumento da taxa de juros do banco Central da Alemanha para a especificação da função de reação francesa, os valores de α e β são retraídos. E considerando-se constante a expectativa de inflação e do produto, um incremento de um

ponto percentual na taxa de juros alemã induz um aumento de 114 pontos na taxa de juros básica do Banco Central francês.

Ao incluir a relação da taxa de câmbio real franco/marco alemão na função de reação francesa, o valor de α se apresenta como superior ao da especificação básica, dando a entender como um erro na especificação, devido ao alto valor do seu coeficiente, quanto do coeficiente do hiato de inflação.

Já para o caso italiano, o valor de β , se mostrou um pouco abaixo da unidade. Isso explica que a autoridade monetária italiana se mostrou moderada na sua política de combate a inflação.

O valor de α se apresentou alto, isso pode ser explicado devido a erros de especificação no modelo, como nos outros países deste grupo. Este argumento se deve ao alto valor da taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo ser superior a 6% estimada a partir da meta de inflação de 2%. Ao introduzir a política monetária alemã na função de reação italiana, fez com que o valor de α diminuísse um pouco, mas para o valor de β produziu um grande aumento. Sendo constante a expectativa de inflação e do produto, um incremento de um ponto percentual na taxa de juros alemã propicia um incremento de 59 pontos na taxa de juros básica da autoridade monetária italiana. Já a relação da taxa de câmbio real lira/marco alemão ao ser introduzida na função de reação, se mostrou irrelevante.

Mohanty e Klau (2004) propuseram em seu trabalho, verificar o comportamento da autoridade monetária de alguns países emergentes¹¹ de maior destaque. Eles são: África do Sul, Brasil, Chile, Coréia do Sul, Hungria, Índia, México, Peru, Polônia, República Tcheca, Tailândia, Taiwan. Esta tarefa foi realizada através da estimativa das funções de reação desses bancos centrais, considerando a taxa de juros nominal como instrumento da política monetária, objetivando primordialmente avaliar de forma empírica se os bancos dos países emergentes reagem à inflação, ao hiato do produto e à variação da taxa de câmbio real.

¹¹ Na época do estudo os países da Índia e Taiwan não se encontravam sobre o regime de metas de inflação.

Mohanty e Klau (2004) propuseram estimar três funções de reação. A primeira equação, sendo uma função de reação do tipo *backward-looking* que reage à taxa de inflação, ao nível do hiato do produto e à variação da taxa de câmbio. A função posterior também é do tipo *backward-looking* e, reage aos desvios da taxa de inflação e da taxa de câmbio em relação as suas respectivas metas com o intuito de verificar se existe alteração significativa em relação à primeira função. A última função de reação é do tipo *forward-looking*, e usou os seguintes parâmetros deste modelo, sendo eles: a taxa nominal de juros dos períodos anteriores juros, o aumento monetário e seus valores atuais e passados, e valores atuais e passados para o incremento das exportações, das variações da taxa de câmbio e do hiato do produto. Essa função por ser uma versão *forward-looking*, considera que a política monetária tenta antecipar os efeitos ao reagir às expectativas das variáveis tendo uma postura prospectiva. A metodologia utilizada nos dois primeiros modelos foram os mínimos quadrados ordinários (MQO) e a última especificação foi o método dos momentos generalizados (GMM).

A amostra utilizada foi entre 1995-2002 com dados trimestrais e também uma amostra para o período entre 1998-2002 com dados mensais para variáveis esperadas. Além disso, para a amostra trimestral o produto potencial foi calculado através de um filtro HP e a meta de inflação obtida através de uma série de inflação com o mesmo filtro. Já para o período com dados mensais o índice de produção industrial foi utilizado como *proxy* para o produto efetivo, e a meta de inflação anunciada pela autoridade monetária de cada país respectivamente.

Os autores propuseram esta função de reação como sendo o modelo básico:

$$i_t = k + \beta\pi_t + \gamma x_t + \lambda_1 \Delta x_t + \lambda_2 \Delta x_{t-1} + (1 - \phi)i_{t-1} + v_t \quad (23)$$

Onde, β o coeficiente da variação da inflação π_t , γ o coeficiente do hiato do produto x_t , λ_1 e λ_2 são respectivamente o coeficientes de Δx_t e Δx_{t-1} que são variações dos logarítmicos da taxa de câmbio real efetiva, ϕ o grau de inércia da taxa de juros e u_t o choque aleatório.

Segundo os autores, os valores encontrados demonstram que a especificação básica exposta acima explica consideravelmente o comportamento das autoridades monetárias dos países estudados. Em sua maioria os coeficientes apresentam sinais corretos, mas ressaltam alguns problemas de resultados não apresentando boa precisão (Brasil e África do sul), mas ratificam também, que o instrumento de política monetária nos países emergentes é ajustado com uma dinâmica gradual ao invés de imediata, de acordo com os valores dos coeficientes de suavização da taxa de juros nominal, como a maioria dos bancos centrais do mundo.

Os resultados evidenciam que os países analisados se mostraram ativos em sua postura no combate a inflação, já que metade dos valores dos coeficientes de inflação à longo prazo, são superiores a unidade. Os dados ainda revelam que os países da Europa Central apresentam valores inferiores em relação aos outros grupos de países da pesquisa.

Somente alguns países evidenciaram coeficientes do hiato do produto com significância de 5%, contudo os autores explicam que o estimador deste coeficiente pode ser tendencioso, pois há problemas para se chegar a valores apropriados para esta variável. Os valores dos coeficientes de longo prazo para o hiato do produto dos países da América latina (excluindo o Chile) e Europa Central são maiores do que no caso dos países asiáticos. Isso é devido à crise asiática em que a política fiscal forte desses países contribuiu para amenizar uma necessidade de uma política de juros para impactar a hiato do produto. Já os países da América Latina não se utilizaram de uma política fiscal forte, ficando a estabilização do produto praticamente a um maior nível da utilização de juros ressaltam os autores.

No caso dos coeficientes de variação da taxa de câmbio, grande parte demonstrou sinal esperado e significativo estatisticamente. Já para o coeficiente de variação da taxa de câmbio do período anterior, alguns países apresentaram coeficiente positivo, o que mostra uma postura contrária na forma de mudança alteração da taxa de juros, entretanto sem significância a 5%. Mas, alguns países evidenciaram valor negativo e significativo para este coeficiente (Coreia, Índia, México, Peru, Tailândia e África do Sul), indicam um alto grau de persistência de choque na taxa de câmbio. No caso do Chile, os autores afirmam que o a autoridade chilena não reagiu às mudanças na

taxa de câmbio, pois seus resultados para estes coeficientes mostraram sinais invertidos. Para *Mohanty e Klau* (2004) as oscilações da taxa de câmbio é o fator preponderante para a instabilidade da taxa de juros nominal, tendo uma participação maior do que o hiato do produto e o hiato da inflação.

Nesse modelo, o hiato da inflação e da taxa de câmbio do período atual e passado, se relacionam as suas taxas desejadas de longo prazo da seguinte maneira:

$$i_t = \theta_0 + (\beta - 1)(\pi_t - \pi^*) + \gamma x_t + \lambda_1(xr_t - xr_t^*) + \lambda_2(xr_{t-1} - xr_{t-1}^*) + (1 - \phi)i_{t-1} + u_t \quad (24)$$

Os sinais e magnitudes dos parâmetros estimados não mudaram praticamente. Os valores dos coeficientes do hiato da inflação e do produto na maioria dos países sofreu uma redução. Nos coeficientes da taxa de câmbio tanto atual como passada, em sua grande parte apresentaram sinal correto e com significância. Os autores identificaram também o impacto da taxa de câmbio e resposta das autoridades monetárias a esta variável.

No que diz respeito aos coeficientes da taxa de câmbio, corrente e defasada, a maioria deles é significativo e possui sinal correto e ratificam importância dos choques da taxa de câmbio e da resposta das autoridades monetárias a este parâmetro como na especificação básica.

Os resultados obtidos na especificação *forward-looking* confirmam a significância dos resultados obtidos no modelo básico, entretanto há poucos casos de mudanças no valor dos coeficientes além de sinais trocados. Concluindo *Mohanty e Klau* (2004), visto os valores dos coeficientes de inflação de longo prazo maior que a unidade, afirmam que os bancos centrais em sua maioria reagem à inflação, e que a taxa de juros impacta mais a taxa de câmbio que ao hiato do produto e da inflação.

Com base nas evidências empíricas que apresentaram, *Mohanty e Klau* (2004) concluem que os bancos centrais de alguns dos países estudados respondem agressivamente à inflação, conforme pode ser constatado através dos valores do coeficiente de inflação de longo prazo superior à unidade e a maioria dos países

considera a estabilização da taxa de câmbio como um objetivo de política monetária, sendo inclusive a resposta da taxa de juros em relação a essa variável superior à verificada em relação à inflação e ao hiato do produto.

2.2 – O CASO BRASILEIRO

Após a aceitação da Regra de Taylor como uma guia de política monetária, muitos trabalhos apareceram com o intuito de analisar o comportamento do Banco Central e/ou suas ações quando a estabilidade de preços se encontra em risco. Sendo assim, vários autores propuseram uma função de reação para o Banco Central, e com a inclusão de variáveis que acharam significativas e/ou que contribuíssem para um impacto na determinação de juros por pelo menos determinado período de tempo.

Dentre os trabalhos revisados com o intuito de compreender a determinação da taxa de juros por parte das autoridades monetárias nacionais, destacam-se os desenvolvidos por Bogdanski, Tombini e Werlang (2000), Figueiredo e Ferreira (2002), Mendonça (2007), Minella, Freitas, Goldfjan e Muinhos (2002), Modenesi (2008) entre outros.

Bogdanski, Tombini e Werlang (2000) analisaram os primeiros seis meses após a introdução do Regime de Metas de Inflação no Brasil e propuseram um modelo estrutural que, segundo os mesmos, norteia a conduta dos *policymakers* no país. Este modelo incorporava quatro equações:

- I. A curva IS, para identificar/esclarecer como se comporta o lado real da economia brasileira;
- II. A curva de Phillips, para demonstrar o comportamento da inflação no país;
- III. Os autores sugerem também que a autoridade monetária deveria seguir uma regra de conduta a qual o Banco central deveria submeter-se a política econômica preestabelecida.
- IV. E também propõem a introdução de uma equação de paridade da taxa de juros relacionando a diferença entre as taxas de juros nacional e internacional, à taxa esperada de variação cambial (apreciação/depreciação) e ao prêmio de risco, ou seja, uma economia aberta.

A função de reação proposta pelos autores abaixo é.

$$i_t = (1 - \lambda) i_{t-1} + \lambda (\alpha_1 (\pi_t - \pi^*) + \alpha_2 h_t + \alpha_3) \quad (25)$$

Sendo i o logaritmo da taxa de juros; h o logaritmo do hiato do produto; π o logaritmo da inflação; e π^* o logaritmo da meta de inflação. De acordo com os autores, quando $\lambda = 1$, a regra sugerida equivale a uma regra de Taylor padrão; quando λ se encontra no intervalo aberto entre 0 e 1, ela corresponde a uma regra de Taylor com suavização da taxa de juros, α_1 é o coeficiente do hiato da inflação, α_2 é o hiato do produto e α_3 é uma constante da função de reação.

Figueiredo e Ferreira (2002) e Mendonça (2007) propuseram uma função de reação que é correspondente a uma regra de Taylor que visa relacionar o comportamento da taxa de juros fixada pela autoridade monetária, (o Banco Central do Brasil), à inflação dos preços livres e à inflação dos preços administrados, sendo adicionado, ainda, um termo de suavização da taxa de juros a função de reação. Nos dois trabalhos citados acima, a regra estimada foi à mesma, a qual está abaixo exposta:

$$i_t = \alpha_1 + \alpha_2 i_{t-1} + (1 - \alpha_2) [\alpha_3 (liv_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + \alpha_4 (adm_{t-1} - \pi_{t-1}^*)] \quad (26)$$

Sendo i a taxa de juros nominal (Selic); liv a inflação dos preços livres acumulada nos últimos 12 meses; adm a inflação dos preços administrados acumulada nos últimos 12 meses e π^* a meta de inflação para os últimos 12 meses.

Os autores Figueiredo e Ferreira (2002) se utilizaram de observações mensais para o período do mês de abril de 1999 ao mês de setembro de 2002 para estimar a função de reação exposta acima.

Entretanto o autor Mendonça (2007) se utilizou de observações mensais para os respectivos períodos do mês julho de 1999 ao mês de novembro de 2004. Os resultados encontrados nos dois acima citados trabalhos ratificam a hipótese de que existe um forte componente inercial da taxa de juros na função de reação do Banco Central brasileiro. A

taxa de juros defasada apresentou um coeficiente bastante alto e significativo para os dois trabalhos, sendo que para Figueiredo e Ferreira (2002), o valor encontrado foi igual a 0.757, enquanto que em Mendonça (2007) o mesmo coeficiente foi da ordem de 0.859.

Os resultados encontrados mostram que o Banco Central do Brasil é mais efetivo em combater a inflação dos preços livres à inflação dos preços administrados ($\alpha_3 > \alpha_4$), já que segundo o autor os preços administrados são insensíveis às condições de oferta e demanda e, portanto, a taxa de juros, já que são determinados por contrato ou algum órgão público e com isso, a autoridade monetária, tenta evitar a propagação da inflação dos preços administrados e não combatê-la diretamente. A constante α_1 apresenta um valor alto, o que contribui para a elevação da taxa de juros na função de reação ter uma elevação. Mendonça (2007) conclui que a taxa de juros praticada no Brasil é altamente excessiva.

Os autores Favero e Giavazzi (2002) em seu trabalho decidiram estimar uma função de reação do tipo *forward-looking* dada pela seguinte equação:

$$y_{t,t+1} = \rho y_{t-1,t} + (1 - \rho)(\beta_0 + \beta_1(\pi_{t,t+12}^e - \pi_t^*)) + u_t \quad (27)$$

Onde $y_{t,t+1}$ é a taxa de juros, ρ é o coeficiente da taxa de juros¹² do período anterior, $\pi_{t,t+12}^e$ é chamado de expectativa de inflação, π_t^* a meta de inflação e β_0 e β_1 são coeficientes, e u_t o choque aleatório.

Os dados que foram utilizados para esta pesquisa, foram retirados da publicação do relatório Focus e que foi divulgado pelo banco central brasileiro. O período compreendido foi de fevereiro de 1999 a março de 2002.

Os resultados encontrados foram:

¹² O termo α_1 além de ser conhecido como coeficiente de sensibilidade também em outros trabalhos são chamados de termos autoregressivos.

$y_{t,t+1} = 0.79y_{t-1,t} + (1 - 0.79)(17.16 + 1.78(\pi_{t,t+12}^e - \pi_t^*)) + u_t$, para dados mensais e, a função abaixo para dados diários.

$$y_{t,t+1} = 0.99y_{t-1,t} + (1 - 0.99)(17.27 + 1.99(\pi_{t,t+12}^e - \pi_t^*)) + u_t$$

Os autores Minella, Freitas, Goldfjan e Muinhos (2002) estimaram uma regra de política monetária do tipo *forward-looking* para o caso brasileiro que relaciona a taxa de juros à inflação esperada e ao hiato do produto, incluindo também a existência de um termo de suavização para a taxa de juros.

Os autores Minella, Freitas, Goldfjan e Muinhos (2002) se utilizaram de observações mensais para o período entre o mês de julho de 1999 e o mês de junho de 2002. A regra estimada encontra-se abaixo transcrita:

$$i_t = \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_4 i_{t-2} + (1 - \alpha_1 - \alpha_4) [\alpha_0 + \alpha_2 y_{t-1} + \alpha_3 (E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*)] \quad (28)$$

Sendo i_t a taxa de juros; y_t o hiato do produto; $E_t \pi_{t+j}$ corresponde à expectativa de inflação e π_{t+j}^* à meta de inflação, ambas se referindo a algum período no futuro.

Os resultados encontrados pelos autores evidenciam um enorme grau de suavização para a taxa de juros, já que somando os coeficientes ($\alpha_1 + \alpha_4$) para as duas defasagens da taxa de juros foi elevado, da ordem de 0.84. O coeficiente da variável hiato do produto mostrou-se não significativo quando os autores empregaram as expectativas de mercado para medir as expectativas de inflação, ao passo que apresentou o sinal errado quando as expectativas de inflação foram medidas através das informações divulgadas pelo Banco Central do Brasil no Relatório de Inflação.

Minella, Freitas, Goldfjan e Muinhos (2002) também incluíram no teste a taxa de câmbio no modelo, mas o coeficiente estimado mostrou-se não significativo. Além disso, o coeficiente estimado relacionado à variável expectativa de inflação foi maior do que 1 e, evidenciou-se significativamente diferente de zero. Então assim, o modelo estimado leva à conclusão de que o Banco Central do Brasil reage agressivamente às expectativas de inflação, conduzindo a política monetária na maneira *forward-looking*.

Por sua vez, Modenesi (2008) utilizou-se de uma amostra que continham dados mensais inerentes ao período compreendido entre o mês de janeiro de 2002 ao mês de dezembro de 2007 e expôs estimativas para a seguinte função de reação referente ao Banco Central do Brasil:

$$i_t = \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + (1 - \alpha_1 - \alpha_2) [\alpha_3 + \alpha_4 Dliv_t + \alpha_5 Dadm_t + \alpha_6 Dind_{t-1}] \quad (29)$$

Em que i_t é a taxa Selic anualizada no mês t , i_{t-1} é a taxa de juros no período com uma defasagem e i_{t-2} é a taxa de juros no período com duas defasagens, α_1 é a sensibilidade da taxa de juros do período anterior e α_2 é a sensibilidade a taxa de juros do período de duas defasagens.

Somando-se a função de reação acima $Dliv_t = liv_{t-1} - \pi_{t-1}^*$; $Dadm_t = adm_{t-1} - \pi_{t-1}^*$; $Dind_t = ind_{t-1} - ind_{t-1}^*$; liv_{t-1} é a inflação livre acumulada nos últimos 12 meses; adm_{t-1} é a inflação administrada acumulada nos últimos 12 meses; π_{t-1}^* é a meta de inflação para os últimos 12 meses; ind_{t-1} é a taxa de variação da produção industrial no mês t ; e ind_{t-1}^* é a taxa de variação da produção industrial potencial no mês t .

As estimativas obtidas ratificam a explicação do autor que existe um forte componente de suavização na taxa de juros brasileiras (SELIC), que se segue à implantação do Regime de Metas de Inflação, já que a soma dos coeficientes dos dois termos auto-regressivos incluídos no modelo ($\alpha_1 + \alpha_2$) foi de 0.92, o que para o autor é um gradualismo exacerbado.

O coeficiente da variável relativa ao hiato do produto incluída no modelo mostrou-se estatisticamente significativo e com sinal esperado; entretanto, o mesmo apresentou valor baixo, o que evidencia que as autoridades monetárias nacionais reagem parcimoniosamente frente a mudanças no lado real da economia. As estimativas mostram, ainda, que o Banco Central do Brasil reage mais à inflação livre ($\alpha_4 = 0.54$) do que à inflação administrada ($\alpha_5 = 0.39$). O autor obteve uma estimativa para a

constante incluída no modelo bastante elevada, o que indica um viés de alta na taxa de juros.

O trabalho de Policano (2006) decide analisar o nível de sensibilidade da política monetária a partir da estimativa de uma função de reação para o Banco Central do Brasil em que as preferências dos *policymakers* e o conjunto de informações disponíveis à autoridade monetária ao andamento da atividade econômica, podem acarretar variações ao longo do tempo. Policano encontra resultados que evidenciam diferentes estilos de comportamento da política monetária. Na época das bandas cambiais e do câmbio fixo, antes da implantação do câmbio flutuante, a taxa de juros respondia mais agressivamente ao produto e às reservas cambiais. Após a implantação do regime de metas de inflação a política monetária passou a dar maior destaque aos desvios da meta de inflação em relação a expectativas.

Correia e Amaral (2008) em seu artigo decidem analisar empiricamente a função de reação do Banco Central com base em uma Regra de Taylor utilizando um modelo VAR¹³. Os autores decidiram identificar uma relação de causalidade entre as variáveis relevantes para determinar a taxa de juros de curto prazo. Sendo as variáveis a taxa SELIC, a taxa de câmbio, a taxa da capacidade produtiva, a expectativa de inflação para os próximos 12 meses, os preços livres, os preços administrados e a relação dívida/PIB. As amostras utilizadas foram do período do mês de julho de 2001 ao mês de dezembro de 2007.

Correia e Amaral¹⁴ (2008) chegam às seguintes conclusões: Com os resultados encontrados pode-se concluir que a resposta do Banco Central, via Regra de Taylor, é explicada diretamente pelas variáveis: nível de utilização da capacidade produtiva e expectativas para a inflação dos próximos 12 meses, medida pelo IPCA. Entretanto ressaltam os autores, que existe um mecanismo de causalidade indireta em que a taxa de câmbio causa fortemente as expectativas de inflação e, assim, mesmo que indiretamente, influencia na determinação da taxa SELIC.

¹³ Vetores Auto-Regressivos. Ver Enders, (1995) e Pindyck e Rubinfeld (1991).

¹⁴ Para ver os resultados, consultar o trabalho dos autores.

Os resultados demonstram que no regime de metas de inflação o banco central deve-se preocupar somente com o controle do nível de preços, já que a taxa de câmbio é flexível, conforme prediz a literatura. Assim, a taxa de câmbio ajusta-se de forma a manter um equilíbrio entre a demanda e oferta por moeda estrangeira, e ainda exercendo expressivo impacto sobre as expectativas de inflação. Como esta última variável causa a taxa de juros, somando-se ao fato de que a taxa cambial influencia os preços administrados e, indiretamente – via nível de utilização da capacidade - também exerce impacto sobre a SELIC, conclui-se que a estabilidade de preços depende fortemente da taxa de câmbio, explicam os autores.

Correia e Amaral (2008) ao analisar os modelos 1 e 2 em seu trabalho, constatam que no segundo não existe nenhuma causalidade dos preços livres sobre as demais variáveis, o que demonstra que os mesmos não são significativos para explicar o processo de determinação da taxa SELIC, mas, no primeiro modelo, observa-se que a inflação relevante para a determinação da Regra de Taylor é dos preços administrados, que estão condicionados pela taxa de câmbio, já que são atrelados ao IGPM. Estes, ao causarem o nível de utilização, influenciam a taxa de juros fixada pela autoridade monetária, mecanismo este que também ocorre em sentido inverso afirmam os autores.

Correia e Amaral (2008) ressaltaram ainda a necessidade de controle de capitais com o objetivo de diminuir a volatilidade cambial e que o processo da determinação da taxa de juros no Brasil expõe o fato de que a taxa de juros é altamente influenciada pelas variações cambiais. Dessa forma, as demasiadas variações da taxa de câmbio, ao causarem impactos sobre o nível de utilização da capacidade, estão respondendo primordialmente a uma inflação de custos. Concluindo, os autores ainda propõe em seu trabalho a adoção do IPCA Núcleo como referência para a meta.

Segundo Brito e Sbardellati (2012) propuseram a seguinte função de reação para verificar o impacto que o câmbio induz para a economia brasileira:

$$i_t = \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + \alpha_3 (y_{t-3} - y^*) + \alpha_4 (\pi_t - \pi^*) + \alpha_5 \Delta e_{t-1} \quad (30)$$

As variáveis desta especificação da regra de Taylor são:

i_t = Taxa Selic efetiva anualizada no mês t (Selic);

$(y_{t-3} - y^*)$ = Desvio do produto em relação ao seu potencial, ou hiato do produto;

$(\pi_t - \pi^*)$ = Desvio da expectativa da taxa de inflação em relação à meta inflacionária (desvipcaex);

Δe_{t-1} = Variação da taxa de câmbio nominal;

Os autores se utilizaram 113 observações mensais, da economia nacional do período 05/2002 a 10/2011. Os dados foram retirados no site do Banco Central do Brasil sendo as seguintes variáveis: a taxa Selic, a taxa câmbio nominal, as metas de inflação e expectativas do índice de preços (IPCA). A informação sobre os índices de produção industrial dessazonalizados, foram retirados no site do IPEADATA. As taxas de variação foram calculadas pelos autores.

O trabalho se utilizou da série de expectativas do índice de preços (IPCA), já que segundo os autores, o Banco Central do Brasil leva em consideração as expectativas de inflação que foi divulgada pelo relatório Focus. Para o produto da economia, utilizou-se a taxa de variação da produção industrial da indústria geral, como *proxy*. Os autores estimaram a taxa de variação da produção industrial potencial usando o filtro *Hodrick-Prescott (HP)*.

Os resultados demonstram a presença de uma forte inércia da taxa de juros foi verificada pelos elevados valores dos parâmetros dos componentes autoregressivos. Revelam também que o Banco Central brasileiro é mais incisivo no controle a desvios da inflação (IPCA) em relação à inflação desejada para o período, do que ao desvio do produto efetivo em relação ao produto potencial (desvipcaex $0.1 > 0.06$ hiatoy).

Em relação ao câmbio na determinação da taxa Selic, que foi corroborado pelo modelo, devido à significância do parâmetro referente à variação do câmbio nominal defasado em um período (0.021). Segundo explicam os autores, é possível a depreciação cambial constatada pelos resultados provoca uma elevação da taxa de juros, já que a depreciação cambial eleva o custo dos insumos e mercadorias importadas, impactando

nos índices de preços no mercado interno, que acarretaria em uma elevação da taxa Selic para conter a inflação.

Finalizando Brito e Sbardellati (2012), afirmam que a taxa de juros alta induz capital externo o que acaba acarretando a apreciação cambial. Logo um câmbio valorizado, reduz a competitividade das exportações e da produção interna frente aos produtos importados, desestimulando a produção interna e afetando o crescimento econômico. Devido a isso o câmbio é tratado por muitos economistas como um importante canal de transmissão da política monetária.

Holland (2005) se propôs a estimar uma função de reação com o intuito de constatar, se as autoridades monetárias respondem a choques da taxa de câmbio e se os mesmos utilizam a taxa de juros de curto prazo para diminuir/controlar a instabilidade do câmbio. O período estudado foi de julho de 1999 a janeiro de 2005, o que coincide com o sistema de metas em funcionamento, isto significa câmbio flutuante.

A conclusão do autor é que a autoridade monetária brasileira vem exercendo uma postura responsável no que tange ao combate da inflação, esta afirmação se comprova através dos resultados obtidos, com os valores dos coeficientes de inflação superiores a unidade e significativos. Quanto aos coeficientes do hiato do produto, que se apresentaram negativos e contradizem a teoria econômica. Para Holland, isso se explica devido à crise de energia que aconteceu no período analisado.

Já para os valores dos coeficientes da depreciação do câmbio real não se mostraram significativos estatisticamente. Esse resultado, segundo o autor, evidencia que a autoridade monetária brasileira não responde à depreciação na taxa de câmbio real.

E concluindo, Holland introduziu na função de reação, a taxa básica de juros americana, e a taxa de inflação americana, para analisar se impactavam a política monetária brasileira, ou seja, se essas variáveis diminuam a abrangência da política monetária nacional. Os resultados obtidos evidenciaram-se irrelevantes e não significativos.

CAPÍTULO 3 – IMPLEMENTAÇÃO EMPÍRICA PARA O BRASIL

3.1 - ELEMENTOS DA TEORIA DAS SÉRIES TEMPORAIS

Toda variável aleatória possui um comportamento de longo prazo chamado de processo estocástico. Quando esse processo é delimitado em um determinado período no tempo, tem-se o que é conhecido como estudo de uma amostra ou estudo de uma realização particular de um processo estocástico. Essa realização recebe o nome de série temporal, e a partir da observação do comportamento da variável durante determinado período no tempo pretende-se inferir características do processo aleatório que caracteriza o comportamento dessa variável em todos os períodos de tempo.

Os modelos econômicos estabelecem relações entre diferentes séries temporais, assim, uma importante questão é a utilização de técnicas estatísticas que permitam estimar modelos teóricos, ou seja, estimar o valor dos parâmetros que façam a mediação entre as séries temporais. Porém a utilização dessas técnicas exige certas características da série, sem as quais os resultados obtidos levariam a conclusões equivocadas. A principal característica que permite aplicar corretamente as técnicas estatísticas e produzir resultados confiáveis é a estacionaridade de uma série temporal. A partir da constatação da estacionaridade é possível inferir sobre o processo estocástico de uma variável a partir do comportamento de uma realização particular. Uma série estacionária possui as seguintes características:

$$E(Y_t) = E(Y_{t-s}) = \mu \quad (31)$$

$$Var(Y_t) = var(Y_{t-s}) = \sigma^2 \quad (32)$$

$$Cov(Y_t, Y_{t-s}) = Cov(Y_{t-j}, Y_{t-j-s}) = \gamma_s \quad \forall k \quad (33)$$

Onde $E(Y_t)$, $Var(Y_t)$ e $Cov(Y_t, Y_{t-s})$ são a esperança, a variância e a covariância, respectivamente. Dessa forma, conforme as equações (31), (32) e (33), para que uma série temporal seja estacionária é necessário que a sua média e variância sejam constantes e covariância entre os valores defasados dependa apenas da defasagem entre

eles. As duas primeiras condições implicam que em qualquer subintervalo da série, escolhido aleatoriamente, a média e a variância desse subintervalo deve ser constante. A última condição, $Cov(Y_t, Y_{t-s}) = \gamma_s$, garante que as defasagens (γ_s) são estáveis ao longo do tempo, permitindo uma previsão confiável dos valores futuros da série.

3.2 – TESTE DICKEY-FULLER

O teste mais conhecido de raiz unitária, ou seja, de estacionaridade de uma série temporal é o de Dickey-Fuller. Nesse teste a hipótese nula (H_0) supõe a existência de raiz unitária, ou seja, a série não é estacionária. A hipótese alternativa (H_1) supõe a não existência de raiz unitária e, portanto a estacionaridade da série. O Teste consiste em fazer a primeira diferença do processo e verificar se há raiz unitária, como mostrado a seguir. Seja o processo dado por:

$$Y_t = \alpha Y_{t-1} + e_t \quad (34)$$

$$H_0: \delta = 0 \text{ e } H_1: \delta < 0 \quad (35)$$

$$Y_t - Y_{t-1} = \alpha Y_{t-1} - Y_{t-1} + e_t \quad (36)$$

$$\Delta Y_t = (\alpha - 1)Y_{t-1} + e_t \quad (37)$$

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + e_t \quad (38)$$

Onde Δ denota o operador de diferença, $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ e $\delta = \alpha - 1$. Se H_0 não for rejeitado, então a série possui raiz unitária (não é estacionária) e $\alpha = 1$. Caso contrário, quando se rejeita H_0 então a série não possui raiz unitária (é estacionária) $\alpha < 1$.

O teste Dickey-Fuller simples parte do pressuposto de que (e_t) é ruído branco e por esse motivo utiliza-se com maior frequência o teste Dickey-Fuller Aumentado

(ADF) que relaxa essa hipótese e considera a hipótese do termo do erro ser autocorrelacionado. Ao relaxar essa a regressão utilizada para a realização do teste deve ser modificada de forma a incluir termos defasados em 1ª diferença a fim de se obter ruído branco para o termo do erro. As hipóteses nula e alternativa assim como a distribuição são iguais ao teste Dickey-Fuller simples. A equação estimada passa a ser:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m X_i \Delta Y_{t-i+1} + e_t \quad (39)$$

Denotando $\sum_{i=1}^m$ como o somatório de todos os elementos i , de 1 até m , $\Delta Y_{t-i+1} = Y_{t-i+1} - Y_{t-i}$ o termo e_t é o ruído branco e o coeficiente, β_1 é o intercepto que é optativo ao modelo.

3.3 – COINTEGRAÇÃO

A utilização de séries não estacionárias numa regressão pode gerar regressões espúrias. No entanto, pode ocorrer que duas séries não estacionárias combinadas deem origem a uma série estacionária. Mais especificamente, seguindo Enders (2004, p.321), diz-se que duas variáveis são cointegradas quando possuem trajetórias com alguma relação, ou seja, quando há um equilíbrio de longo prazo entre essas variáveis. A condição para que essas séries temporais $(X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{nt})$ apresentem equilíbrio de longo prazo é de que exista combinação linear entre elas:

$$\beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_n X_{nt} = 0 \quad (40)$$

Onde β e X_t denotam os vetores $(\beta_{1t}, \beta_{2t}, \dots, \beta_{nt})$ e $(X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{nt})$, respectivamente, e o sistema estará em equilíbrio de longo prazo quando $\beta X_t = 0$ e assim o desvio do equilíbrio de longo prazo (e_t) será:

$$\beta X_t = \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_n X_{nt} = e_t \quad (41)$$

Caso e_t seja estacionário, então a equação (41) é denominada de equação cointegrante, e o vetor β é chamado de vetor de cointegração, Enders (2004, pg. 322).

Os componentes do vetor $X_t = (X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{nt})$ são cointegrados de ordem d, b denotados por $X_t \sim CI(d, b)$ se:

- Todos os componentes de X_t são integrados de ordem d ;
- Se existe um vetor $\beta = (\beta_{1t}, \beta_{2t}, \dots, \beta_{nt})$ de forma que a combinação linear $\beta X_t = \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_n X_{nt}$ é integrada de ordem $(d-b)$ onde $b > 0$.

Alguns pontos sobre a definição merecem destaque:

- cointegração refere-se a uma combinação linear de variáveis não estacionárias;
- na definição original de Engle-Granger (1987), cointegração refere-se a variáveis integradas de mesma ordem;
- se X_t tem n componentes não estacionários poderá haver $n-1$ vetores de cointegração linearmente independentes;
- variáveis $I(2)$ ¹⁵ podem ser cointegradas $CI(2,1)$ e então existe uma combinação linear que é $I(1)$.

Com relação ao teste de cointegração, dois testes são muito utilizados. O teste de Engle-Granger que basicamente consiste em verificar se o resíduo de uma regressão composta de variáveis não estacionárias é estacionário. Outro é o teste de Johansen (1991), que foi utilizado neste trabalho, e serve para identificar se as variáveis possuem pelo menos uma relação de equilíbrio no longo prazo.

3.4 – MODELO DE VETORES AUTO REGRESSIVOS¹⁶ (VAR) E MODELO DE VETOR DE CORREÇÃO DE ERROS (VEC)

Após a apresentação dos conceitos de estacionaridade de uma série e cointegração entre duas variáveis, a definição do modelo VAR pode ser realizada. Se

¹⁵ Variáveis não estacionárias são ditas $I(1)$ ou $I(2)$ quando necessitarem de uma ou duas diferenciações, respectivamente, para se tornarem estacionárias. No caso de uma variável estacionária ela é $I(0)$.

¹⁶ Termo vetorial se refere a possibilidade de que as equações que compõe o sistema podem ser expressas numa única equação a qual todos os parâmetros e variáveis são vetores.

duas variáveis são estacionárias as relações entre elas podem ser representadas pelo modelo VAR. A modelagem VAR é utilizada na previsão de sistemas de equações em séries temporais inter-relacionadas, analisando o impacto que os distúrbios aleatórios têm sobre o sistema de variáveis.

O objetivo do VAR é encontrar inter-relações entre as variáveis no longo prazo. No lado direito das equações do sistema aparecem todas as variáveis do modelo defasadas. Sendo variáveis predeterminadas, e, portanto não são correlacionadas com os choques. Normalmente nos modelos VAR as mesmas variáveis aparecem no lado direito de todas as equações, portanto, a estimação pode ser feita pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários. Após a obtenção dos parâmetros, normalmente são feitos os testes de causalidade de Granger e posteriormente são apresentadas a função impulso-resposta e a decomposição da variância, permitindo de forma sistemática a análise das inter-relações entre as variáveis. O teste de causalidade de Granger verifica se os valores defasados das variáveis que se encontram no lado direito de cada equação, exclusive as defasagens da variável dependente, contribuem significativamente para explicar a variável dependente.

A função impulso-resposta mostra como as variáveis se comportam quando algum dos resíduos sofre modificações em seu valor. Mostra como as funções se comportam na presença de choques exógenos. Em sistemas convergentes é possível verificar, a partir da função impulso-resposta, quantas defasagens temporais serão necessárias para a variável retornar à sua trajetória original.

A decomposição da variância tem como objetivo explicitar a importância de cada variável do modelo na variância dos resíduos das demais variáveis, permitindo identificar as relações de causalidade existentes dentro do modelo. Essa técnica auxilia na identificação de uma variável exógena dentro do modelo, pois caso um choque exógeno no resíduo de alguma variável não explique nenhuma parcela da variância dos demais resíduos, então, pode-se concluir que essa variável é exógena dentro do modelo.

Feita as considerações iniciais, a partir desse momento serão apresentados as equações do modelo VAR de 1ª ordem¹⁷. O sistema de equações que representa o modelo VAR pode ser descritas como:

$$Y_t = b_{10} - b_{12}Z_t + \gamma_{11}Y_{t-1} + \gamma_{12}Z_{t-1} + \varepsilon_{Yt} \quad (42)$$

$$Z_t = b_{20} - b_{21}Y_t + \gamma_{21}Y_{t-1} + \gamma_{22}Z_{t-1} + \varepsilon_{Zt} \quad (43)$$

Onde Y_t e Z_t são as variáveis no período presente, Y_{t-1} e Z_{t-1} são as variáveis defasadas por um período, ε_{Yt} e ε_{Zt} são os termos dos erros considerados ruídos brancos. As equações (42) e (43) representam um VAR de 1ª ordem e são chamadas de sistema primitivo ou VAR estrutural. Como pode ser visto as defasagens temporais (Z_{t-1} e Y_{t-1}) afetam o comportamento presente das variáveis presentes (Y_t e Z_t).

Porém o VAR não pode ser estimado conforme as equações acima, pois Y_t é correlacionado com ε_{Yt} e Z_t correlacionado com ε_{Zt} , violando uma hipótese do modelo, portanto, é necessário reescrever o modelo. Reescrevendo:

$$X_t = A_0 + A_1X_{t-1} + e_t \quad (44)$$

Onde X_t representa o vetor dos coeficientes Y_t e Z_t . A_0 representa o vetor dos coeficientes b_{ij} das equações (42) e (43), A_1 é a matriz dos coeficientes γ e e_t é o vetor dos choques ε_t . Denota-se a_{i0} como elemento i do vetor A_0 , a_{ij} como elemento na linha i e coluna j da matriz A_1 e e_{ij} como elemento i do vetor e_t . A equação (44) na forma equivalente é:

$$Y_t = a_{10} + a_{11}Y_{t-1} + a_{12}Z_{t-1} + e_{1t} \quad (45)$$

$$Z_t = a_{20} + a_{21}Y_{t-1} + a_{22}Z_{t-1} + e_{2t} \quad (46)$$

¹⁷ VAR de 1ª ordem é o modelo cujas variáveis que compõe seu sistema de equações estão defasadas em apenas 1 período.

As equações (45) e (46) são chamadas de VAR na forma reduzida. Os termos e_{1t} e e_{2t} são compostos por ε_{Yt} e ε_{Zt} , ou seja, são compostos por choques definidos como ruído branco. Dessa forma e_{1t} e e_{2t} terão média zero, variância constante e independente do tempo e serão não correlacionados com o tempo:

$$E(e_{1t}) = 0 \text{ e } E(e_{2t}) = 0 \quad (47)$$

$$\sigma^2(e_{1t}) = \frac{\sigma_Y^2 + b_{12}^2 \sigma_Z^2}{(1 - b_{12} b_{21})^2} \text{ e } \sigma^2(e_{2t}) = \frac{\sigma_Z^2 + b_{21}^2 \sigma_Y^2}{(1 - b_{12} b_{21})^2} \quad (48)$$

$$COR(e_{1t}, e_{1t-i}) = 0 \text{ e } COR(e_{2t}, e_{2t-i}) = 0 \quad \forall i \neq 0 \quad (49)$$

Onde $E(e_{1t})$ e $E(e_{2t})$ são as esperanças de e_{1t} e e_{2t} , respectivamente; $\sigma^2(e_{1t})$ e $\sigma^2(e_{2t})$ são as variâncias de e_{1t} e e_{2t} , respectivamente, $COR(e_{1t}, e_{1t-i})$ é a correlação entre e_{1t} e e_{1t-i} , $COR(e_{2t}, e_{2t-i})$ é a correlação entre e_{2t} e e_{2t-i} . Apesar de e_{1t} e e_{2t} serem não correlacionados em relação ao tempo, são correlacionados entre si, e sua covariância (COV) será:

$$COV(e_{1t}, e_{2t}) = \frac{-(b_{21} \sigma_Y^2 + b_{12} \sigma_Z^2)}{(1 - b_{12} b_{21})^2} \quad (50)$$

Onde $COV(e_{1t}, e_{2t})$ é a covariância entre e_{1t} e e_{2t} . Em geral o valor da covariância não será zero de modo que os dois choques serão correlacionados um com o outro. A correlação entre e_{1t} e e_{2t} é importante, pois garante a legitimidade da função impulso-resposta a respeito do comportamento das variáveis a partir do choque em algum dos resíduos das equações. Esse efeito “contemporâneo cruzado” é determinado pelo coeficiente de correlação residual. No caso especial, quando $b_{12} = b_{21} = 0$ os choques não serão autocorrelacionados, em outras palavras, não haverá efeitos no período presente de Y_t em Z_t e de Z_t em Y_t .

As condições de estabilidade do VAR requer que as raízes do polinômio característico caiam fora do círculo unitário. Se mantida essa condição, então o modelo será estacionário em covariância. (ENDERS, 2004, p.264).

A estimação do modelo VAR, conforme descrito acima, somente pode ser feita se as variáveis são estacionárias. Nestas situações, se as variáveis forem cointegradas, deve ser utilizado o modelo Vetor de Correção de Erros (VEC).

Conforme Oliveira (2002, p.65) o Modelo de Correções de Erros especifica equações que incorporam o fato de que a(s) variável(is) se ajustará(ão) aos desvios de sua trajetória no longo prazo. Como as variáveis do modelo possuem uma trajetória de longo prazo comum, então quando as variáveis se afastarem da trajetória comum elas sofrerem ajustes em seus valores. Tal ajuste se torna um importante mecanismo do modelo, para explicar a trajetória das variáveis, e deve ser especificado nas equações que compõe o modelo com séries temporais cointegradas.

Assim no Modelo de Correção de Erros, o comportamento de uma variável é explicada pelos valores defasados das outras variáveis endógenas bem como pelas suas próprias defasagens. Dessa forma todo modelo VAR que é estimado a partir de variáveis cointegradas e que incorpora um componente de correção de erros, denomina-se VEC (OLIVEIRA, 2002, p.66).

3.5 – BASE DE DADOS

As variáveis utilizadas nos modelos propostos para este capítulo são: a taxa de juros Selic efetiva (I), a inflação acumulada em 12 meses (P), a expectativa de inflação com um horizonte de 12 meses (EXP_P), o índice de produção da indústria geral brasileira dessazonalizada (Y), e a taxa de câmbio nominal do Real frente ao dólar norte-americano (E). As fontes utilizadas na obtenção dos dados das variáveis acima foram o Banco Central do Brasil para a taxa de juros Selic efetiva, a inflação acumulada 12 meses à frente e para a expectativa de inflação. Para o nível da produção da indústria geral e a taxa de câmbio nominal se utilizou o IPEADATA. As séries foram coletadas para o período de Janeiro de 2005 a Julho de 2012. Este período foi adotado porque é justamente a partir de 2005 que o Brasil iniciou o maior período de estabilidade de sua

meta de inflação pelo IPCA (em 4,5%), vigente até o presente momento. Neste caso, ao restringir a amostra temporal para esse período, evitam-se problemas metodológicos referentes à quebra estrutural e que emergem com as mudanças de valores para a meta de inflação, tais como os abordados em Minela et. al. (2002).

Os Gráficos de 1 a 5 abaixo mostram os comportamentos das variáveis e suas trajetórias ao longo do período estudado.

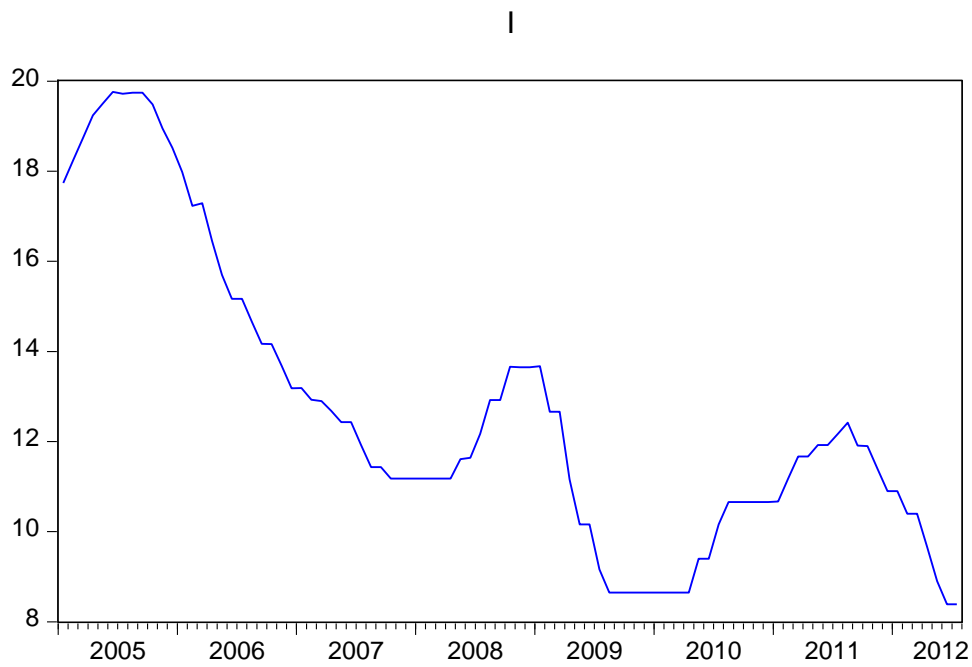


Gráfico 1: taxa de juros SELIC entre JAN/2005 1986 a JUN/2012
Fonte: Elaboração própria (2013).

EXP_P

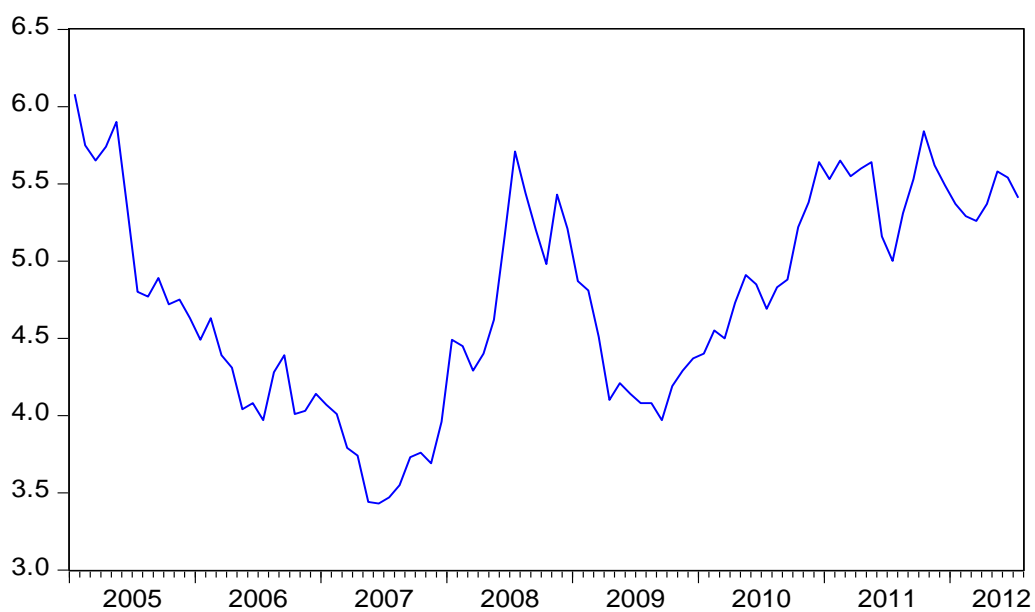


Gráfico 2: Taxa da expectativa da inflação com um horizonte de 12 meses a frente entre JAN/2005 a JUN/2012
Fonte: Elaboração própria (2013).

P

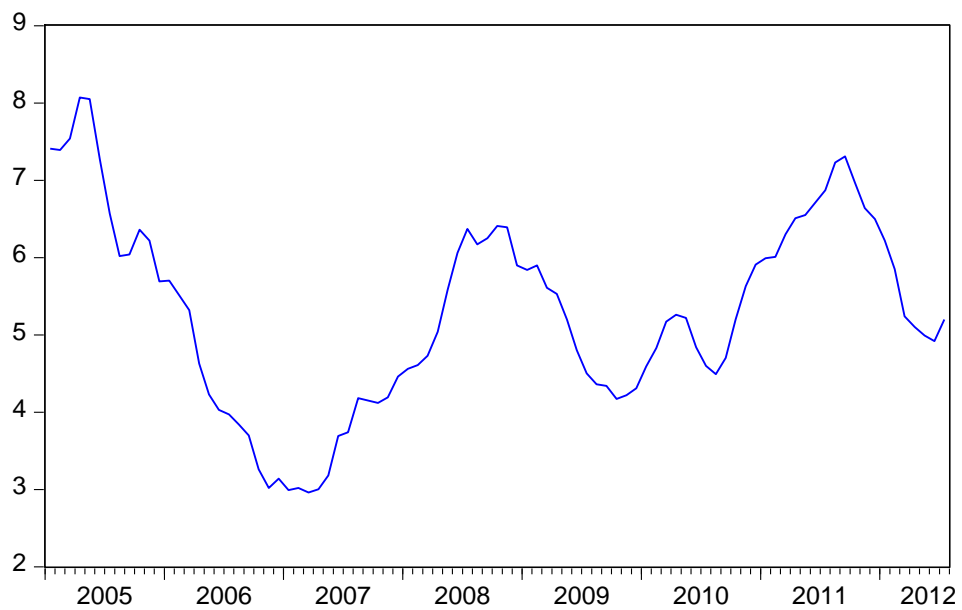


Gráfico 3: Taxa da inflação acumulada em 12 meses entre JAN/2005 a JUN/2012
Fonte: Elaboração própria (2013).

Y

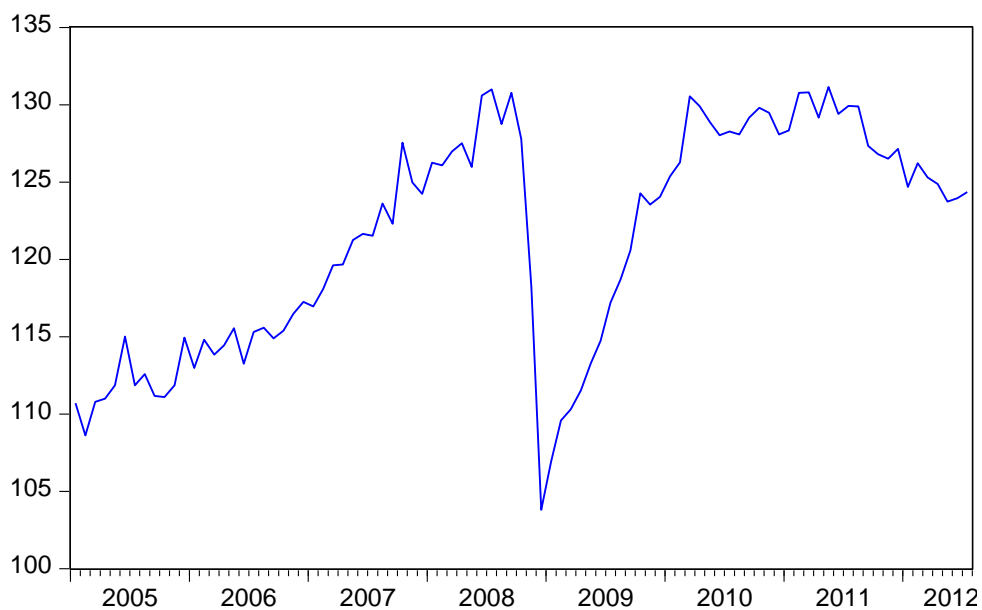


Gráfico 4: Comportamento da variável do hiato do produto entre JAN/2005 a JUN/2012
Fonte: Elaboração própria (2013).

E

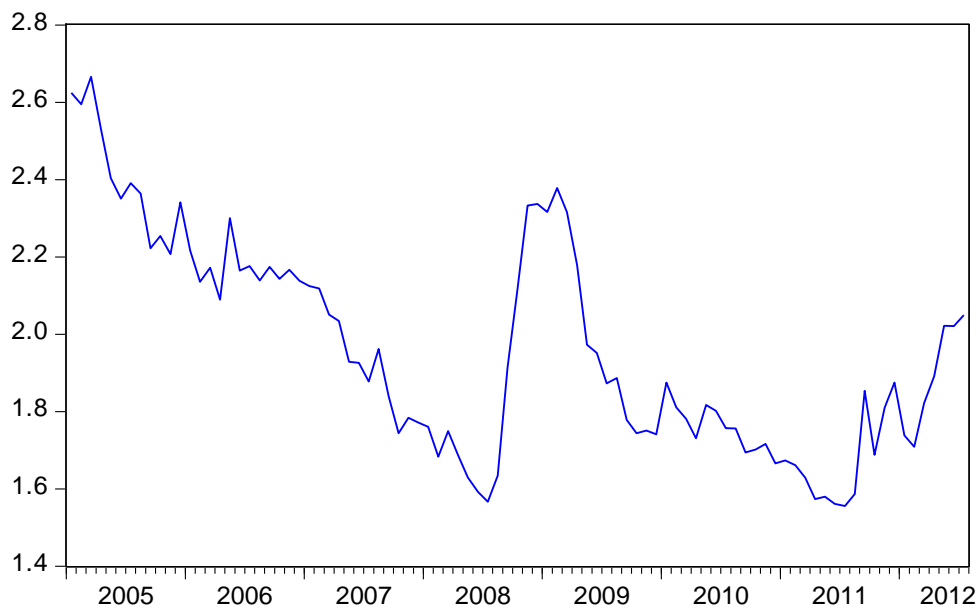


Gráfico 5: Variação da taxa de câmbio nominal entre JAN/2005 a JUN/2012
Fonte: Elaboração própria (2013).

3.6 – RESULTADOS

3.6.1 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

Conforme mostra a Tabela 1, a variável que apresentou maior oscilação ou desvio-padrão no período foi a variável Y, muito provavelmente como resultado da forte queda da produção industrial brasileira no ano de 2009 face aos efeitos da crise financeira mundial. No sentido contrário, a taxa de câmbio nominal apresentou o menor nível de volatilidade, com desvio-padrão de quase 0,28. Outro ponto importante é que tanto a inflação observada (P) quanto a expectativa de inflação (EXP_P) apresentaram média e mediana superiores à meta de inflação (4,5%), o que indica um período de inflação persistente e elevada.

TABELA 1 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

	I	E	P	EXP_P	Y
Média	12,66516	1,960621	5,286374	4,74451	121,353
Mediana	11,9	1,8864	5,22	4,73	123,74
Máximo	19,76	2,6662	8,07	6,08	131,15
Mínimo	8,39	1,5555	2,96	3,43	103,81
Desvio Padrão	3,257557	0,279273	1,249887	0,67999	7,24095
Observações	91	91	91	91	91

Fonte: Elaboração própria.

A Tabela 2, por sua vez, traz a correlação simples entre as séries temporais, tomadas em pares isolados. Verifica-se que a taxa Selic possui correlação significativa estatisticamente e consistente com o previsto pela literatura teórica face à taxa de inflação observada (P) e à taxa de câmbio (E). Por outro lado, a correlação negativa frente à produção industrial tem significância estatística, porém está em desacordo com o previsto pela Regra de Taylor, ao passo que a correlação com EXP_P está com o sinal esperado, contudo não possui relevância estatística.

TABELA 2 – CORRELAÇÃO SIMPLES

	I	EXP_P	E	Y	P
I	1,000000 -----				
EXP_P	0,123635 (0,2430)	1,000000 -----			
E	0,733299 (0,0000)	-0,007612 (0,9429)	1,000000 -----		
Y	-0,669196 (0,0000)	0,192186 (0,0680)	-0,890669 (0,0000)	1,000000 -----	
P	0,366613 (0,0004)	0,830372 (0,0000)	0,131980 (0,2124)	-0,006890 (0,9483)	1,000000 -----

Nota: P-valor entre parênteses. Fonte: Elaboração própria.

No entanto, estas são apenas pistas ou resultados preliminares, não representando a contribuição desta Dissertação. Uma vez que estas correlações são resultado de combinações bivariadas, baseadas no uso das séries em sua formatação original (com possíveis problemas de viés nos dados ou raiz unitária) e tomadas isoladamente, não representando evidências a partir de um modelo econométrico integrado, as mesmas não devem ser interpretadas como resultados robustos. Para que estes últimos sejam obtidos, deve-se primeiramente proceder em uma análise da ordem de integração das séries temporais.

3.6.2 – ANÁLISE DE ORDEM DE INTEGRAÇÃO DAS SÉRIES

A Tabela 3 apresenta os resultados encontrados pelos testes *Dickey-Fuller Aumentado* de raiz unitária, mostrando que apenas a variável I (taxa de juros) é estacionária em nível, com tendência e intercepto. Logo, esta variável é integrada de ordem 0, ou seja, $I(0)$. As outras variáveis do modelo possuem raízes unitárias e deverão continuar a fazer o teste DFA em primeira diferença, conforme mostra a Tabela 4.

TABELA 3 – ESTATÍSTICA E P-VALOR DO TESTE DFA PARA AS VARIÁVEIS EM NÍVEL

	Estatística t	prob.	Modelo DFA*
I	-3,882369	0,0169 ¹⁸	Tendência e Intercepto
P	-2,538575	0,1099	Intercepto
EXP_P	-2,811986	0,197	Tendência e Intercepto
Y	-1,972629	0,2983	Intercepto
E	-2,508048	0,1169	Intercepto

Fonte: Elaboração própria.

Nota: (*) Modelo com significância estatística a 10%.

TABELA 4 – ESTATÍSTICA E P-VALOR DO TESTE DFA PARA AS VARIÁVEIS EM PRIMEIRA DIFERENÇA

	Estatística t	Prob.	Modelo DFA*
P	-4,822302	0,0000	Sem tendência e intercepto
EXP_P	-7,635744	0,0000	Sem tendência e intercepto
Y	-8,218239	0,0000	Sem tendência e intercepto
E	-8,922588	0,0000	Sem tendência e intercepto

Fonte: Elaboração própria.

Nota: (*) Modelo com significância estatística a 10%.

Desta maneira, os resultados explicitam que todas as variáveis P, EXP_P, Y e E são estacionárias em primeira diferença, ou seja, são I(1) e se apresentaram sem tendência e intercepto no modelo. A literatura de séries temporais sugere que se ao menos duas séries de um modelo são integradas de mesma ordem, e na ordem máxima entre todas, há entre elas pelo menos uma combinação linear estacionária (Campbell & Perron,

¹⁸ Resultado significativo a 5% e 10%.

1991). Ou seja, esta visão é mais abrangente que a de Engle & Granger (1987), segundo a qual um teste de cointegração deveria supor que todas as variáveis do modelo tenham a mesma ordem de integração. Fazendo-se uso da visão mais geral de Campbell & Perron (1991), e tomando-se em conta que as variáveis P, EX_P, Y e E são todas integradas de mesma ordem e na ordem máxima dentre as cinco séries do modelo, espera-se que haja pelo menos uma relação de co-movimento entre ambas no longo prazo. Para tanto, procede-se na análise de cointegração proposta por Johansen (1991).

3.6.3 – ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO E RELAÇÕES DE LONGO PRAZO

O primeiro passo será encontrar o número ótimo de defasagens de um *Vetorial Autoregressivo* irrestrito entre as séries temporais, que servirá de base para a definição do *lag* utilizado no teste de *Johansen*. A Tabela 5 traz as estatísticas de *Akayke* (AIC), Schwarz (SC) e *Hannan-Quinn* (HQ), que são critérios de informação utilizados para seleção de estatísticas. Como se observa, embora o critério AIC indique 2 *lags* no VAR irrestrito, SC e HQ indicam 1 *lag* somente, sendo esta a defasagem ótima para o teste de *Johansen*.

TABELA 5 – DEFASAGEM ÓTIMA DO VAR IRRESTRITO

Lag	AIC	SC	HQ
0	1,322839	13,37108	13,28581
1	2,69905	3,555218*	3,043618*
2	2,673655*	4,243295	3,305362
3	2,678739	4,961852	3,597586
4	2,770306	5,766892	3,976293
5	2,905174	6,615234	4,398301

Fonte: Elaboração própria.

Após a definição da defasagem ótima do VAR irrestrito, busca-se verificar qual a melhor especificação para o teste de cointegração de *Johansen*. A Tabela 6 apresenta as especificações testadas e a estatística do critério de informação de *Schwarz* para cada

uma. Com base neste critério de seleção, observa-se que duas especificações apresentam o mesmo poder de informação: a especificação sem tendência nos dados e sem intercepto e a especificação sem tendência e com intercepto.

TABELA 6 - SCHWARZ CRITÉRIOS DE CLASSIFICAÇÃO (LINHAS) E MODELO (COLUNAS)

TENDÊNCIA DE DADOS: Hipótese de cointegração	Nenhum	Nenhum	Linear	Linear	Quadrático
	Sem intercepto	Intercepto	Intercepto	Intercepto	Intercepto
	Sem tendência	Sem tendência	Sem tendência	Tendência	Tendência
0	3,774464*	3,774464*	3,997989	3,997989	4,205366
1	4,055,317	3,864765	4,044706	3,958653	4,116196
2	4,400702	4,197006	4,333749	4,075965	4,187465
3	4,775328	4,593358	4,684117	4,441234	4,536443
4	5,253948	5,055156	5,095692	4,903146	4,951526
5	5,754929	5,586257	5,586257	5,389488	5,389488

Fonte: Elaboração própria.

Com o objetivo de selecionar uma especificação dentre as duas indicadas pelo critério de Schwarz, foi adotado o teste de auto-correlação serial de *Portmanteau* para os modelos VEC (*Vector Error Correction*) resultantes (ambos com 01 defasagem e 01 equação de cointegração). As Tabelas 7 e 8 apresentam as estatísticas do Teste *Portmanteau* para as duas especificações.

TABELA 7 – TESTE PORTMANTEAU PARA AUTOCORRELAÇÃO RESIDUAL NO VEC

INTERCEPTO E SEM TENDÊNCIA

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	9,921995	NA*	10,03475	NA*	NA*
2	26,9376	0,359	27,44152	0,3342	25
3	58,67361	0,1874	60,28459	0,1513	50

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados da Tabela 7 mostram que para a especificação com intercepto, o VEC resultante gera uma estatística que não rejeita a hipótese nula de não-autocorrelação. Logo, esta especificação não apresenta problemas de auto-correlação nos resíduos. Por sua vez, a Tabela 8 apresenta as estatísticas para a especificação sem intercepto. Nota-se que tanto para 2 quanto para 3 defasagens no teste, a estatística Q gerada rejeita a hipótese nula (ao nível de 5%) de não auto-correlação nos resíduos. Neste caso, adotou-se a especificação com intercepto como aquela que deveria ser utilizada como base para o teste de cointegração de *Johansen*.

TABELA 8 – TESTE PORTMANTEAU PARA AUTOCORRELAÇÃO RESIDUAL NO VEC SEM INTERCEPTO E SEM TENDÊNCIA

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	DF
1	10,55149	NA*	10,67139	NA*	NA*
2	39,30912	0,0343	40,09012	0,0285	25
3	72,11742	0,022	74,04289	0,0152	50

Fonte: Elaboração própria.

As Tabela 9 e 10, desta forma, trazem as estatísticas padrão do teste de cointegração de *Johansen* para a definição do número de equações de cointegração existentes no modelo VEC: as estatísticas de Traço e Máximo Valor, respectivamente.

TABELA 9 - TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN - ESTATÍSTICAS E P-VALORES PARA TESTE TRAÇO

Hipótese de cointegração	auto valor	Estatística Traço	Valor crítico em 0,05	Prob.
Nenhum	0,371534	85,62545	76,97277	0,0094
no máximo 1	0,199513	44,28725	54,07904	0,2765
no máximo 2	0,146511	24,48163	35,19275	0,4321
no máximo 3	0,088786	10,38198	20,26184	0,6023
no máximo 4	0,023396	2,107013	9,164546	0,7563

Fonte: Elaboração própria.

TABELA 10 - TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN - ESTATÍSTICAS E P-VALORES PARA MÁXIMO VALOR

Hipótese de Cointegração	auto valor	Estatística Máximo Valor	Valor crítico em 0,05	Prob.
Nenhum	0,371534	41,3382	34,80587	0,0072
no máximo 1	0,199513	1,980,562	28,58808	0,4272
no máximo 2	0,146511	14,09965	22,29962	0,4529
no máximo 3	0,088786	8,274966	15,8921	0,5152
no máximo 4	0,023396	2,107013	9,164546	0,7563

Fonte: Elaboração própria.

Tanto pela estatística de Traço quanto pelo Máximo Valor, as variáveis em nível possuem apenas uma equação de cointegração, ou seja, as variáveis possuem uma relação de equilíbrio no longo prazo. Finalmente obtém-se uma equação cointegrante para o modelo, com todas as variáveis explicativas com significância estatística ao nível de 1%:

$$I_t = 5076,73 - 54,45P_t + 106,34(EXP - P)_t - 32,31Y_t - 682,36E_t + \mu_t \quad (53)$$

A equação de cointegração mostra como as variáveis se relacionam contemporaneamente no longo prazo e o erro (μ_t) que causa distúrbios na função de reação. Como será observado, as relações verificadas não necessariamente são explicadas pela Regra de Taylor, visto que esta última é uma regra de reação do Banco Central no curto prazo. Portanto, deve-se fazer uso de premissas adicionais para a explicação das evidências de longo prazo, tais como: a) a Curva de Phillips para a explicação da relação negativa entre juros e inflação; b) a Regra de Taylor para a relação positiva entre juros e expectativa de inflação; c) a Curva IS para a relação negativa entre juros e produto; d) a Teoria da Paridade Descoberta da Taxa de Juros para a relação negativa entre juros e o câmbio.

Neste sentido, o coeficiente de inflação (P_t) se mostrou significativo a 1% e negativo em $-54,45P_t$. Uma maneira de explicar esta relação de longo prazo seria através da Curva de Phillips, substituindo-se nesta a variável de *gap* do produto pela Curva IS¹⁹. Neste caso, obtem-se uma relação negativa entre taxa de juros e inflação. Ou seja, $\uparrow I_t \rightarrow P_t \downarrow$. Deve-se mencionar que a equação de cointegração não descreve um processo de causalidade das equações explicativas para a variável dependente, porém relações de co-movimento no longo prazo. Pode-se então dizer que a taxa Selic no período amostral esteve correlacionada negativamente com a taxa de inflação observada, indicando uma eficácia da política monetária brasileira.

Por sua vez, o coeficiente da expectativa de inflação (EXP_P)_t de 106,34, e significativo a 1%, corrobora o que prediz a regra de Taylor *forward looking*, na qual havendo um aumento na expectativa de inflação a autoridade monetária deve elevar a taxa de juros para manter e/ou pôr a inflação em sua meta desejada; ou seja, $\uparrow (EXP_P)_t \rightarrow I_t \uparrow$. Esta evidência sugere que o Banco Central do Brasil ajustou a taxa Selic no período estudado de maneira consistente com o previsto pela literatura de regras ótimas de política monetária. Trata-se de uma postura contra-cíclica em que elevações de taxas nominais de juros, como respostas às elevações de expectativas de inflação, têm como objetivo criar uma projeção de crescimento das taxas reais de juros futuras.

Já a variável produção industrial (Y_t) apresentou coeficiente negativo $-32,31$ e também significativa a 1%. A literatura econômica apresenta um consenso no que diz respeito a efeitos negativos sobre a produção a partir de elevações de taxas de juros, por meio do que conhecemos como curva IS, seja por meio do trabalho seminal de Hicks (1937), seja pelos refinamentos novo-keynesianos modernos (Clarida, Galí & Gertler, 1999). Neste sentido, pode-se dizer que as relações de cointegração entre taxa Selic e produção industrial brasileira, no período amostral, expressam as relações de longo prazo ou estruturais que a curva IS prevê. Assim, no longo prazo, tem-se $\uparrow I_t \rightarrow Y_t \downarrow$.

¹⁹ Para detalhes sobre a Curva de Phillips e a Curva IS, por favor, conferir Clarida, Galí & Gertler (1999).

A equação de cointegração mostra uma relação de longo prazo negativa entre a taxa Selic e a taxa nominal de câmbio (R\$/US\$), o que em princípio está em desacordo com a literatura sobre Regras de Política Monetária. No entanto, como se argumentou, a equação de cointegração não descreve o comportamento de reação de curto prazo da autoridade monetária, porém relações estruturais contemporâneas entre as variáveis do modelo. Há uma relação negativa entre juros e câmbio prevista pela literatura de economia internacional, conhecida como Paridade Descoberta da Taxa de Juros (Krugman et. al., 2012). Basicamente, existe a previsão de que mudanças nos diferenciais de juros criam alterações nos portfólios dos investidores, que buscam aproveitar oportunidades de retorno, desta maneira afetando as taxas de câmbio. Logo, uma elevação da taxa Selic, *coeteris paribus*, deve incitar um influxo de dólares para compra de títulos federais indexados a esta taxa, o que permite uma redução da taxa de câmbio (apreciação cambial). Portanto, o presente trabalho obtém resultados que mostram uma relação de longo prazo negativa entre taxa Selic e taxa nominal de câmbio para o período estudado. Vale dizer, trata-se de um canal importante para a política monetária, visto que diante de uma pressão inflacionária elevações da taxa Selic são mais eficazes para a estabilidade de preços se houver em contrapartida uma redução da taxa de câmbio. Assim, $\uparrow I_t \rightarrow E_t \downarrow$.

3.6.4. – MÍNIMOS QUADRADOS ORDINÁRIOS E ANÁLISE DE CURTO PRAZO

Na análise de curto prazo, optou-se por implementar um conjunto de modelos de regressão por MQO, com todas as variáveis em sua ordem de integração. Ou seja, ao se realizar uma análise de dinâmica no curto prazo, todas as variáveis que são I(1), foram colocadas em primeira diferença, ou seja, as variáveis explicativas do modelo. Neste caso, as estimações refletem respostas da variável de decisão do Banco Central Brasileiro face às *variações* das séries explicativas, tendo deste modo sido retirada a tendência ou raiz unitária das séries originais. Uma vez estimado o modelo inicial, uma regra de política monetária mais geral, foi excluída a variável que não mostrou significância e com maior p-valor, e esse procedimento foi realizado em todos os modelos. Logo, verifica-se que o Modelo 5 é a especificação que melhor se ajusta aos dados, uma vez que apresenta maior R^2 ajustado (coeficiente de determinação ajustado)

e menor AIC (critério de informação *Akaike*). Corroborar para uma maior robustez dos resultados o fato de que duas das variáveis explicativas apresentam-se significativas estatisticamente em todos os cinco modelos apresentados.

TABELA 11 - MODELOS ESTIMADOS PARA O NÍVEL DA TAXA DE JUROS²⁰

Variável/Modelo	Modelo 1^{NW}	Modelo 2^{NW}	Modelo 3^{NW}	Modelo 4^{NW}	Modelo 5^{NW}
C	-0,0563	-	-	-	-
I(-1)	0,996972***	0,992748***	0,992628***	0,992536***	0,992432***
D(P(-1))	0,43286**	0,427869**	0,431503**	0,490529***	0,480379***
D(EXP_P(-1))	0,199529	0,185088	0,177894	-	-
D(Y(-1))	-0,00786	-0,008402	-0,009815	-0,010343	-
D(E(-1))	0,229891	0,220526	-	-	-
R² ajustado	0,983842	0,984017	0,984165	0,984219	0,984332
AIC	1,099221	1,077865	1,057894	1,043729	1,025582

Fonte: Elaboração própria.

Nota: NW refere-se ao uso do mecanismo de correção de auto-correlação serial Newey-West. (***) relevante a 1%; (**) relevante a 5%; (*) relevante a 10%.

Os cinco modelos testados acima apresentaram um coeficiente de determinação ajustado (R^2 ajustado) superior a 0,98, indicando que mais que 98% das manipulações da taxa Selic são explicadas por variações nas variáveis especificadas em cada modelo, no período estudado. A taxa de juros defasada aparece com coeficientes altamente significativos e elevados, em todas as especificações, o que indica uma forte inércia da política monetária brasileira no período recente. Os autores Mendonça (2007) e Figueiredo e Ferreira (2002), que utilizaram o mesmo modelo, corroboram em seus resultados a existência de elevada inércia da taxa Selic. Minella et. al. (2002) também encontram evidências de um forte componente inercial, assim como Modenesi (2008). Moreira (2011) encontra resultados para a inércia elevada indicando um comportamento de suavização para a taxa de juros no Brasil. Vale dizer que a presente Dissertação encontra um coeficiente de inércia da política monetária brasileira superior aos

²⁰ Os resultados mostraram resíduos autocorrelacionados nos modelos pelo teste LM (teste de autocorrelação dos resíduos Breusch-Godfrey). Logo, todos os modelos foram corrigidos pelo mecanismo Newey-West (NW).

observados em trabalhos anteriores, sugerindo uma elevação do conservadorismo do BCB nos últimos anos.

Boa parte da literatura empírica não encontra significância estatística robusta para a variável produto, além do coeficiente não ir de encontro à teoria econômica, como na presente Dissertação. Isso ocorre em Minella et. al. (2002), no qual o coeficiente da variável hiato do produto mostrou-se não significativo quando se utilizaram as expectativas de mercado para medir as expectativas de inflação, e apresentou sinal errado quando as expectativas de inflação foram medidas através das informações divulgadas pelo Banco Central do Brasil no Relatório de Inflação. Em Modenesi (2008) apesar de ser significativo e possuir sinal esperado, possui pouco poder de explicação sobre a taxa de juros, e em Moreira (2011) apresenta o mesmo problema na explicação do resultado encontrado para esta variável. Inconsistências relativas à variável produto também podem ser encontradas em Holland (2005).

Ademais, o coeficiente para a taxa de câmbio não possuiu nenhum poder de impacto em nenhum dos modelos na decisão para a taxa de juros Selic. Em comparação com outros estudos aqui apresentados, Minella et. al. (2002) testaram um componente cambial na especificação, contudo o resultado se mostrou não significativo, ou seja, irrelevante na explicação da taxa de juros. Holland (2005) introduziu o câmbio real em sua função de reação e o mesmo se mostrou não significativo, não servindo para explicar a formação de juros no período analisado. Correia e Amaral (2008) afirmam que indiretamente a taxa de câmbio afeta fortemente as expectativas de inflação, afetando dessa forma a taxa de juros Selic. Já Brito e Sbardellati (2012) mostram que o câmbio impacta na determinação da taxa e que sua depreciação leva a uma elevação da taxa Selic.

A variável de expectativa inflacionária revelou-se não significativa em todas as especificações, contrariando um princípio da literatura moderna em política monetária, que prevê o comportamento *forward-looking* dos Bancos Centrais. Os resultados encontrados em Minella et. al. (2002) mostram que o BCB possuía uma postura *forward-looking*, já que o coeficiente da expectativa de inflação foi significativo. Correia e Amaral (2008) chegam à conclusão em seu trabalho de que as expectativas de inflação impactam na determinação da taxa de juros, enquanto Brito e Sbardellati

(2012) mostram que as expectativas de inflação também explicam a formação da taxa de juros, revelando uma postura *forward looking* do BCB. A postura *forward-looking* do BCB também foi encontrada em trabalhos empíricos como Holland (2005) e Moreira (2011), que afirma que as expectativas de inflação são um importante componente para explicar a condução e/ou manipulação da taxa de juros no país.

A variável inflação observada (P_t), por sua vez, apresentou coeficiente significativo em todos os modelos estimados, variando de 0,42 a 0,49. Isto sugere uma postura *backward-looking* do BCB, ou seja, a autoridade monetária no Brasil tem ajustado a taxa básica de juros olhando mais para a inflação observada do que para a inflação projetada meses à frente. Se for levado em consideração o resultado de uma política monetária muito gradualista (inercial) e a de ausência de peso para as expectativas inflacionárias na regra de reação, o fato de que a política monetária brasileira tem se fundamentado sobretudo na inflação já realizada sugere uma perda de eficiência em comparação com os trabalhos anteriores pesquisados. Nestes, foram encontradas evidências de que o BCB possuía menor inércia na condução da taxa Selic e maior peso da inflação esperada *vis-à-vis* a inflação observada na regra de política. A interpretação que aqui se oferece é a de que nos últimos anos, em particular a partir da presidência de Alexandre Tombini, tem havido uma perda de eficiência na gestão do BCB face às gestões anteriores, com prejuízos para a credibilidade do regime de metas de inflação no país e, portanto, para a estabilidade de preços no longo prazo.

CONCLUSÕES

A regra de Taylor (1993) recebeu ao longo dos últimos anos diversos aprimoramentos com a finalidade de explicar de maneira mais realista a postura dos Bancos Centrais diante da dinâmica macroeconômica. Em relação à versão original, os principais incrementos foram os componentes inercial, expectacional e cambial. Isto significa que, nos dias atuais, quando se pensa em uma regra de política monetária leva-se em consideração o comportamento de suavização das taxas básicas de juros; o comportamento prospectivo dos Bancos Centrais; e os impactos e canais de transmissão a partir das variações das taxas de câmbio.

A presente Dissertação teve como objetivo verificar se o Banco Central do Brasil, no período compreendido entre Janeiro de 2005 a Julho de 2012, ateu-se a uma regra de política monetária tipo Taylor expandida. Muitos trabalhos empíricos foram feitos com esta tentativa nos últimos anos, de Minela et. al. (2002) à Moreira (2011), conforme demonstrou a análise da literatura para o país. No entanto, essa literatura chegou a resultados para a dinâmica de curto prazo da taxa Selic, uma vez que em sua maioria foi feito o uso do método de Mínimos Quadrados Ordinários, com as variáveis estacionarizadas e com defasagens temporais nos regressores. Esta Dissertação encontrou também evidências para uma Regra de Taylor expandida no período amostral, porém foi realizada uma análise de Cointegração, através dos testes de Johansen (1991), com o intuito de identificar relações contemporâneas de longo prazo entre as variáveis do modelo.

As principais evidências para a análise de longo prazo são as seguintes: i) há um co-movimento inverso entre taxa Selic e produção industrial para o período estudado, ou seja, elevações da taxa básica de juros são acompanhadas contemporaneamente por reduções dos níveis de produção da indústria geral brasileira. Esta relação de longo prazo, embora contradiga a previsão de reação pela Regra de Taylor, está em consistência com a previsão estrutural da Curva IS, em sua versão clássica ou novo-keynesiana (Hicks, 1937; Clarida et al. 1999); ii) há um co-movimento inverso entre taxa Selic e taxa de inflação ao consumidor no Brasil. Trata-se de uma relação de longo-prazo ou estrutural que só pode ser interpretada por meio do uso conjunto das previsões pelas Curvas IS e de Phillips. Ou seja, elevações na taxa Selic, ao gerarem reduções da

produção industrial (Curva IS), estimulam diminuições na inflação ao consumidor (Curva de Phillips). Assim, o que a equação de cointegração está captando não é a relação de curto-prazo prevista pela Regra de Taylor, porém uma relação estrutural entre Selic e inflação prevista pelas Curvas IS e de Phillips; iii) há uma relação de longo prazo positiva entre expectativas inflacionárias e taxa Selic. Esta sim é uma relação prevista para a reação do Banco Central no curto prazo e que prevalece também na dinâmica de longo prazo. Isto sugere que contextos de elevações na inflação esperada apresentam maiores níveis de taxa básica de juros, seja pelo comportamento reativo da autoridade monetária, seja pela reação de precificação dos bancos comerciais, que exigem maiores taxas de juros para emprestarem uns aos outros; iv) observou-se uma relação estrutural inversa entre Selic e taxa nominal de câmbio na amostra estudada. Esta relação é prevista pela abordagem da Paridade Descoberta, ou seja, a ideia de que maiores diferenciais de juros implicam realocações nos capitais internacionais e assim variações nas taxas de câmbio: maiores taxas Selic induzem maiores volumes de dólares entrando no país para a compra de títulos da dívida federal indexada àquela taxa (as *Letras Financeiras do Tesouro* por exemplo), desta forma forçando reduções da taxa nominal de câmbio.

A análise de curto-prazo, por sua vez, verificou uma característica semelhante à encontrada nos trabalhos anteriores: a elevada inércia da política monetária brasileira. Pode-se ainda dizer que esta inércia tem apresentado elevação, se comparado com os coeficientes estimados na literatura para o Brasil. Isto sugere que nos últimos anos o BCB, sob uma nova gestão, estaria tornando-se mais conservador no processo de ajuste da taxa Selic.

Ademais, identificou-se a ausência de significância estatística para o coeficiente relativo à expectativa inflacionária na Regra de Taylor, para todas as cinco especificações testadas. Trata-se de resultado preocupante, uma vez que indicaria perda de eficiência da política monetária brasileira, se comparado com os resultados dos trabalhos anteriores, que encontraram, pelo menos em parte, coeficientes elevados e significativos para a expectativa de inflação. Portanto, nos últimos anos o BCB estaria se tornando gradualista em extremo (coeficientes de inércia em 0,9) e menos *forward-looking*. Esta impressão é fortalecida se for considerado o resultado de que a inflação observada apresentou significância estatística (com coeficientes em torno de 0,4). A

contrapartida de um Banco Central menos *forward-looking* seria a de apresentar componente *backward-looking* significativo.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANDRADE, J.P.; DIVINO, J. A. **Monetary police of the Bank of Japan – inflation target versus exchange rate target. Japan and the world economy.** V.17, p.189-208, 2005.

ARESTIS, P.; PAULA, L. F.; FERRARI, F. Fernando. Inflation Targeting in Emerging Countries: the case of Brazil. 2006. ENCONTRO DA ANPEC 2006. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2006/artigos/A06A042.pdf>>. Acesso em: 10 nov. 2011.

BALL, L. (1998). Police rules for open economies. **NBER Working Paper**, nº 6760.

_____. (1999). "Policy Rules for Economies Open" in J. Taylor.

BARBOSA, F. H. (2004): **A Inércia da Taxa de Juros na Política Monetária.** Fundação Getúlio Vargas-EPGE. ISSN 0104-8910 n. 534.

BERNANKE. S.; MISHKIN, F. S. "Inflation Targeting: A New Framework For Monetary Policy?," **Journal of Economic Perspectives**, 1997, v11(2, Spring), 97-116.

BLANCHARD, O. **Macroeconomia.** 4. ed. São Paulo: Pearson, 2007.

BOGDANSKI, J, TOMBINI, A. and WERLANG, R. C. Implementing inflation targeting in Brazil, Working Paper Series, no 1, **Central Bank of Brazil**, July 2000.

BRITO, E. C.; SBARDELLATI, E. C. A. A utilização do câmbio valorizado como canal de transmissão da política monetária e seus reflexos para a economia. 2012. Disponível:<<http://www.pucrs.br/eventos/encontroeconomia/download/mesas/AUtilizacaoDoCambioValorizado.pdf>>. Acesso em: 10/12/2012.

CAMPBELL, J. Y.; PERRON, P. "Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know About Unit Roots," in Olivier Jean Blanchard and Stanley Fischer, editors, "**NBER Macroeconomics Annual 1991, Volume 6**" MIT Press (1991).

CHADA, J. S.; SARNO, L.; VALENTE, G. Monetary police rules, Asset Prices, and Exchange Rates. **IMF Staff Papers.** V. 51, nº3, p.529-552, 2004.

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

_____. The science of monetary policy: a new keynesian perspective. **Journal of Economic Literature**, v. XXXVII, p. 1.661-1.707, 1999.

_____. Monetary policy and macroeconomic stability: evidence and some theory. **The Quarterly Journal of Economics**, Vol. 115, nº1, p. 147-180. 2000.

CORREIA, F.M., e AMARAL, R.Q. (2008), *Economia e Desenvolvimento*, Recife (PE), v. 7, n. 1, p. 85-122.

DAVIG, T.; LEEPER, E.M. Generalizing the Taylor Principle. **American Economic Review**, vol. 97, p.607-635. 2007.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. (1987) "Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing", *Econometrica*, 55(2), 251–276.

ENDERS, W. **Applied economic time series**. Wiley Press, 1995.

FAVERO, C. A., e GIAVAZZI, F. (2002), "Why are Brazil's Interest rates so High?" Università Bocconi, Innocenzo Gasparini Institute for Economic Research, *Working Paper*, 224. Disponível em: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=326781>. Acesso em: 10 jan. 2013.

FIGUEIREDO, F. M. R.; FERREIRA, T. P. Os preços administrados e a inflação no Brasil. *Trabalhos para Discussão*, Brasília: **Banco Central do Brasil**, n. 59, dez. 2002.

GOODFRIEND, M. (1991). Interest rates and the conduct of monetary policy. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 34, pp. 7-30.

GOLDFAJN, I and S R C WERLANG: The pass-through from depreciation to inflation: a panel study. **Working Paper Series, no 5, Central Bank of Brazil, Brasilia**. 2000.

HICKS, J. R. "Mr. Keynes and the 'Classics'": A Suggested Interpretation. **Econometrica**, Volume 5, Issue 2 (Apr, 1937).

HODRICK, R.J.; PRESCOTT E. C. Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. **Journal of Money, Credit, and Banking**, 29, 1–16. 1997.

HOLLAND, M. (2005) **Monetary and exchange rate policy in Brazil after inflation targeting**. University of California, Berkeley. 2005.

JOHANSEN, S. "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," **Econometrica**, Vol.59, No.6 (Nov 1991) 1551–1580.

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

KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M.; MELITZ, M. 2012, **International Economics**, 9/E, Prentice Hall, 2012.

MENDONÇA, H. F. de. Metas para inflação e taxa de juros no Brasil: uma análise do efeito dos preços livres e administrados. *Revista de Economia Política*, São Paulo, vol. 27, n. 3, p. 431-451, jul./set. 2007.

MINELLA, A.; FREITAS, P. S.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. K. Inflation targeting in Brazil: lessons and challenges. *Trabalhos para Discussão*, n. 53, **Banco Central do Brasil**, 2002.

MISHKIN, FREDERIC S. **Monetary Policy Strategy**. MIT Press. Massachusetts Institute of Technology. Cambridge, Massachusetts. 2007.

MODENESI, A.M. (2008). Efeito Convenção e Inércia na Taxa Selic: uma estimativa da função do Banco Central do Brasil. TRABALHO APRESENTADO NO I ENCONTRO INTERNACIONAL DA ASSOCIAÇÃO KEYNESIANA BRASILEIRA. 2008.

MODENESI, A. M. Política Monetária no Brasil pós Plano Real (1995-2008): um breve retrospecto. **Economia & Tecnologia**, Ano 06, v. 21, Abr./Jun. 2010. Disponível em: <http://www.ie.ufrj.br/moeda/pdfs/Economia_&_Tecnologia_Ano_06_Vol_021.pdf>. Acesso em 20 jan. 2013.

NETO, P.C.F.B. Estimando uma Regra de Taylor para o Sistema de Metas de Inflação para o caso brasileiro (2003). Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/htms/sobre/concurso/monografia/paulo.pdf>. Acesso em: 10 nov. 2012.

MOHANTY, M.S.; KLAU, Marc. Monetary policy rules in emerging market economies: issues and evidence. **BIS Working Papers** 149. 2004

MOREIRA, R.R. Regra Inercial do Banco Central Brasileiro e Expectativas Adaptativas de Inflação: o período jan/2005-jun/2010. **Textos de Economia, Florianópolis**, v.14, n.2, p.11-37, jul./dez.2011.

OBSTFELD, M. & ROGOFF, K. (1995). *The mirage of fixed exchange rates. The Journal of Economics Perspectives*, Vol. 9, nº 4, p.73-96.

ORPHANIDES, A. **Taylor Rules**. Board of Governors of the Federal Reserve System. Jan 2007. Disponível em: <<http://www.federalreserve.gov/pubs/feds/2007/200718/200718pap.pdf>>. Acesso em 20 jan 2013.

PINDYCK, Robert S.; RUBINFELD, Daniel L. **Econometric Models and Economic Forecasts**. New York: Mc Graw-Hill, 1991. p. 596.

POLICANO, R. M. **A Sensibilidade da Política Monetária no Brasil: 1995 – 2005**. 2006. Dissertação de Mestrado (Curso de Economia) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, 2006.

_____; Bueno, R. A sensibilidade da política monetária no Brasil: 1995-2005. Salvador, XXXIV ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA. 2006.

RUDEBUSCH, G. D. (1995). Federal Reserve Interest Rate Targeting, Rational Expectations and the Term Structure. **Journal of Monetary Economics** 35, pp. 245-274. 1995.

_____. Monetary policy inertia: fact or fiction? **International Journal of Central Banking**, v. 2, n° 4, Dec. 2006.

SACK, B. & WIELAND, V. Interesting- rate smoothing and optimal monetary policy: a review of recent empirical evidence. **FEDS Working paper** n° 99-39. 1999.

SICSÚ, João. Flutuação cambial e taxa de juros no Brasil. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 22, n. 3, p. 132-137, 2002b.

SVENSSON, L. E. O. Inflation forecast targeting: implementing and monitoring inflation targetings. **NBER Working Paper**, n° 5797. 1996.

_____. Open-economy inflation targeting. **Journal of International Economics**, 50 (1), p. 155-183. 2000.

_____. Inflation Targeting as a Monetary Policy Rule. **Journal of Monetary Economics**, vol.43, n°3, June, pp. 607-54. 1999.

TAYLOR, J. B. (1993). Discretion versus police rules in practice. Carnegie-Rochester. CONFERENCE SERIES ON PUBLIC POLICY 39, p. 195-214.

_____. *The role of Exchange rate in monetary policy rules*. The American economics review, New York, v.91, n.2, p.263-267, 2001.

_____. Using Monetary Policy Rules in Emerging Market Economies, in Stabilization and Monetary Policy: The International Experience, proceedings of a CONFERENCE AT THE BANK OF MEXICO, 2000. Disponível em <<http://www.stanford.edu/~johntayl/Onlinepaperscombinedbyyear/index-papers.html#2000>> Acesso em: 2 de dez 2011.

_____. Recent Developments in the Use of Monetary Policy Rules. Disponível em: <<http://www.stanford.edu/~johntayl/Onlinepaperscombinedbyyear/index-papers.html#2000>>. Acesso em: 2 dez. 2012.

_____. An Historical Analysis of Monetary Policy Rules. **NBER Working Paper**. 1998. Disponível em: <<http://www.stanford.edu/~johntayl/Onlinepaperscombinedbyyear/indexpapers.html#1998>>.

THORNTON, D. L. The Fed and Short-Term Rates: Is it Open Market Operations, Open Mouth Operations or Interest Rate Smoothing? **Journal of Banking & Finance** 28, pp. 475-498. 2004.

WOODFORD, M. The Taylor rule and optimal monetary policy. **The American Economics Review**, Vol. 91, n° 2, papers and proceedings of The Hundred Thirteenth Annual of THE American Economic Association, p. 232-237. 2001.

WOODFORD, M. **Optimal Interest-Rate Smoothing**, mimeo, Princeton University. 2002.

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