

UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA

CLEOMAR GOMES DA SILVA

**CREDIBILIDADE DE POLÍTICA MONETÁRIA E
REGRA DE TAYLOR SOB ENDIVIDAMENTO PÚBLICO:
UMA ANÁLISE DO CASO BRASILEIRO**

SISBI/UFU



1000214818

Uberlândia

Fevereiro/2004

CLEOMAR GOMES DA SILVA

MON
336.74(81)
5586c
TES/MEM

**CREDIBILIDADE DE POLÍTICA MONETÁRIA E
REGRA DE TAYLOR SOB ENDIVIDAMENTO PÚBLICO:
UMA ANÁLISE DO CASO BRASILEIRO**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação do Instituto de Economia da Universidade Federal de Uberlândia para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Professor Dr. Márcio Holland de Brito

**Uberlândia
Fevereiro/2004**

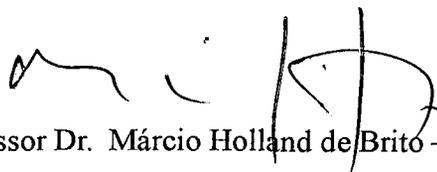
UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA

Cleomar Gomes da Silva

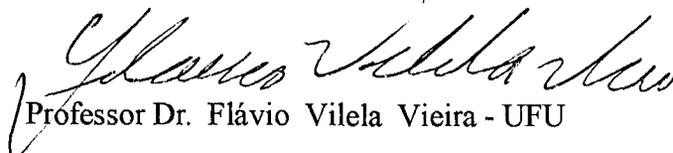
Credibilidade de Política Monetária e Regra de Taylor sob
Endividamento Público: Uma Análise do Caso Brasileiro

Dissertação aprovada em 12/02/2004 para obtenção do título de Mestre em Economia.

Banca Examinadora:



Professor Dr. Márcio Holland de Brito - UFU



Professor Dr. Flávio Vilela Vieira - UFU

Carolina Leme

Professora Dra. Maria Carolina Silva Leme - EESP/FGV

Coordenadora do Programa de Pós-Graduação em Economia do IE/UFU:

Professora Dra. Vanessa Petrelli Corrêa

A meus pais

Agradecimentos

Sem sombra de dúvida, a elaboração desta dissertação foi fruto, primeiramente, de meu empenho pessoal mas que ao longo do processo contou com a colaboração de várias pessoas. Tentarei agradecer nominalmente algumas dessas pessoas e já, de antemão, peço perdão àquelas que aqui deveriam estar incluídas mas que, por mero esquecimento meu, não estão.

Primeiramente, ao meu orientador, Prof. Márcio Holland. Além de seu inegável conhecimento de causa, Márcio foi o responsável pela minha iniciação do campo da econometria de séries temporais que muito me ajudou neste trabalho. Também me apoiou em todos os momentos da elaboração da dissertação. Foi um privilégio tê-lo como orientador.

Aos professores do mestrado em economia do IE-UFU. Vaine, também !!!

Aos membros da banca de qualificação, Profs. Flávio Vieira e Vanessa Petrelli, pelas sugestões iniciais.

À Prof. Dra. Maria Carolina Silva Leme por aceitar o convite a participar da Banca Examinadora e por abrir as portas da FGV-EESP para eu prosseguir meus estudos.

Aos colegas de turma principalmente ao Carlos, à Michele, ao Pedro, e à Thaís (os mais chegados).

Ao Rodrigo “Pé-de-Couve” pela revisão minuciosa de grande parte da dissertação.

À Capes pelo apoio financeiro.

A Deus.

Memória

*Amar o perdido
deixa confundido
este coração.
Nada pode o olvido
contra o sem sentido
apelo do Não.
As coisas tangíveis
tornam-se insensíveis
à palma da mão
Mas as coisas findas
muito mais que lindas,
essas ficarão*

Carlos Drummond de Andrade

Sumário

Índice de Figuras e Tabelas	VIII
Resumo	IX
Abstract	X
Introdução	1
1. Política Monetária, Credibilidade e Endividamento Público	5
1.1. Modelos de Credibilidade de Política Monetária	6
1.1.1. Regras versus Discricção: O Modelo de Kydland & Prescott	6
1.1.2. O Modelo de Construção de Reputação de Barro-Gordon	10
1.1.3. O Modelo de Delegação de Rogoff	12
1.2. A Perspectiva Novo Keynesiana de Política Monetária	14
1.2.1. Um Modelo Macroeconômico para a Análise de Política Monetária	16
1.2.2. O Objetivo da Política Monetária	21
1.2.3. A Política Monetária sem Comprometimento (discricção)	22
1.2.4. Ganhos com Comprometimento e Credibilidade	25
1.2.4.1. A Política Monetária com Comprometimento Restrito	25
1.2.4.2. A Política Monetária com Comprometimento: O Ótimo Global	28
1.2.5. A Condução de Política Monetária sob Informação Imperfeita	32
1.3. Metas Inflacionárias e Regras de Política Monetária	34
1.4. Dinâmica da Taxa de Juros em Condições de Endividamento Público	38
1.5. Um Modelo de Política Monetária para a Economia Brasileira	43
1.6. Considerações Finais	44
2. Elementos da Política Monetária no Brasil	45
2.1. O Período Anterior à Flutuação Cambial	45
2.2. A Flutuação Cambial e a Adoção das Metas de Inflação	48
2.2.1. O Sistema Brasileiro de Metas de Inflação	51
2.3. O Sucesso do Regime Metas Inflacionárias	54
2.4. A Execução da Política Monetária Brasileira em Condições de Turbulência ...	57
2.5. Considerações Finais	61
Anexo ao Capítulo 2	63
3. Análise das Séries Temporais	64

3.1.	Conceitos Fundamentais	64
3.1.1.	Processos Estocásticos e Estacionaridade	64
3.1.2.	Não Estacionaridade e Processos Integrados	67
3.2.	Testes de Raiz Unitária	69
3.3.	A Metodologia dos Vetores Auto-Regressivos	72
3.3.1.	Funções de Resposta a Impulso	76
3.3.2.	Decomposição de Variância	77
3.3.3.	Teste de Causalidade de Granger	78
3.3.4.	Critérios de Informação e Ordem do VAR	80
3.4.	Procedimento Econométrico	83
3.4.1.	As Variáveis e o Modelo Econométrico	83
3.4.2.	Análise Gráfica	84
3.4.3.	Resultados Empíricos	90
3.4.3.1.	Decomposição de Variância	92
3.4.3.2.	Funções de Resposta à Impulso	95
3.4.3.3.	Teste de Causalidade Granger	98
3.5.	Considerações Finais	101
	Conclusão	102
	Referências Bibliográficas	104

Índice de Figuras e Tabelas

Figuras

1.1	Jogo entre autoridades monetárias e negociadores de salários	9
1.2	O efeito da delegação a uma AM conservadora na inflação de equilíbrio	13
1.3	O <i>trade-off</i> entre variabilidade da inflação e hiato do produto	36
1.4	Equilíbrios do modelo de dívida	39
1.5	Curva de Default do Brasil	43
2.1	Taxa de juros - Selic acumulada no mês anualizada (% a.a)	46
2.2	Taxa de câmbio - Livre - R\$/US\$ (compra) - média de período	47
2.3	Índices de Preços (variação percentual mensal)	48
2.4	Risco-País (<i>C-bond</i> – <i>spread</i> em pontos-base) Mensal	49
2.5	Metas inflacionárias e taxa de inflação (% p.a.)	52
2.6	Produto Interno Bruto - taxa de variação real no ano	54
2.7	Taxa de juros prime (EUA) anualizada – média	55
2.8	Dívida Líquida do Setor Público (% PIB) - Total - Setor público consolidado ...	56
2.9	Bolsas de Valores (pontos)	57
2.10	Títulos públicos federais - participação percentual	58
3.1	Taxa de Juros – Selic acumulada no mês (%)	86
3.2	IPCA - Índice de Preços ao Consumidor – Amplo (variação percentual mensal)	87
3.3	Taxa de Câmbio Nominal - Livre - R\$/US\$ (venda) - média de período	88
3.4	Dívida Líquida do Setor Público (% PIB) - Total - Setor público consolidado ...	89
3.5	PIB mensal (em milhões de dólares)	90
3.6	Funções de Resposta aos Impulsos	96

Tabelas

2.1	Dados de Conjuntura Econômica	63
2.2	Dívida Pública Mobiliária Federal Interna por Tipo de Rentabilidade	63
3.1	Padrões Teóricos dos Correlogramas e Correlogramas Parciais	85
3.2	Testes de Raiz Unitária - ADF	91
3.3	Seleção do melhor modelo para a estimação do VAR	91
3.4	Testes de Diagnóstico dos Resíduos	92
3.5	Análise de Decomposição de Variância	93
3.6	Testes de Causalidade no Sentido Granger	100

Resumo

A presente dissertação tem por objetivo analisar a credibilidade de política monetária do Brasil através do estudo da relação entre uma função de reação do Banco Central, também conhecida como Regra de Taylor, e a dívida pública do país. A motivação para o trabalho veio de nossa percepção sobre a necessidade de se estudar a condução de política monetária brasileira e sua credibilidade mas que também contemplasse a reação do Banco Central face ao grau de endividamento público do Brasil.

Conforme demonstrado na revisão teórica, a construção de credibilidade de política monetária, requer perseverança das autoridades responsáveis e pleno conhecimento técnico das ferramentas a serem utilizadas. Levando-se em conta um modelo de endividamento público, os *policymakers* estarão melhor aparelhados para trabalhar com a política econômica do país e, assim, tomar decisões mais acuradas em busca de uma credibilidade mais sólida e duradoura. O que se nota, no segundo capítulo da dissertação, é esta busca constante de credibilidade e a dificuldade para tal, dados os diversos choques enfrentados pela economia brasileira refletidos num constante crescimento do grau de endividamento público do país.

Para a análise empírica dos dados utilizamos a econometria de séries temporais para o período entre janeiro de 1999 e maio de 2003. Nossos resultados apontam para o fato de que, ao elevar a taxa de juros, a autoridade monetária até consegue uma redução na inflação e no crescimento do PIB. Entretanto, estes impactos ficam, sobremaneira, amortecidos pelo aumento da relação dívida/PIB e, por conseguinte, pela probabilidade de *default* do país. Este aumento na probabilidade de *default*, mais do que explicar as altas taxas de juros, deve ser explicado, em grande medida, por elas.

Abstract

The aim of this dissertation is to analyze, empirically, the relationship between the Central Bank's reaction, also known as Taylor Rule, and the Brazilian public debt. The motivation for this research arose once we noticed the need to study the Brazilian monetary policy rule and its credibility but, together with them, the need to study the Central Bank's reaction function in times of high public debt growth.

As shown in the first chapter, the construction of monetary policy credibility, requires a lot of effort and knowledge of the technical tools to be used. By taking a public debt model into account, the policymakers will be better prepared to deal with the country's economic policy and, therefore, they will be able to come up with more accurate decisions. The second chapter showed us that there has been a constant search for credibility but this has been quite difficult to achieve due to several shocks faced by the Brazilian economy. All of these have been reflected in a constant growth of the country's public debt.

For the empirical analysis, we used time series econometrics (January/1999 – May/2003). Our results showed that when the Central Bank increases the interest rate, it manages to decrease inflation and the GDP growth. However, these impacts are smoothed by the increase of the debt/GDP and, as a result, by the probability of default. The latter, better than explaining higher interest rates, is explained by them.

Introdução

O crescimento em importância dos estudos de regras de política monetária vem da onda de estabilização econômica observada em vários países nas últimas décadas, estabilização esta difícil de ser mantida, principalmente em economias emergentes como a brasileira, dada a dificuldade de resolução dos problemas internos e do enfretamento de choques externos. Se os principais objetivos das políticas macroeconômicas são: o controle da inflação, a manutenção de uma taxa de câmbio real em níveis estáveis e competitivos, o exercício de prudência fiscal e um mercado de capitais operante, nota-se claramente o intuito não só do Brasil mas dos países da América Latina em seguir tais políticas. Contudo, esta receita nem sempre foi aplicada na região. Até recentemente, o Brasil e os outros países latinos enfrentavam uma extrema e recorrente instabilidade monetária com altas taxas inflacionárias, massiva fuga de capitais e colapso dos sistemas financeiros. Com isso, os vários processos de estabilização¹ implementados eram problemáticos, dolorosos e com um custo social extremamente elevado pois, num ambiente de inflação alta e instável, a atividade produtiva é sempre desencorajada uma vez que os agentes econômicos preocupam-se mais com os ganhos (ou perdas) espúrias do processo inflacionário do que com o processo produtivo da nação. Enfim, o processo inflacionário representava um estrangulamento econômico que deveria ser combatido de todas as formas para dar fim ao baixo crescimento econômico, às recessões e até depressões.

Sendo assim, mesmo com vários entraves, o Brasil tem procurado se enquadrar no cenário econômico mundial adotando regras de política monetária (doravante PM) aliadas a metas e instrumentos bem definidos. Elas são princípios de condutas sistemáticas para instituições com plena consciência das conseqüências de suas ações e responsáveis pelas mesmas. Assim, uma maior ênfase é dada a comprometer os resultados relacionados aos resultados

¹ Para uma análise das tentativas de estabilização na América Latina o leitor pode se referir à Calvo & Vegh (1999)

econômicos desejados, como uma meta para a inflação, e não a indicadores técnicos monitorados pelos *policymakers* para o alcance do resultado desejado (Woodford, 2002a).

Do ponto de vista teórico, o renascimento do interesse em regras de PM é fruto de dois fatos importantes. Primeiramente, após um longo período de preponderância da teoria de ciclos reais e seu enfoque quase que exclusivo no papel de fatores não monetários, começou a surgir, a partir do final da década de 1980, uma gama de trabalhos empíricos mostrando a influência significativa da PM na definição do curso de curto prazo da economia real. O montante preciso da influência ainda é objeto de debate mas é certo que tal influência deve ser levada em conta pois parece haver um consenso de que a escolha de condução de PM tem conseqüências importantes para a atividade agregada como um todo. Segundo, é nítida a melhora no arcabouço usado para a análise dos impactos causados pela condução de PM. Tal melhora é devida à junção das técnicas da teoria do equilíbrio geral dinâmico, um ponto pioneiro da análise do ciclo real de negócios, e a incorporação explícita de fricções, como rigidez nominal de preços, necessárias para uma melhor avaliação das diversas políticas monetárias (Clarida, Gali & Gertler, 1999).

Uma boa razão para o consenso moderno das regras sobre a discricção, como em Taylor (1993), é a sustentação da credibilidade das ações dos formuladores de política, especialmente para evitar a inconsistência dinâmica, discussão esta iniciada em Kydland & Prescott (1977). Este interesse pelo estudo da credibilidade política monetária se torna relevante com o advento da teoria das expectativas racionais mas é aplicada mesmo se as expectativas não sejam totalmente racionais como previsto na teoria. Desta forma, se as expectativas são importantes, a credibilidade na condução de política econômica afeta variáveis importantes da economia (Blinder, 1999).

Desta maneira, a falta de credibilidade surge quando as decisões das autoridades monetárias (doravante AMs) são tomadas em forma seqüencial ao longo do tempo (sob discricção) e o governo não possui um instrumento de política eficaz e confiável. Esta falta de credibilidade tem várias implicações para a condução da PM – e também da política fiscal. Quando as AMs tomam como dadas as expectativas dos agentes econômicos, elas negligenciam os efeitos da política na formação das referidas expectativas. Assim, a inflação de equilíbrio pode se tornar mais alta que o desejado gerando uma crise de confiança dadas as expectativas negativas dos agentes privados. A falta de credibilidade traz também implicações institucionais e torna desejável a delegação da PM a uma autoridade monetária independente e a restrição às tarefas do *policymaker* (Persson & Tabellini, 1997).

Se a credibilidade é importante tanto para a política monetária quanto para a política fiscal, a inclusão de uma variável fiscal na discussão de PM se torna pertinente principalmente levando-se em conta o caso da política econômica brasileira, objeto de nossa discussão. Desta maneira, o objetivo central deste trabalho é analisar empiricamente a relação entre uma determinada função de reação do Banco Central do Brasil (BC), também conhecida como Regra de Taylor, e a dívida pública do país. Em outras palavras, a hipótese desta pesquisa é que, em busca de uma melhor condução da PM do país e, conseqüentemente, em busca de uma maior credibilidade em suas ações, as autoridades monetárias brasileiras coordenam uma regra de taxa de juros também em função do grau de endividamento público dado a influência deste fator na economia do país como um todo. A justificativa da pesquisa está no fato de a maioria das pesquisas a respeito da função de reação do BC não contemplarem a dívida pública em seus modelos, o que deixa um hiato passível de ser preenchido.

Para cumprir o objetivo proposto, este trabalho contará com três capítulos, além desta introdução e das considerações finais. O **capítulo 1** tem por objetivo fazer uma revisão teórica da política monetária, do conceito de credibilidade e do endividamento público. A primeira seção tratará da questão do viés inflacionário e da modelagem de credibilidade de política monetária. Nela serão desenvolvidos os modelos mais importantes que deram início à discussão de credibilidade a começar pela formulação teórica do modelo de Kydland & Prescott (1977), seguindo o modelo de construção de reputação de Barro-Gordon(1983 a,b) e o modelo de delegação de Rogoff(1985). A seção 1.2 dá um passo adiante e traz a discussão mais recente de política monetária com base na chamada perspectiva novo keynesiana de política monetária. Nesta seção, trataremos dos ganhos com comprometimento da condução de política monetária e todas as formulações teóricas adjacentes ao tema. A seção 1.3 utiliza o modelo analisado na seção anterior para formular a base teórica das metas inflacionárias e das regras de política monetária. Dando seqüência ao marco teórico necessário para o desenvolvimento da pesquisa trataremos, na seção 1.4, da dinâmica da taxa de juros em condições de endividamento público. Com base em um modelo de Romer (2001), abordaremos o assunto com ênfase no caso brasileiro.

Feito o marco teórico necessário à condução da pesquisa proposta, o **capítulo 2** tratará dos elementos da política monetária no Brasil após a instituição do plano real e enfatizará o período posterior à flexibilização cambial. O intuito do capítulo é relatar a condução da PM brasileira no período anterior à flutuação cambial e nos anos seguintes. Com esta aproximação inicial, verificaremos se a condução da PM estava seguindo os preceitos

teóricos desenvolvidos no primeiro capítulo, ou seja, se as autoridades monetárias estavam mesmo buscando construir credibilidade e se estavam utilizando os modelos teóricos relatados. Observaremos que a resposta é positiva apesar de todos os problemas enfrentados pela economia brasileira. Analisaremos, também, o regime de metas inflacionárias instituído no país e os resultados alcançados nos anos subseqüentes. Assim, a conjuntura econômica brasileira é discutida ano a ano até uma breve discussão do ano de 2003.

O **capítulo 3** dá um passo adiante na análise empírica do trabalho através do uso da econometria de séries temporais, particularmente do uso da metodologia dos vetores autorregressivos (VAR) e suas análises adjacentes, quais sejam: funções de resposta a impulsos, decomposição de variância e teste de causalidade Granger. Após uma breve discussão teórica a respeito do tema, partimos para o procedimento econométrico propriamente dito com a definição das variáveis e do modelo econométrico. De antemão, podemos dizer que nossos resultados mostram que a política monetária brasileira, após a flexibilização cambial de 1999, tem seguido uma dinâmica que interage uma regra de Taylor com a Dívida Pública. Em outras palavras, observa-se que as reações do BC, às oscilações inesperadas da inflação e do produto, passam a ficar fortemente condicionadas às alterações do endividamento público do país.

Finalmente, a última parte do trabalho será dedicada às considerações finais acerca do tema proposto, os resultados encontrados e futuras linhas de pesquisa que podem ser derivadas desta pesquisa.

1. Política Monetária, Credibilidade e Endividamento Público

A política econômica de uma determinada nação pode ser analisada por duas vias principais: 1. por uma conduta de curto prazo, quando o importante é o conjunto de atitudes dos formuladores de políticas e suas ações frente às perturbações enfrentadas pela economia; 2. pela performance de longo prazo da política adotada dado que, neste caso, políticas monetárias podem resultar em níveis inflacionários superiores ao nível social ótimo, o que possibilita o surgimento do chamado Viés Inflacionário, que guarda uma estreita relação com a senhoriagem² (a receita adquirida pelo governo pelo seu poder de impressão de moeda) ou com o *trade-off* inflação-produto, este objeto do nosso estudo.

É justamente no contexto deste *trade-off* que surgem as primeiras tentativas de conexão entre credibilidade de política econômica e comportamento do setor privado frente aos anúncios das autoridades monetárias. Aqui se destacam os primeiros modelos de credibilidade de política monetária, como o modelo de Kydland & Prescott (1977) por exemplo, seguidos de análises que levam em conta a importância da moeda na economia e que destacam, também, a utilização da taxa de juros como o principal instrumento da condução da política monetária. Neste contexto surgem os estudos a respeito das funções de reação do Banco Central baseados na regra definida em Taylor (1993). Entretanto, os estudos sobre este tema não levam em conta a análise da dívida pública, ou de qualquer outra variável fiscal, na definição da função de reação do Banco Central.

É justamente esta junção teórica que discutiremos neste capítulo. A primeira seção tratará dos principais modelos de credibilidade de política monetária destacados nos trabalhos de Kydland & Prescott (1977), Barro & Gordon (1983 a,b) e Rogoff (1985). A seção seguinte tratará do arcabouço teórico mais recente para a discussão de política monetária com ênfase aos modelos com/sem comprometimento. Embasada por esta teoria trataremos, na terceira seção, das metas inflacionárias. A última seção analisará a dinâmica de taxa de juros

² Para maiores detalhes acerca da relação Senhoriagem e Inflação o leitor pode referir-se a Simonsen & Cysne (1995) e Romer (2001). Para o caso brasileiro ler Pastore (1997).

em condições de endividamento público, ponto crucial para a política econômica brasileira nos últimos anos.

1.1. Modelos de Credibilidade de Política Monetária

1.1.1. Regras versus Discrição: O Modelo de Kydland & Prescott

Assumindo que o crescimento monetário é o determinante-chave da inflação e levando-se em conta a solução do problema da senhoriagem, as flutuações inflacionárias são resultado do *trade-off* inflação-produto surgindo, daí, o problema da *Inconsistência Dinâmica* em políticas monetárias para economias em regime de baixa inflação. Tal problema está relatado em Kydland & Prescott (1977) através da observação de que, se a inflação esperada é baixa tal que o custo marginal de uma inflação adicional é baixo, as AMs poderão perseguir políticas discricionárias para expandir o produto temporariamente acima de seu nível natural (Romer, 2001). Em sistemas econômicos dinâmicos, onde os formuladores de políticas estão envolvidos numa seqüência de eventos ao longo de um determinado período, políticas discricionárias podem influenciar negativamente na maximização da função objetivo, como exposto na equação (1.30). O paradoxo surge porque o planejamento econômico não é um jogo contra a natureza, mas sim contra agentes econômicos racionais. Este argumento tem implicações para a conduta da PM e para a estrutura institucional como um todo em termos de geração de credibilidade na busca de uma redução da inflação. O mote fundamental do trabalho dos autores está na característica *forward-looking* dos agentes econômicos – a autoridade monetária e o setor privado – de gerar um jogo dinâmico entre as partes. Se a PM formulada é anunciada ao público de forma crível, nos períodos subseqüentes ela não será mais ótima pois o governo é incentivado a trapacear (Snowdon, Vane & Wynarczyk, 1994)³.

O fenômeno pode ser melhor analisado matematicamente através de um modelo, baseado em Obstfeld & Rogoff (1996) e cujas variáveis são definidas como:

³ Calvo (1978) desenvolve uma discussão similar à de Kydland & Prescott (1977) mas abordando o tema através da discussão da reação entre imposto inflacionário ótimo e a retenção de moeda.

- y_t = log do produto;
 \bar{y}_t = log do produto natural (ao nível de preços flexíveis);
 \tilde{y} = log do nível de produção desejado pela AM;
 π_t = inflação;
 π_t^e = inflação esperada;
 z_t = choque de oferta com média zero condicional e *i.i.d.*
 χ = medida de aversão do governo à inflação
 k = diferença entre o nível de produção desejado e o nível de longo prazo,
 ou seja, $\tilde{y} - \bar{y} = k > 0$

Definidas as variáveis a curva de oferta agregada de Lucas para o curto prazo é:

$$y_t = \bar{y}_t - (\pi_t - \pi_t^e) - z_t \quad (1.1)$$

Assim, o produto corrente pode se desviar da produção de longo prazo caso a inflação esperada se desvie da inflação observada ou caso haja um choque de oferta.

As AMs tentam minimizar uma função perda cuja forma é a que se segue:

$$L_t = (y_t - \tilde{y})^2 + \chi \pi_t^2 \quad (1.2)$$

Substituindo (1.2) em (1.1) a Função Perda do Governo passa a ser:

$$L = (\pi_t - \pi_t^e - z_t - k)^2 + \chi \pi_t^2 \quad (1.3)$$

A presença do 'k' cria o problema de inconsistência dinâmica pois as autoridades podem anunciar uma inflação futura com uma função de distribuição com média zero. No entanto, se este anúncio tem a credibilidade do setor privado, o produto pode ser aumentado acima do nível natural e uma inflação surpresa pode ser causada com um custo mínimo. O objetivo do governo é minimizar sua perda mas ele só pode escolher a inflação pois o 'k' é dado e o choque é exógeno. Assim:

$$\frac{dL_t}{d\pi_t} = \underbrace{2(\pi_t - \pi_t^e - z_t - k)}_{\text{termo 1}} + \underbrace{2\chi\pi_t}_{\text{termo 2}} = 0 \quad (1.4)$$

onde os *termos 1 e 2* são, respectivamente, o benefício e o custo marginais de uma maior inflação. A equação (1.4) implica que o valor da inflação que minimiza a perda do governo é:

$$\pi_t = \frac{k + \pi_t^e + z_t}{1 + \chi} \quad (1.5)$$

Assim, o nível de inflação escolhido pela AM é uma função das expectativas inflacionárias que são definidas, em $t - 1$, pelo setor privado da seguinte forma:

$$\pi_t^e = E_{t-1}\pi_t = E_{t-1} \left\{ \frac{k + \pi_t^e + z_t}{1 + \chi} \right\} \quad (1.6)$$

ou, uma vez que $E_{t-1}z_t=0$ e $E_{t-1}\pi_t^e=0$, a expectativa do setor privado pode ser:

$$\pi_t^e = \frac{k}{\chi} \quad (1.7)$$

Observe que a inflação esperada é maior quanto maior o valor de 'k' e menor à medida que cresce a aversão a inflação. Substituindo (1.7) em (1.6) acha-se a inflação *ex post*, isto é, a inflação feita pelo governo:

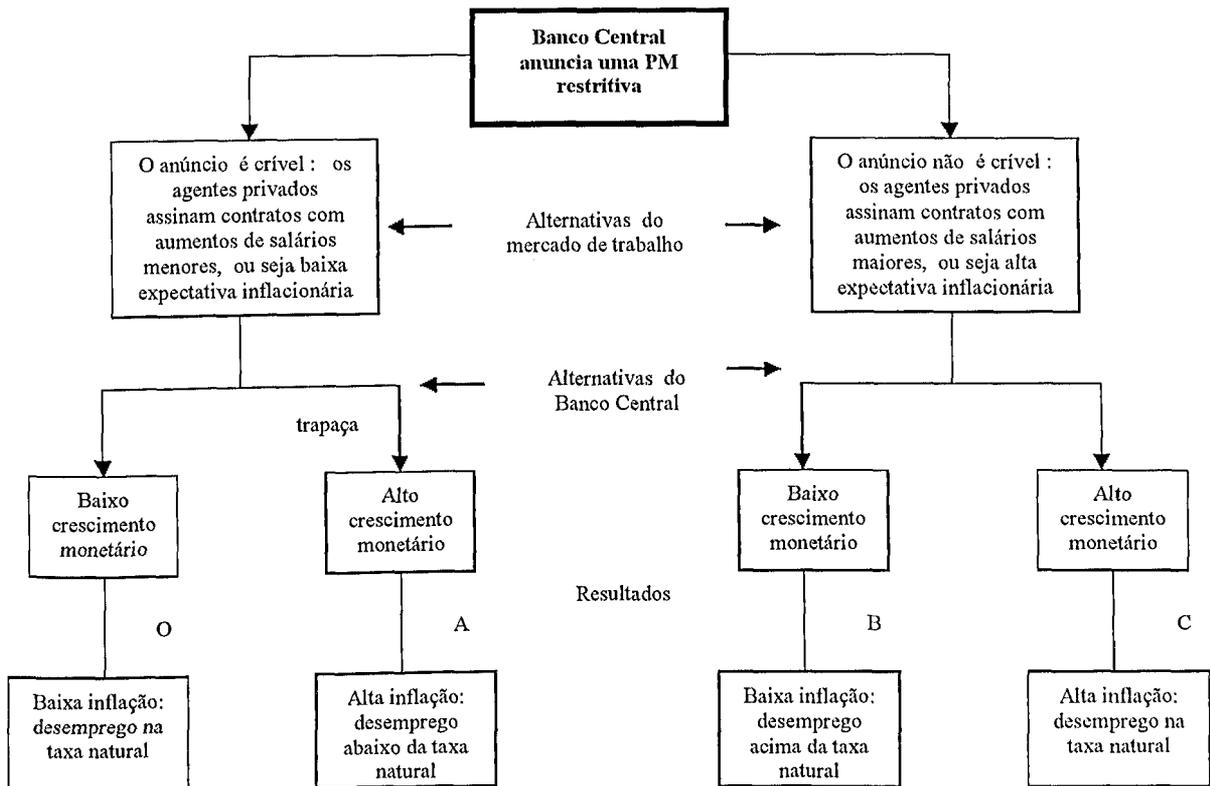
$$\pi_t = \frac{k}{\chi} + \frac{z_t}{1 + \chi} \quad (1.8)$$

Comparando as duas últimas equações, nota-se que, em equilíbrio, as AMs não obtêm sucesso em surpreender o setor privado pois a diferença entre a inflação corrente e a inflação esperada está no choque de oferta que não é previsto. Pela equação (1.4), o benefício marginal é maior que o custo de se inflacionar, ou seja, as AMs poderiam provocar uma inflação maior mas somente acomodam um choque de oferta não antecipado. Neste caso, a inflação é mais alta para impedir uma queda acentuada do produto e essa acomodação depende da aversão do governo à variações no preço.

Mesmo na ausência de algum choque, tem-se uma inflação diferente de zero. Este é o problema da inconsistência intertemporal e a razão (k/χ) é o viés inflacionário. Como o ideal não é o uso de regras fixas, o desejo das AMs é convencer o setor privado que a PM só será utilizada na acomodação de choques, isto é, $k = 0$. Em outras palavras, ao invés de tentar fazer uma inflação zero, o desejo das AMs é se comprometer *ex ante* a uma regra de política ótima do tipo:

$$\pi_t = \frac{z_t}{1 + \chi} \quad (1.9)$$

Figura 1.1
Jogo entre autoridades monetárias e negociadores de salários



Fonte: Snowdon, Vane & Wynarczyk (1994:209)

Estes fatos também foram bem capturados num trabalho de Taylor (1985) e reproduzidos, com adaptações, por Snowdon, Vane & Wynarczyk (1994) como exposto na figura 1.1. Conforme esta figura 'C' é um resultado inconsistente temporalmente ao passo que 'O' é a solução ótima de baixa inflação com desemprego na taxa natural. A tentação do governo para estimular a economia é indicada por 'A', enquanto que a decisão em não validar uma taxa alta de inflação esperada e maiores salários produzirão uma recessão e é indicada por 'B'. Resumindo o argumento, se as AMs possuem poderes discricionários, elas têm um incentivo à trapaça fazendo com que políticas anunciadas, mas com características de serem inconsistentes temporalmente, não serão críveis. Uma vez que o setor privado conhece a função objetivo do governo, ele não ajustará suas expectativas inflacionárias em resposta aos anúncios sem credibilidade e, na ausência de regras sérias, a economia não será capaz de atingir a posição ótima. O equilíbrio não cooperativo de Nash indicado no ponto C demonstra

que políticas discricionárias geram um resultado sub-ótimo e exibem um viés inflacionário. Como o setor privado pode antecipar a inflação, os formuladores de política têm que inflacionar a uma taxa igual àquela esperada pelo setor privado para que não haja perda de produto. Desta forma, uma política sem credibilidade não será nem ótima nem efetiva.

1.1.2. O Modelo de Construção de Reputação de Barro-Gordon

O modelo de credibilidade de PM enunciado em Kydland & Prescott (1977) foi o passo inicial para a identificação de um problema a ser analisado mais profundamente. Entretanto, o jogo de uma só partida, como foi apresentado, não condiz com a realidade uma vez que, na condução de PM, as ações acontecem repetidamente. Neste caso, o formulador de política deve ter uma visão de longo prazo pois as futuras conseqüências da política corrente influenciarão sua reputação. Se é assim, o incentivo à trapaça é reduzido devido ao *trade-off* intertemporal entre os ganhos correntes da trapaça e os custos futuros aliados a esta ação (Snowdon, Vane & Wynarczyk, 1994). É baseado nesta discussão que surgem os modelos de construção de reputação de Barro & Gordon (1983a, b).

Há, nestes trabalhos, uma significativa contribuição para a análise positiva da PM cuja preocupação central é ver como se comportam os tomadores de decisões e não como eles deveriam se comportar. Por conta destas interações repetidas entre a AM e os agentes econômicos, a perda potencial de reputação, ou de credibilidade, motiva o *policymaker* a seguir as regras e fazem com que os ganhos advindos de um choque de inflação inesperado sejam trocados em favor de uma inflação média mais baixa no longo prazo (Barro & Gordon, 1983b). Em outras palavras, existe a possibilidade de o tomador de decisão, ao comportar consistentemente, alcançar um melhor resultado se comparado com aquele discutido no modelo anterior. Talvez, ao mostrar paciência e investir em reputação, o BC pode induzir o setor privado a acreditar que ele não produzirá uma inflação inesperada (Fischer, 1990).

Assim, suponha que o BC agora tente minimizar a seguinte função perda:

$$E_t \left\{ \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} L_s \right\} \quad (1.10)$$

onde β é a taxa de desconto do futuro e ' L_s ' é similar à equação (1.3).

A inflação esperada se comportará da seguinte maneira:

$$\pi_t^e = \begin{cases} 0 & \text{se } \pi_{t-s} = \pi_{t-s}^e, \quad \forall_s > 0 \\ k/\chi & \text{do contrário} \end{cases}$$

Situação 1:

Se o governo decide trapacear, ele deve escolher, no período em que trapaceia, a inflação que minimiza a função $L_t = (\pi_t - k)^2 + \chi\pi_t^2$, considerando que o setor privado espera $\pi_t^e = 0$. Portanto, a inflação será:

$$\frac{dL_t}{d\pi_t} = 2(\pi_t - k) + 2\chi\pi_t = 0 \rightarrow \pi_t - k + \chi\pi_t = 0 \therefore \pi_t = \frac{k}{1+\chi} \quad (1.11)$$

Se o governo opta por fazer esta inflação, sua perda, no período, será a seguinte:

$$L_t = \left(\frac{k}{1+\chi} - k\right)^2 + \chi\left(\frac{k}{1+\chi}\right)^2 = \left(\frac{k-k-\chi k}{1+\chi}\right)^2 + \frac{\chi k^2}{(1+\chi)^2} \therefore L_t = \frac{\chi}{1+\chi} k^2 \quad (1.12)$$

O custo (C) da trapaça será:

$$C = \frac{\beta}{1-\beta} \left[k^2 + \frac{\chi k^2}{\chi^2} \right] = \left\{ \left[\frac{\beta}{(1-\beta)} \right] \left[\frac{(1+\chi)k^2}{\chi} \right] \right\} \quad (1.13)$$

Desta forma, nos períodos seguintes, a perda da AM dependerá de como ela desconta o futuro. Isso gera uma perda total para a AM, quando esta trapaceia, de:

$$L_t = \frac{\chi}{1+\chi} k^2 + \frac{\beta}{1-\beta} \left(\frac{1+\chi}{\chi} \right) k^2 \quad (1.14)$$

Situação 2:

Se o governo resolve não trapacear sua perda total será:

$$L_t = \left(1 + \frac{\beta}{1-\beta} \right) k^2 = \frac{1}{1-\beta} k^2 \quad (1.15)$$

Comparando as duas alternativas, nota-se que o governo será oportunista se (1.14) < (1.15):

$$\left\{ \left[\frac{\chi}{1+\chi} + \frac{\beta}{1-\beta} \left(\frac{1+\chi}{\chi} \right) \right] k^2 \right\} < \left\{ \frac{1}{1-\beta} k^2 \right\} \therefore \beta < \frac{\chi}{1+2\chi} \quad (1.16)$$

ou seja, quanto menos o governo se importa com o futuro maior a possibilidade de uma ação oportunista (Obstfeld & Rogoff, 1996).

No modelo de Barro & Gordon, o surgimento do *Viés Inflacionário* acontece porque as AMs não estão comprometidas com regras mas, mesmo assim, elas serão influenciadas por considerações acerca do quesito reputação, caso enfrente possíveis punições dos agentes privados. Tendo isso em mente, as AMs devem pesar os ganhos da trapaça contra os custos futuros de uma inflação mais alta. Dado esse *trade-off* intertemporal, o equilíbrio do jogo dependerá da taxa de desconto do formulador de política. Quanto mais alta a referida taxa, mais próximo de uma solução de equilíbrio com consistência temporal como proposto em Kydland & Prescott (1977), ponto 'C' na Figura 1.1. Se a taxa de desconto é baixa, a posição de equilíbrio estará mais próxima do resultado de um pré-compromisso ótimo de inflação zero (Snowdon, Vane & Wynarczyk, 1994). Em outras palavras, a natureza do equilíbrio no modelo de Barro & Gordon está no fato de que, não ausência de erros de cálculo, o governo fará a política anunciada porque não há vantagem em agir diferente disso. Caso haja um erro de cálculo e a inflação se desvie do esperado, já no próximo período a AM implementará a inflação esperada e terá de volta sua credibilidade e reputação (Blanchard & Fischer, 1990)⁴.

1.1.3. O Modelo de Delegação de Rogoff

Se a credibilidade é um problema na condução da PM de uma nação, esta pode promover reformas institucionais para diminuir as expectativas inflacionárias sem a adoção de regras rígidas e com ganhos para a sociedade como um todo. No entanto, apesar de este fato reduzir o problema de inconsistência dinâmica, há um aumento na variabilidade do emprego quando os choques de oferta são potentes (Rogoff, 1985).

Uma AM conservadora pode possuir a seguinte função perda:

$$L_t^{BC} = (\pi_t - \pi_t^e - z_t - k)^2 + \chi^{BC} \pi_t^2 \quad (1.17)$$

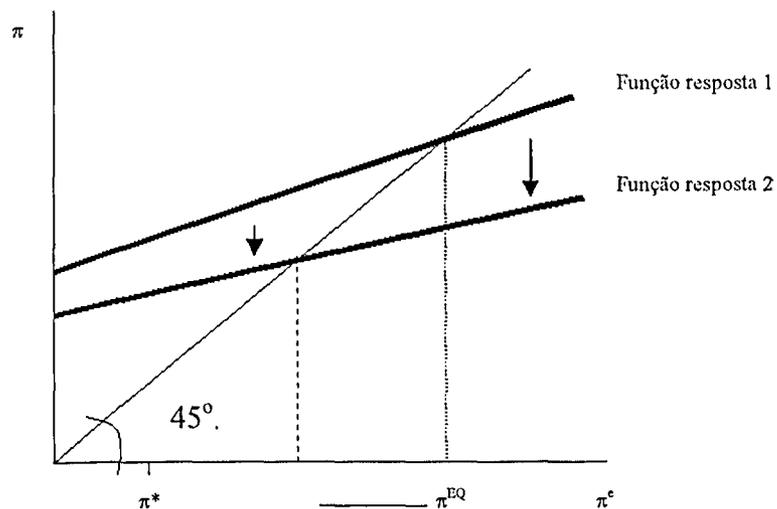
⁴ Os mesmos autores analisam o modelo de construção de reputação com múltiplos equilíbrios seguindo os raciocínios de Backus & Driffill (1985) e Barro (1986).

onde $\chi^{BC} > \chi$, isto é, o BC é conservador pois sua aversão à inflação é maior que a aversão da sociedade. Desta forma, o equilíbrio para o jogo de uma só rodada é:

$$\pi_t^e = \frac{k}{\chi^{BC}} \quad e \quad \pi_t = \frac{k}{\chi^{BC}} + \frac{z_t}{1 + \chi^{BC}} \quad (1.18)$$

Note que a solução para as duas equações é similar às equações (1.7) e (1.8) mas, agora, a aversão em questão é a do BC conservador e isso faz com que a inflação esperada seja menor que no caso anterior. Contudo, o BC conservador reage menos aos choques de oferta e, se estes são constantes, a estabilidade na inflação pode ser obtida com uma grande instabilidade no emprego e no produto. Pela Figura 1.2, nota-se que, como a aversão do BC é maior, os agentes ponderam mais a inflação e escolhem um menor valor desta para um dado nível de inflação esperada. Além disso, a função de resposta do agente é menos inclinada⁵.

Figura 1.2
O efeito da delegação a uma AM conservadora na inflação de equilíbrio



A conclusão de Rogoff (1985:1187) e Remer (2001:488)

⁵ Uma variante do modelo de delegação de Rogoff é a instituição de contratos ótimos para as autoridades monetárias como proposto por Walsh (1995). Além deste, existem os modelos de ciclos políticos utilizados no entendimento de credibilidade de política monetária. Persson & Tabellini (1997) abordam o tema de forma bem aprofundada e Preussler & Portugal (2002) fazem o mesmo e também estudam empiricamente o caso brasileiro.

“Although society does want the central bank to place a large weight on inflation rate stabilization relative to employment stabilization, society will not (in general) want the weight to be infinite. By having the central bank place an infinite weight on inflation stabilization, society could succeed in bringing inflation down to its socially optimal level. But the central bank would also end up responding very inappropriately to supply shocks, allowing them to pass entirely through to employment. By lowering the weight which the central bank places on inflation, society could achieve a first-order stabilization gain at a second-order inflation cost. However, the inflation weight should not be so low that the central bank is placing the same weight on inflation-stabilization as society does. For then the central bank would be stabilizing optimally and by raising the central bank’s weight on inflation, it would be possible to achieve a first-order inflation gain at a second-order stabilization cost (by the envelope theorem). (Rogoff, 1985)”

1.2. A Perspectiva Novo Keynesiana de Política Monetária

Os modelos relacionados na seção anterior já delinearão a importância da credibilidade na condução da PM. Kydland & Prescott (1977) e Barro & Gordon (1983 a,b), por exemplo, mostraram como o comprometimento da AM a um certo tipo de PM e o cumprimento do prometido eliminam o viés inflacionário. Caso não haja comprometimento por parte dos formuladores de política, o melhor a fazer é delegar poderes ao BC contando que este tenha uma maior aversão à inflação. Neste caso, o Viés Inflacionário é mitigado, mas possibilita o surgimento do custo de um viés de estabilização (Minella, 2002). Em outras palavras, o BC se empenha muito em estabilizar a inflação, em resposta aos choques enfrentados pela economia, e não se empenha tanto com questões como recessão e desemprego. Contudo, estes modelos assumem que os preços são flexíveis o que traz alguns problemas de cunho teórico e prático⁶.

Uma característica da condução da PM é a resposta do BC às mudanças no produto. Se este aumenta, o BC aumenta a taxa de juros real e vice-versa. Expressando este fato matematicamente temos: $r = r(Y)$, sendo r a taxa de juros real e Y o nível de produto. Desta maneira, a forma como o BC controla a taxa de juros real e sua resposta às mudanças na inflação são pontos que devem ser levados em consideração numa análise de política macroeconômica. A taxa de juros real é controlada pelo ajuste feito na oferta monetária. Sendo assim, é importante saber se a AM tem poder de influência sobre r . Considerando a equação básica do mercado monetário:

⁶ Toda esta discussão está também ligada à questão da independência do Banco Central. Mais detalhes sobre o tema pode ser encontrado em Alesina & Summers (1993), Fuhrer (1997), Romer & Romer (1997), Posen (1993) e Holanda & Freire (2002).

$$\frac{M}{P} = L(i, Y) \quad \rightarrow \quad P = \frac{M}{L(i, Y)} \quad (1.19)$$

onde M = estoque de moeda, P = nível de preços, i = taxa nominal de juros e $L(\bullet)$ = Função de demanda por moeda. Note que o crescimento monetário tem um papel importante na determinação da inflação, não porque moeda afeta preço mais diretamente que outros fatores, mas porque, empiricamente, variações no crescimento do volume monetário explicam muito das variações no crescimento da demanda agregada. Assim, não há uma relação causal de determinação, mas um fato estilizado que merece ser analisado. Desta forma, analisaremos, a partir de agora, uma nova literatura baseada na idéia de que a rigidez nominal de preços, pelo menos temporária, faz com que surjam efeitos não neutros da PM.

O modelo aqui proposto está definido em Clarida, Gali & Gertler (1999), Svensson & Woodford (2003), Woodford (1999a, 1999b) e Minella (2002) sendo que este também trata da presença da persistência inflacionária através de uma curva híbrida de oferta agregada que, além do termo correspondente à expectativa inflacionária, também adiciona um outro termo correspondente à inflação passada. O modelo é para uma economia fechada que tem como instrumento de PM a taxa de juros de curto prazo⁷. Quanto ao comportamento do setor privado, este depende do curso presente e do curso esperado da economia o que torna relevante a credibilidade da PM. Sendo assim, a discussão proposta é verificar se há ganhos, em termos de credibilidade, quando a AM se compromete com uma regra de PM ou se há arranjos institucionais para se buscar tal comprometimento (Clarida, Gali & Gertler, 1999). Em outras palavras, uma AM que reconhece o caráter *forward-looking* do setor privado deveria notar que a evolução das variáveis-objetivo da economia não depende somente das ações correntes mas também de como o setor privado espera que a PM seja conduzida no futuro. Desta maneira, um resultado mais desejável pode ser alcançado se as expectativas do setor privado ajustarem-se, de modo apropriado, aos choques observados na economia. No entanto, não faz sentido o BC supor que tem poderes de manipular as expectativas através de anúncios de intenções não relacionadas com o que ele realmente fará no futuro pois a

⁷ Há muitos casos em que o interesse no comportamento das taxas de juros recai tanto no curto quanto no longo prazo. Em outras palavras, uma vez que a taxa de juros de curto prazo é o custo de oportunidade de se reter moeda, acredita-se que as autoridades monetárias têm mais controle desta taxa de curto prazo do que no longo prazo. Entretanto, as decisões de investimento dependem muito mais das taxas de juros de longo prazo (Mankiw, 1986). Assim, a compreensão desta relação entre taxas de curto e longo prazos parece essencial para a condução da PM. Esta relação entre diferentes horizontes é conhecida como a *Estrutura a Termo das Taxas de Juros* e a teoria padrão que embasa a análise é a *Teoria das Expectativas da Estrutura a Termo*.

otimização que a AM busca dependerá da credibilidade de seus comprometerimentos ao comportamento futuro tendo em vista, também, suas atuações passadas (Woodford, 1999b).

Em outras palavras, a seção anterior foi dedicada à exposição dos modelos de credibilidade de PM que, de uma forma geral, já enfatizavam o problema da persistência do viés inflacionário caso as autoridades monetárias agissem de forma discricionária. Agora, nossa preocupação tem seu foco na idéia de que a busca da redução inflacionária numa economia poder ser mais dolorosa que o necessário se a PM é vista como não crível no combate à inflação. Aqui, a fonte do problema está na escolha dos preços e salários do presente pois esta escolha pode depender das crenças sobre a trajetória futura dessas duas variáveis que, por sua vez, dependem do curso corrente da PM. Assim, a questão levantada na seção 1 e o presente argumento são, de certa forma, similares. Ambos sugerem que uma AM capaz de estabelecer credibilidade é também capaz de reduzir a inflação a um custo menor (Clarida, Gali & Gertler, 1999). Mas a fonte do problema em cada caso é sutilmente diferente e pode ser vista pelo argumento de que há duas importantes vantagens em se comprometer a uma regra de PM apropriada:

- a efetividade da PM depende não só das ações do Banco Central, mas também das expectativas dos agentes econômicos quanto ao curso futuro da política dotada. Assim, o BC deve não somente buscar a decisão mais acertada mas também fazer com que suas ações sejam previsíveis;
- mesmo que o público não tenha dificuldade em perceber corretamente as ações da AM – como previsto pela hipótese das expectativas racionais – e se esta agir, a cada momento, sem se comprometer com nenhum comportamento futuro e não levar em conta seus comprometerimentos passados, seu padrão de comportamento será sub-ótimo (Woodford, 2002a).

1.2.1. Um Modelo Macroeconômico para a Análise de Política Monetária

O modelo aqui utilizado está baseado em Clarida, Gertler e Gali (1999) com inserções em Minella (2002) e Woodford (1999b). Sejam y_t e z_t , respectivamente o produto e seu nível natural. Este é o nível de produto que existiria se preços e salários fossem completamente flexíveis. A diferença entre o produto real e o potencial é definida como o hiato do produto (x_t), ou seja: $x_t \equiv y_t - z_t$.

Sejam, também, φ a elasticidade intertemporal de substituição do consumo, π_t o nível de inflação e i_t é a taxa nominal de juros.

Assim, é possível representar o modelo básico através de duas equações. Uma Curva IS que relaciona inversamente o hiato do produto (x_t) com a taxa de juros real e tem a seguinte forma:

$$x_t = -\varphi [i_t - E_t \pi_{t+1}] + E_t x_{t+1} + g_t \quad (1.20)$$

Uma Curva de Phillips que relaciona positivamente inflação ao hiato do produto⁸:

$$\pi_t = \lambda x_t + \beta E_t \pi_{t+1} + u_t \quad (1.21)$$

onde g_t e u_t são as perturbações definidas como:

$$g_t = \mu g_{t-1} + \hat{g}_t \quad e \quad u_t = \rho u_{t-1} + \hat{u}_t \quad (1.22)$$

onde $0 \leq \mu, \rho \leq 1$ e ambas as perturbações são variáveis aleatórias do tipo *i.i.d.* com média zero e variância σ_g^2 e σ_u^2 . u_t é um choque de oferta do tipo *cost push* e g_t é uma função das mudanças esperadas dos gastos governamentais relativas às mudanças esperadas no produto potencial. Assim, g_t desloca a curva IS e pode ser interpretado como um choque de demanda.

Iterando (1.20) obtém-se a seguinte equação:

$$x_t = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \left\{ -\varphi [i_{t+i} - \pi_{t+i+1}] + g_{t+i} \right\} \quad (1.23)$$

Esta equação deixa claro que crenças sobre o futuro da economia afetam a atividade agregada corrente pois o hiato do produto depende não só da taxa real de juros corrente e dos choques de demanda mas também da trajetória futura dessas duas variáveis. Esta equação também sugere que, como a PM afeta a taxa real de curto prazo devido à rigidez nominal, as ações políticas correntes e esperadas afetam a demanda agregada.

⁸ Minella (2002) trabalha com os efeitos de uma persistência inflacionária e, para isso, constrói uma curva de oferta agregada híbrida em que um sub-conjunto de agentes têm expectativas de inflação *backward looking* (γ_b) e o restante dos agentes tem expectativas racionais (γ_f): $\pi_t = \lambda x_t + \gamma_f E_t \pi_{t+1} + \gamma_b \pi_{t-1} + u_t$. Para uma análise mais aprofundada do tema, consulte Gali & Gertler (1999).

A Curva de Phillips vem do uso de uma hipótese baseada em Calvo (1983), onde há um estabelecimento alternado (*staggered*) dos preços nominais. A formulação do autor facilita a agregação das decisões das firmas pois as histórias das mesmas não influenciam seus ajustes de preços. Assim, a equação (1.21) é uma aproximação loglinear do *steady state* da agregação das decisões de ajuste de preços de cada firma individual. A diferença dessa curva em relação à Curva de Phillips aumentada de expectativas é que em (1.21) a inflação futura esperada, $E_t \pi_{t+1}$, entra de forma aditiva, em oposição à inflação corrente esperada, $E_{t-1} \pi_t$. As implicações desta distinção são vistas pela iteração *forward* a seguir:

$$\pi_t = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i [\lambda x_{t+i} + u_{t+i}] \quad (1.24)$$

Note que a inflação depende inteiramente das condições econômicas correntes e também futuras, ou seja, as firmas estabelecem seus preços nominais baseadas nas expectativas dos futuros custos marginais. A variável x_{t+i} captura movimentos nos custos marginais associados com a variação no excesso de demanda. Os choques *cost push* (u_{t+i}) capturam tudo mais que afeta os custos marginais esperados e fazem com que o modelo gere variações na inflação que surge independentemente do movimento no excesso de demanda (Clarida, Gali & Gertler, 1999).

O modelo é fechado definindo a taxa de juros nominal como o instrumento de política monetária, isto é, definindo uma regra⁹ de taxa de juros como em Taylor (1993). Neste artigo, o autor traz à tona a discussão de regras simples para a taxa de juros ao analisar o que hoje é comumente chamada *Regra de Taylor*, em que as taxas de juros são ajustadas de acordo com o desvio do produto de sua taxa potencial e com o desvio da inflação abaixo ou acima da meta. Em outras palavras, a taxa de juros nominal deve subir a patamares superiores à elevação da inflação para que a taxa real aumente com o aumento da inflação e, por outro lado, a taxa de juros deve cair/subir se o produto estiver abaixo/acima do normal. Em sua forma original, a regra tem a seguinte fórmula:

$$r = p + .5y + .5(p-2) + 2 \quad (1.25)$$

⁹ Além dos tópicos que aqui serão tratados, estamos cientes do caso da indeterminação da regra de taxa de juros para preços perfeitamente flexíveis. Entretanto, como não há razão para acreditar que os preços se comportam desta maneira, a questão da indeterminação parece não ser tão importante na prática (Clarida, Gali & Gertler, 1999). De todo modo, para maiores detalhes sobre o tema o leitor pode consultar Woodford (1999b) e Svensson & Woodford (2003).

onde: 'r' é a *federal funds rate*;
 'p' é a taxa de inflação dos últimos quatro trimestres;
 'y' é o desvio percentual do PIB real de sua meta .

De maneira mais generalizada, a Regra de Taylor tem a seguinte forma:

$$i_t - \pi_t = a + b\pi_t + c(\ln Y_t - \ln \bar{Y}_t) \quad (1.26)$$

Se \bar{r}_t for a taxa de juros real que prevalece quando $Y_t = \bar{Y}_t$ e se assumirmos que ela é constante ao longo do tempo, podemos escrever:

$$i_t - \pi_t = \bar{r} + b(\pi_t - \pi^*) + c(\ln Y_t - \ln \bar{Y}_t) \quad (1.27)$$

onde: $\pi^* = (\bar{r} - a)/b$. Fica claro que o BC deve aumentar a taxa de juros real acima de seu equilíbrio de longo prazo se a inflação exceder a meta ou se o produto exceder sua taxa natural (Romer, 2001:501).

Três questões devem também ser levadas em conta: 1. quais os valores ótimos dos coeficientes 'b' e 'c' relacionados com a inflação e produto pois destes valores dependerão o comportamento e a volatilidade da economia; 2. se a regra deve ser *forward looking* ou não; 3. como devem ser medidas as variáveis que compõem a regra e como escolher variáveis adicionais para a mesma.

A função de reação composta de um componente *forward looking* capta as expectativas futuras de inflação e produto e, segundo Clarida, Gali & Gertler (1998), pode ter a seguinte forma:

$$i_t^* = \alpha + \beta(E[\pi_{t,k} | \Omega_t] - \pi^*) + \gamma E[x_{t,q} | \Omega_t] \quad (1.28)$$

onde:

- i_t^* = meta para a taxa de juros no período 't' e é determinada a cada período como uma função dos hiatos entre inflação esperada e produto e seus respectivos níveis de meta;
- $\pi_{t,k}$ = a mudança percentual no nível de preços entre t e t+k;
- π^* = meta para a inflação;
- $x_{t,q}$ = medida da média do hiato do produto entre os períodos t e t+q;

- E = operador esperança;
- Ω_t = conjunto de informações no tempo da imposição da taxa de juros;
- α = por construção, é a taxa nominal desejada quando inflação e produto estão nas metas desejadas.

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.

A especificação da função de reação acima é muito restritiva para um modelo de mudanças na taxa de juros sendo que há três razões para tal fato: 1. a função assume um ajuste imediato da taxa de juros observada à sua meta em resposta às mudanças nesta e, assim, ignora a tendência do BC em suavizar mudanças na taxa de juros; 2. as mudanças na taxa de juros são assumidas de serem puramente endógenas, isto é, de refletirem a resposta sistemática do BC ao prospecto da inflação e produto; 3. a equação (1.28) assume que o BC tem um controle perfeito sobre a taxa de juros, isto é, a AM tem sucesso em manter a taxa de juros no nível desejado (Clarida, Gali & Gertler, 1998).

Desta forma, a suavização da taxa de juros pode ser vista como:

$$i_t = (1 - \rho)[\alpha + \beta\pi_t + \gamma x_t] + \rho i_{t-1} + \xi_t \quad (1.29)$$

onde:

- α é uma constante interpretada como a taxa nominal de juros do *estado estacionário*;
- β e γ são respectivamente os coeficientes estimados das inclinações da inflação e hiato do produto
- $\rho \in [0,1]$ é um indicador do grau de suavização das mudanças na taxa de juros;
- ξ_t é um choque exógeno (com média zero) da taxa de juros.

A suavização está presente em duas maneiras distintas. Primeiro, β e γ são geralmente menores que o sugerido pela regra de PM ótima. Segundo, há geralmente um ajustamento parcial aos movimentos em π_t e x_t , refletido pela presença dos juros defasados na regra ajustada. Ou seja, i_t é uma média ponderada de algum valor desejado que depende do estado da economia (dado pelo termo $[\alpha + \beta\pi_t + \gamma x_t]$) e da taxa de juros defasada, onde os pesos relativos dependem do parâmetro ρ de suavização (Clarida, Gali & Gertler, 1999).

1.2.2. O Objetivo da Política Monetária

O objetivo da autoridade monetária é traduzir o comportamento das variáveis-objetivo da economia numa medida de bem-estar para guiar as escolhas de políticas econômicas. Clarida, Gali & Gertler (1999) assumem que a função objetivo tem como meta as variáveis hiato do produto (x_t) e inflação (π_t) e possui a seguinte forma:

$$P = \max - \frac{1}{2} E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left[\alpha x_{t+i}^2 + \pi_{t+i}^2 \right] \right\} \quad (1.30)$$

onde o parâmetro α é o peso relativo dado aos desvios do produto. Uma vez que $x_t \equiv y_t - z_t$, a função perda tem o produto potencial z_t como meta. Esta função também assume que a meta inflacionária é zero mas é possível adicioná-la à equação como em Minella (2002) que representa tanto a meta para o hiato do produto (x_t^*) e a meta para a inflação (π_t^*). Assim, o objetivo da PM passa a ser a minimização da seguinte Função de Perda Social Intertemporal:

$$P = \frac{1}{2} E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left[\alpha \left(x_{t+i} - x_{t+i}^* \right)^2 + \left(\pi_{t+i} - \pi_{t+i}^* \right)^2 \right] \right\} \quad (1.31)$$

onde β é o fator de desconto e α é a aversão da sociedade à variações na inflação (um menor α representa uma maior aversão à variabilidade da inflação).

Montado o modelo, agora é possível a análise da condução da PM com discricção e com comprometimento (total ou restrito). De início, pode-se dizer que a diferença básica entre as políticas monetárias ótimas com comprometimento e com discricção está na maneira como o BC leva em consideração as expectativas dos agentes quando minimiza a função perda (ou em nosso caso quando maximiza a função objetivo). Com comprometimento, a autoridade monetária escolhe, de uma vez por todas, as trajetórias *state-contigent* do hiato do produto, taxa de inflação e taxa de juros. Uma vez que suas futuras ações serão comprometidas com um certo plano previamente definido no momento da otimização, o *policymaker* pode explorar o efeito de suas decisões nas expectativas dos agentes privados. Com discricção, contudo, o BC reotimiza a cada período. A resposta ótima não é restrita por nenhum comportamento ou regra assumida no passado. Desta maneira, o BC não se

compromete com nenhum comportamento futuro e não pode utilizar disso para afetar as expectativas dos agentes privados (Minella, 2002).

1.2.3. A Política Monetária sem Comprometimento (discrição)

As preferências da AM são, por hipótese, similares às da sociedade. Assim, a cada período a autoridade monetária escolhe as duas variáveis-objetivo $\{x_t \text{ e } \pi_t\}$ e o instrumento de PM $\{i_t\}$ para maximizar o objetivo (1.30), ou minimizar (1.31), sujeito às curvas (1.20) e (1.21). Clarida, Gali & Gertler (1999) dividem o problema em dois estágios. Primeiro, o BC escolhe as duas variáveis-objetivo para maximizar seu objetivo (1.30), dada a equação da inflação em (1.21). Então, levando em conta os valores ótimos de x_t e π_t , o BC determina o valor de i_t indicado pela curva IS. Como na ausência de comprometimento as crenças dos agentes não podem ser manipuladas, ao resolver seu problema de otimização, o BC toma como dadas as expectativas do setor privado e a cada período o BC escolhe x_t e y_t para maximizar:

$$-\frac{1}{2}[\alpha x_t^2 + \pi_t^2] + F_t \quad (1.32)$$

$$\text{sujeito a: } \pi_t = \lambda x_t + f_t \quad (1.33)$$

$$\text{onde: } F_t \equiv -\frac{1}{2} E_t \left\{ \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i [\alpha x_{t+i}^2 + \pi_{t+i}^2] \right\} \quad e \quad f_t \equiv \beta E_t \pi_{t+1} + u_t$$

As equações (1.32) e (1.33) são reformulações de (1.30) e (1.21) para clarificar que, sob discrição, a inflação futura e o produto não são afetados pelas ações correntes e o BC não pode manipular expectativas diretamente. A solução gera a seguinte condição ótima:

$$x_t = -\frac{\lambda}{\alpha} \pi_t \quad (1.34)$$

Esta condição implica que o BC segue uma política do tipo *leaning against the wind*, isto é, quando a inflação está acima da meta, a demanda é contraída abaixo de sua capacidade através da elevação das taxas de juros. Já se a inflação está abaixo de sua meta o contrário acontece. O grau de agressividade da AM na redução de x_t depende positivamente do ganho

na inflação reduzida por unidade de produto perdida, λ , e inversamente do peso relativo dado às perdas do produto, α .

Substituindo a equação (1.34) na Curva de Phillips (1.21) e assumindo expectativas racionais, obtém-se a inflação de equilíbrio:

$$\pi_t = \alpha q u_t \quad (1.35)$$

$$\text{onde: } q = \frac{1}{\lambda^2 + \alpha(1 - \beta\rho)}$$

Já a substituição de (1.35) em (1.34) gera o hiato do produto ótimo, expresso em termos de choques do tipo *cost push*:

$$x_t = -\lambda q u_t \quad (1.36)$$

A taxa de juros pode ser expressa da forma:

$$i_t = \gamma_\pi E_t \pi_{t+1} + \frac{1}{\varphi} g_t \quad (1.37)$$

$$\text{onde: } \gamma_\pi = 1 + \frac{(1 - \rho)\lambda}{\rho\varphi\alpha} > 1 \quad e \quad E_t \pi_{t+1} = \rho\pi_t = \rho\alpha q u_t$$

O primeiro resultado expresso pelas equações informa que, na presença de choques de oferta (choques *cost push*), há um *trade-off* de curto prazo entre inflação e variabilidade do produto como já mostrava Taylor (1979). Logicamente, se não há inflação de custo, o *trade-off* é inexistente. No modelo aqui apresentado, a inflação depende somente das demandas corrente e futura. Assim, se o BC ajusta as taxas de juros para ter $x_t = 0$, $\forall t$, as metas para o produto e inflação são alcançadas simultaneamente e sempre. Já se a inflação é influenciada por fatores *cost push*, só é possível reduzir a inflação num prazo mais curto caso seja promovida uma contração da demanda.

Isso leva à expressão de um segundo resultado: a política ótima incorpora o caso das metas inflacionárias pois requer que o BC objetive uma convergência da inflação à sua meta ao longo do tempo. Contudo, um regime de metas inflacionárias do tipo extremo, isto é, um ajuste imediato para alcançar a meta, é ótimo somente se não há inflação proveniente de custo de oferta ou se não há preocupações com desvios do produto. No caso mais geral, com

algum tipo de choque de oferta ou preocupação com desvios bruscos do produto, há uma convergência gradual à meta. Da equação (1.35), dos choques u_t representados e sob uma política ótima tem-se:

$$\lim_{i \rightarrow \infty} E_t \{ \pi_{t+i} \} = \lim_{i \rightarrow \infty} \alpha q \rho^i u_t = 0 \quad (1.38)$$

ou seja, a política ótima inclui as metas inflacionárias. Com a inflação influenciada pelos choques de oferta exógenos, a PM afeta o hiato entre inflação e sua meta ao longo da trajetória de convergência, mas não a taxa de convergência. Por outro lado, na presença de persistência inflacionária endógena, a PM geralmente afetará também a taxa de convergência (Clarida, Gali & Gertler, 1999).

Em relação à taxa de juros como instrumento de política, seu valor nominal deve aumentar suficientemente para impulsionar as taxas reais de juros em resposta ao aumento da inflação esperada, isto é, o coeficiente da inflação esperada deve exceder a unidade. A equação (1.36) esclarece esta proposição pois reflete a característica de uma meta implícita da política ótima descrita no segundo resultado mostrado. Se a inflação estiver acima da meta, uma PM ótima requer um aumento das taxas de juros reais para contrair a demanda.

Desta observação, os autores afirmam que uma PM ótima requer um ajustamento da taxa de juros para compensar perfeitamente os choques de demanda (g_t), como mostrado na equação (1.36), pois estes não forçam um *trade-off* de curto prazo entre o produto e inflação. Quanto aos choques ao produto potencial (z_t), a taxa nominal deve ser mantida constante para que tais choques sejam perfeitamente acomodados. Os choques ao produto potencial também não forçam um *trade-off* de curto prazo mas necessitam de uma resposta de PM diferente. O exemplo é uma elevação permanente na produtividade que gera um aumento no produto potencial mas também aumenta a demanda por produto de uma maneira perfeitamente compensadora, devido ao impacto na renda permanente. Conseqüentemente, o hiato do produto não muda assim como não há mudança na inflação. Desta forma, a mensagem central desta última observação é que a PM deve distinguir as fontes de choques de ciclos de negócios (Clarida, Gali & Gertler, 1999).¹⁰

¹⁰ Minella (2002) também deriva as soluções ótimas de Clarida, Gali & Gertler (1999). Além disso, o autor generaliza para o caso onde a meta para a taxa de inflação é maior que zero e também resolve o problema para os casos de comprometimento e discricão com persistência inflacionária. Woodford (1999b) diz que a inclusão da meta inflacionária maior que zero não afeta as conclusões sobre as respostas desejáveis aos choques.

1.2.4. Ganhos com Comprometimento e Credibilidade

O tratamento ao caso clássico do viés inflacionário foi o passo inicial da discussão de credibilidade e comprometimento de políticas econômicas. Agora será formalizada a maneira pela qual a credibilidade pode reduzir o custo de se manter a inflação em níveis reduzidos e como esta credibilidade pode ser alcançada e incorporada ao sistema. Um resultado importante refere-se ao fato de os ganhos de credibilidade surgirem mesmo quando o BC não tenta colocar o produto acima de sua taxa natural uma vez que a definição de preços depende das expectativas futuras da economia.

Seguindo Clarida, Gali & Gertler (1999), o primeiro estágio do problema é a escolha de uma seqüência *state contingent* para x_{t+i} e π_{t+i} para maximizar o objetivo (1.30) assumindo que a equação da inflação em (1.21) se mantém para todo período $t+i$, $i \geq 0$. O BC não toma as expectativas dos agentes como dadas e reconhece que a escolha da PM determina de maneira efetiva tais expectativas. Primeiramente, será abordado o caso de um comprometimento restrito e, posteriormente, o caso de uma regra global ótima.

1.2.4.1. A Política Monetária com Comprometimento Restrito

No equilíbrio sem comprometimento, o BC otimiza seu ganho se ele ajusta o hiato do produto x_t exclusivamente em resposta aos choques exógenos do tipo *cost push* (u_t). Aqui, este caso também é levado em conta dado que se considera uma regra para a variável-objetivo x_t contingente ao choque u_t . Assim, a resposta ótima do hiato do produto é:

$$x_t^c = -\omega u_t \quad (1.39)$$

onde $\omega > 0$ é o parâmetro determinado pela maximização da função objetivo e x_t^c denota o valor de x_t condicional ao comprometimento com a política. Note que a regra de política depende de u_t porque a AM pode ajustar i_t , em (1.37), para compensar os impactos dos choques de demanda g_t na demanda agregada. Note, também, que a regra inclui a situação ótima sob discricção como um caso especial em que $\omega = \lambda q$ mostrado na equação (1.36).

Substituindo (1.39) na curva de Phillips em (1.21) implica que a inflação π_t^c para essa regra é também uma função linear dos choques *cost push*:

$$\pi_t^c = \lambda x_t^c + \beta E_t \pi_{t+1}^c = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i [\lambda x_{t+i}^c + u_{t+i}] = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i [-\lambda \omega u_{t+i} + u_{t+i}] = \frac{1-\lambda\omega}{1-\beta\rho} u_t \quad (1.40)$$

O problema do BC é escolher o valor ótimo para o parâmetro ω pois o comprometimento com uma PM com um parâmetro ótimo dá ao BC um melhor *trade-off* de curto prazo entre inflação e produto. Para isso, pode-se expressar (1.40) como:

$$\pi_t^c = \underbrace{\frac{\lambda}{1-\beta\rho}}_{\text{fator 1}} x_t^c + \underbrace{\frac{1}{1-\beta\rho}}_{\text{fator 2}} u_t \quad (1.41)$$

Neste caso, uma contração de 1% em x_t^c o reduz pelo fator 1. No caso sem comprometimento (com discricção), a redução de x_t em 1% somente produz uma queda da inflação de λ que é menor que o fator 1. Assim, este ajuste extra no caso com comprometimento é devido ao impacto da regra de PM nas expectativas futuras do hiato do produto. Em particular, a escolha de ω afeta não somente x_t mas também as crenças sobre o curso de x_{t+i}^c , $i=1,2,\dots$, uma vez que $E_t x_{t+i}^c = -\omega u_t$. Um BC que se compromete com uma regra de PM mais rígida (alto ω), por exemplo, consegue sinalizar com credibilidade que irá sustentar, ao longo do tempo, uma resposta agressiva aos choques persistentes de oferta. Uma vez que a inflação depende do curso futuro do excesso de demanda, um comprometimento com uma regra de PM mais rígida leva a uma maior queda na inflação por unidade de perda do produto relativo ao caso com discricção (Clarida, Gali & Gertler, 1999).

Para achar o valor ótimo de ω pode-se expressar a função objetivo como um múltiplo da perda no período t pois x_{t+i}^c e π_{t+i}^c são constantes múltiplas do choque de oferta u_{t+i} :

$$\max -\frac{1}{2} E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left[\alpha (x_{t+i}^c)^2 + (\pi_{t+i}^c)^2 \right] \right\} \quad \leftrightarrow \quad \max -\frac{1}{2} \left[\alpha (x_t^c)^2 + (\pi_t^c)^2 \right] L_t \quad (1.42)$$

$$\text{com : } L_t \equiv E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i (u_{t+i}/u_t)^2 \right\} > 0$$

O problema é escolher ω para maximizar (1.42) sujeito a (1.41). A condição de 1ª. ordem é:

$$x_t^c = -\frac{\lambda}{\alpha^c} \pi_t^c \quad (1.43)$$

onde: $\alpha^c \equiv \alpha(1 - \beta\rho) < \alpha$ e, como já relatado, λ é o ganho com a redução da inflação e α é o peso relativo dado às perdas do produto.

Como $\alpha^c < \alpha$, este último relativo ao caso da discricção, o comprometimento com a regra implica que é ótimo para a AM implementar uma maior contração no produto em resposta às pressões inflacionárias. O custo, em termos de produto, para se reduzir a inflação declina de α para α^c por unidade, uma vez que a redução da inflação requer, *ceteris paribus*, somente uma fração $(1 - \beta\rho)$ de perda de produto se comparado com o caso sob discricção. Desta forma, o declínio no custo efetivo da redução da inflação induz a uma PM mais agressiva em termos de respostas à processos inflacionários e isso pode ser visto comparando-se as equações (1.43) e (1.34).

Combinando-se as equações (1.43) e (1.41), obtém-se as soluções de equilíbrio para a inflação e o hiato do produto:

$$x_t^c = -\lambda q^c u_t \quad (1.44)$$

$$\pi_t^c = -\alpha^c q^c u_t \quad (1.45)$$

$$\text{com: } q^c = \frac{1}{\lambda^2 + \alpha^c(1 - \beta\rho)}$$

Comparando com o caso discricionário (equação 1.35), a resposta do hiato do produto é mais forte quando $\rho > 0$ e, na ausência de persistência no processo do choque ($\rho = 0$), as soluções tornam-se idênticas. Uma vez que o valor esperado do choque *cost push* para os períodos seguintes é zero, o BC não pode se comprometer com um comportamento futuro do produto para afetar a inflação corrente. Em contraste à solução com comprometimento, onde a resposta do hiato do produto não é restrita a uma família de regras, sob comprometimento restrito o produto pode responder somente ao choque corrente (Minella, 2002).

A verificação de que o comprometimento a uma regra de PM eleva o bem-estar é possível e pode ser feita de forma direta. Uma vez que a inflação depende das expectativas futuras do hiato do produto, a autoridade monetária gostaria de convencer o setor privado que será mais estrita no futuro mas, ao mesmo tempo, não terá que contrair a demanda no presente. Com a chegada do futuro, a AM é incentivada a renegar seus planos de austeridade naquele período e prometer, novamente, que vai implementar uma política contracionista dali adiante. Isso pode ser melhor visto supondo a presença de um choque *cost push* positivo.

Neste caso, se o BC é livre para desviar da regra traçada, ele sempre escolherá a PM ótima sob discrição pois, assim, a contração do produto será menor em relação ao caso com comprometimento (compare 1.42 e 1.33). O setor privado, agindo racionalmente, reconhecerá as intenções do BC e não esperará grandes contrações na demanda no futuro, ao menos que o BC seja capaz de se comprometer de forma crível. Como consequência, os choques *cost push* geram maiores níveis inflacionários na ausência de comprometimento. Assim, em contraste com a análise de credibilidade da seção 2, este ganho com o comprometimento não está ligado ao desejo da AM de elevar o produto acima de seu potencial mas sim ao caráter *forward looking* da inflação e à importância das expectativas sobre a PM futura (Clarida, Gali & Gertler, 1999).

Quanto à trajetória da taxa de juros, basta substituir α por α^c na taxa de juros do caso com discrição (equação 1.35). Comparando-se os dois casos, nota-se que o BC aumenta a taxa de juros nominal num percentual maior em resposta a um aumento nas expectativas inflacionárias:

$$i_t = \gamma_\pi^c E_t \pi_{t+1} + \frac{1}{\phi} g_t \quad (1.46)$$

$$\text{com: } \gamma_\pi^c \equiv 1 + \frac{(1-\rho)\lambda}{\rho\phi\alpha^c} > 1 + \frac{(1-\rho)\lambda}{\rho\phi\alpha} \equiv \gamma_\pi$$

1.2.4.2. A Política Monetária com Comprometimento: o Ótimo Global

O primeiro estágio do problema continua o mesmo, ou seja, escolher uma seqüência para o hiato do produto e inflação de forma a maximizar a função objetivo sujeita à curva de oferta agregada de curto prazo. No entanto, para um maior esclarecimento do ponto, será utilizada a minimização da função perda (equação 1.30), dada por Minella (2002), de modo a incluir as metas para inflação e produto mais explicitamente. Assim, para encontrar a solução ótima para o problema de PM deve-se, primeiramente, formar o Lagrangiano¹¹:

$$L \equiv E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left[\frac{1}{2} \left[\alpha (x_{t+i} - x_{t+i}^*)^2 + (\pi_{t+i} - \pi_{t+i}^*)^2 \right] + \phi_{t+i} (\lambda x_{t+i} + \beta \pi_{t+i+1} + u_{t+i} - \pi_{t+i}) \right] \right\} \quad (1.47)$$

¹¹ Para a resolução completa do modelo, favor consultar o anexo em Clarida, Gali & Gertler (1999).

onde ϕ_t é o multiplicador de Lagrange não-negativo, com a condição inicial $\phi_{t-1} = 0$.

As condições de primeira ordem obtidas com a diferenciação do Lagrangiano são:

$$x_{t+i} = -\frac{\lambda}{\alpha} \phi_{t+i} + x_{t+i}^* \quad (1.48)$$

$$\pi_{t+i} = \phi_{t+i} - \phi_{t+i-1} + \pi_{t+i}^* \quad (1.49)$$

Combinando as condições de primeira ordem:

$$x_t - x_{t-1} = -\frac{\lambda}{\alpha} (\pi_t - \pi^*) \quad (1.50)$$

Note que, agora, δ é a variação do hiato do produto que responde à inflação. Resolvendo (1.50) para π_t e combinando-a com a curva de oferta agregada, obtém-se a equação de diferença de segunda ordem para o hiato do produto:

$$x_t = \delta x_{t-1} - \frac{\lambda \delta}{\alpha(1 - \beta \delta \rho)} u_t \quad (1.51)$$

Essas condições devem se sustentar a cada $t \geq 1$ e também em $t = 0$ onde, novamente, pode-se estipular que:

$$\phi_{1-1} = \phi_{2-1} = 0 \quad (1.52)$$

Fica claro que este plano ótimo não é consistente temporalmente nos termos já discutidos por Kydland & Prescott (1977). Um *policymaker* que resolva seu problema de política em $T > 0$, escolherá os processos que satisfaçam as condições de primeira ordem e a condição inicial em (1.52) que pode ser escrita como: $\phi_{1T-1} = \phi_{2T-1} = 0$. No entanto, esta última condição geralmente não será satisfeita pelo plano ótimo global escolhido na data zero. Isto pode ser melhor entendido supondo que o plano é consistente temporalmente somente se $\phi_{it} = 0$ para $i = 1, 2$ e para todo $t \geq 0$. Substituindo estes valores nas condições de primeira ordem, pode-se perceber que o plano sempre requererá que $\pi_t = 0$, $x_t = x^*$ e $\pi_t = \pi^*$. Mas a substituição dos valores na equação da inflação e do hiato do produto faz com que haja equilíbrio somente se $x^* = 0$ e se a taxa de juros em questão for a Taxa de Juros Natural de

Wicksell¹². A inconsistência temporal no caso em que $x^* \neq 0$, isto é, quando a taxa natural do produto é ineficiente e não consiste com aquela desejada pela AM, ocorre essencialmente pela mesma razão vista na análise de Barro & Gordon (1983a,b). Contudo, mesmo assumindo que $x^* = 0$, como é o caso de Clarida, Gertler & Gali (1999), o ótimo global continua inconsistente temporalmente pois a consistência requereria a constância da taxa natural de juros ou a hipótese de que os choques *cost push* impedem um alcance do nível pleno de bem estar. Assim, mesmo na ausência de viés inflacionário, a presença de credibilidade e de um comprometimento com regras de PM se tornam desejáveis (Woodford, 1999b).

Em outras palavras, na presença - ou não - de comprometimento, quando $i = 0$, as expectativas relativas à inflação corrente formadas no período anterior não afetam a função perda a ser minimizada (ou a função objetivo a ser maximizada). Desta maneira, a restrição do período anterior não é obrigatória, tornando $\phi_{t+i-1} = 0$ que é correspondente a ter como dada $E_t \pi_{t+i-1}$ na minimização da função perda social. Uma vez que, sob discricção, o BC pode reotimizar a cada período, ou seja, $\phi_{t+i-1} = 0$ para todo $i \geq 0$, isso traz a consistência dinâmica ao processo pois, para qualquer $i \geq 0$, a resposta ótima das variáveis de controle não mudará, levando-se em conta o estado da economia. Já com comprometimento, ϕ_{t+i-1} não é geralmente igual a zero para todo o período $i \geq 1$. Conseqüentemente, o comportamento ótimo *state-contingent* para $i \geq 1$, definido em $i = 1$, pode ser diferente daquele obtido em $i = 0$. Desta forma, a solução se torna inconsistente dinamicamente (Minella, 2002).

Combinando (1.50) com a curva de demanda agregada, pode-se expressar uma taxa de juros ótima capaz de gerar efeitos colaterais indesejáveis pois o coeficiente associado à inflação esperada é menor que 1. Assim, a regra de comprometimento sem restrições gera um aumento na inflação esperada que, por sua vez, leva a um declínio da taxa de juros real. Desta maneira, se pressões inflacionárias variam inversamente com a taxa real de juros, o comprometimento irrestrito pode permitir a presença de flutuações auto-realizáveis no produto e inflação que são claramente sub ótimas (Woodford, 1999b).

$$i_t = \pi^* + \left(1 - \frac{\lambda}{\sigma\alpha}\right) (E_t \pi_{t+1} - \pi^*) + \frac{1}{\sigma} g_t \quad (1.53)$$

¹² A taxa de juros (determinada por fatores puramente reais) que representaria o equilíbrio da taxa real de retorno com preços flexíveis e que corresponde à taxa de juros nominal consistente com um equilíbrio com preços constantes (Woodford, 1999b:15).

Para solucionar o problema, Woodford (1999a) e Svensson & Woodford (2003) cunharam o termo otimização de uma perspectiva atemporal (*optimality from a "timeless perspective"*). Woodford (1999a) argumenta que o ótimo global é inconsistente somente se o BC considerar a otimização a cada ponto do tempo de modo a tirar vantagens daquelas ações que não foram previstas pelo setor privado. A solução para o problema está no comprometimento da AM em não explorar a PM no sentido de obter ganhos de produto e não adotar um padrão de comportamento que no presente seria uma escolha ótima, dadas as expectativas prévias. O comportamento do BC tem que ser aquele em que a ele teria desejado se comprometer numa data no passado, contingente aos eventos aleatórios que ocorreram no decorrer daquele momento. Ou seja, esta perspectiva atemporal assegura que o programa de ações que uma AM escolheria numa data zero é o programa que ela teria desejado se comprometer numa data distante no passado, condicionada à conjuntura econômica mundial do presente.

Reforçando o argumento, a questão é se realmente é desejável ao BC se comprometer, de uma vez por todas, a uma regra de PM *time-dependent* com a intenção de se chegar a um plano ótimo. O problema principal quanto a uma regra deste tipo está no privilégio que ela dá a uma data em particular, aquela data em que a PM foi escolhida, e no fato de a AM continuar comprometida com uma regra que era ótima naquela data, do ponto de vista do interesse da sociedade, mas que talvez não seria ótima hoje. A indagação que se faz é por quê seguir uma regra que era ótima numa data mas não em outra. A resposta pode ser dada através do valor de um comprometimento para a AM mas esta não deseja se comprometer para sempre justamente por conta da possibilidade de desenvolvimentos inesperados que podem mudar sua visão em relação à natureza da PM ótima, isto é, uma regra que parece ótima numa data pode não ser a ideal com a mudança na economia e a melhora no entendimento dos fenômenos econômicos. No entanto, se o comprometimento for entendido como uma ação que pode se alterar com a mudança na economia, a abordagem se reduz ao caso com discricão (Giannoni & Woodford, 2002).

A solução para este dilema é a escolha de uma regra de PM que implemente um equilíbrio ótimo sob uma perspectiva atemporal. Isto significa dizer que, dado um comprometimento a uma regra naquela data, o equilíbrio de expectativas racionais esperado para o tempo $t = t_0$ em diante não precisa minimizar nenhuma perda esperada condicionada ao estado da economia para o período em questão. Ao invés disso, o equilíbrio ótimo requerido está sujeito às restrições relacionadas à evolução inicial da economia, o que impede

a exploração das expectativas existentes quando da implementação do comprometimento. O BC aceita estas restrições pois elas são as mesmas que ele se comprometeria no futuro, e no passado, uma vez que as conseqüências de seus comprometimentos para as expectativas do setor privado são levadas em consideração. Desta maneira, o comportamento do BC se torna consistente ao longo do tempo e isto aumenta a credibilidade de suas ações porque o setor privado aprende a prever o futuro da PM de forma mais acurada.

Assim, a seleção de uma regra de PM com a perspectiva atemporal torna desnecessária a escolha de uma regra com um comprometimento rígido. Ao invés disso, para todas as datas futuras, a AM só necessita estar comprometida a determinar a PM com uma regra que é ótima de uma perspectiva atemporal. Como se espera que o modelo adotado guiará as decisões da AM no futuro, não há razão para achar que o comportamento futuro será diferente da regra correntemente adotada. Isto permite ao BC perseguir a todo o tempo a regra ótima, dada a compreensão corrente da estrutura da economia, e não ficar restrito a somente suas ações passadas (Giannoni & Woodford, 2002).

Desta maneira, uma PM ótima contendo decisões puramente *forward looking* não pode ser usada na implementação de um equilíbrio ótimo pois, durante o ciclo de decisões do período t , as ações do BC devem ser independentes de qualquer informação irrelevante. Então, se a compreensão correta do setor privado resultar num determinado equilíbrio com expectativas racionais, este equilíbrio será aquele em que a evolução das variáveis-objetivo seja independente de todas as variáveis endógenas defasadas e julgadas irrelevantes. Entretanto, um equilíbrio ótimo não segue exatamente o padrão assim definido. A solução é a implementação de um processo de decisão cujo equilíbrio ótimo envolva um grau de dependência histórica que não acontece em procedimentos puramente prospectivos como, por exemplo, a maioria das discussões de metas inflacionárias (Svensson & Woodford, 2003). Desta forma, o comprometimento a uma regra assim definida elimina o viés inflacionário e também o viés de estabilização que são aquelas respostas a choques que são dinamicamente sub-ótimas.

1.2.5. A Condução de Política Monetária sob Informação Imperfeita

Até agora, os modelos assumiram um perfeito controle, por parte da AM, das trajetórias das variáveis-objetivo da economia, ou seja, há uma perfeita informação que possibilita a PM a ser expressa em termos de metas e instrumentos dada a existência de uma

relação perfeita entre as variáveis. No entanto, a prática mostra a necessidade de se observar as conseqüências de um conjunto de informações imperfeitas que trazem diversas implicações à análise econômica. Primeiramente, a especificação de regras de PM em termos de variáveis-objetivo se torna impossível já que, neste caso, os objetivos de PM podem somente ser expressas em termos de previsões e não em termos de valores *ex-post*. Uma alternativa para este problema é o uso de metas intermediárias diretamente observáveis como, por exemplo, um agregado monetário que traz consigo algumas conseqüências a serem discutida no próximo tópico. Segundo, a presença de informações imperfeitas faz com que a escolha de PM não seja trivial no sentido de que a volatilidade *ex post* de uma variedade de variáveis-objetivo depende da escolha do instrumento de PM (Clarida, Gali & Gertler, 1999).

Retornando ao modelo sem comprometimento, é possível a modificação do mesmo de forma que a AM não possa observar os valores contemporâneos de produto, inflação ou qualquer dos choques aleatórios. Chamando de Ω_t o conjunto de informações do BC no período em que ele fixa a taxa de juros que irá prevalecer em t , a condição de otimização de política será expressa, em termos de expectativas das variáveis-objetivo, da seguinte forma:

$$E\{x_t|\Omega_t\} = -\frac{\lambda}{\alpha} E\{\pi_t|\Omega_t\} \quad (1.54)$$

Esta equação é a versão equivalente do caso com informação perfeita dado pela equação (1.34). Assumindo a ausência de correlação no choque *cost push*, isto é, $\rho = 0$, teremos $u_t = \hat{u}_t$. Assim, com informação imperfeita, os valores de equilíbrio das variáveis-objetivo x_t^I e π_t^I serão:

$$x_t^I = x_t + \left(\frac{\lambda}{\lambda^2 + \alpha} \hat{u}_t + \hat{g}_t \right) = \hat{g}_t \quad (1.55)$$

$$\pi_t^I = \left(1 + \frac{\lambda^2}{\alpha} \right) \pi_t + \lambda \hat{g}_t = \hat{u}_t + \lambda \hat{g}_t \quad (1.56)$$

onde x_t e π_t são os valores ótimos das respectivas variáveis para o caso de perfeita informação e \hat{u}_t e \hat{g}_t são os movimentos inesperados para os choques de oferta e demanda, respectivamente. Percebe-se que o caso de informação imperfeita claramente implica uma maior volatilidade da inflação uma vez que o BC não pode agir imediatamente para compensar o impacto dos choques. Já no caso do hiato do produto, o efeito líquido não é claro pois a impossibilidade de compensar um choque de demanda aumenta a volatilidade do

produto. Além disso, o BC não pode compensar um impacto inflacionário de um choque de oferta e reduzindo, assim, o bem estar resultante da política em questão. Outro ponto a ser notado é que, como os choques de demanda afetam o comportamento do produto, existe a possibilidade de surgir um co-movimento positivo de curto prazo entre inflação e produto se \hat{g}_t possuir uma variância suficientemente grande em relação a \hat{u}_t .

Novamente, a presença de informação imperfeita obriga as regras de PM a serem expressas em termos de previsões das variáveis usadas como metas (*target variables*) e não em termos de um comportamento *ex post*. É possível o uso de metas intermediárias, como um agregado monetário mais amplo, mas elas são muito instáveis para serem usadas na prática (Clarida, Gali & Gertler, 1999). A razão disto será vista a seguir.

1.3. Metas Inflacionárias e Regras de Política Monetária

Alguns países, como o Brasil, têm também optado pela adoção de metas inflacionárias como âncora nominal. Com o regime de metas inflacionárias, o manejo dos instrumentos de política econômica se torna prerrogativa do arbítrio das AMs que, por sua vez, devem ter transparência em suas atitudes e devem prestar contas dos caminhos traçados. Em outras palavras, as metas numéricas de médio prazo para a inflação e o comprometimento oficial das autoridades devem ser tornados públicos. Dada a facilidade de assimilação do regime de metas inflacionárias pela população e pelos poderes públicos, o monitoramento externo das atividades das AMs se torna mais fácil e transparente. Por isso, o poder discricionário outorgado aos *policymakers* fica inibido pela prestação de contas dos mesmos ao público em geral (Holland & Canuto, 2002).

O fundamento teórico das metas inflacionárias está, primeiramente, na reduzida eficácia da PM ativa de caráter contra-cíclico. Acreditava-se, em décadas passadas, que a taxa de desemprego poderia ser escolhida através de uma sintonia fina da economia. No entanto, sabe-se hoje, que certas flutuações econômicas não podem ser evitadas e que a taxa de desemprego não pode ser afetada no longo prazo (neutralidade da moeda no longo prazo). Segundo, cresce em importância fatos aqui discutidos como o problema da inconsistência dinâmica, independência do banco central e credibilidade da política monetária. Terceiro, há um consenso de que a inflação baixa e estável promove o crescimento e a eficiência da economia. Em outras palavras, a adoção de metas inflacionárias não significa a falta de preocupação com os resultados econômicos reais como níveis de produção e desemprego.

Também não implica na descrença de uma relação entre os resultados reais da economia e inflação no curto e até no médio prazo (Friedman, 2000).

Para que a estabilidade seja garantida, os seguintes mecanismos são usados:

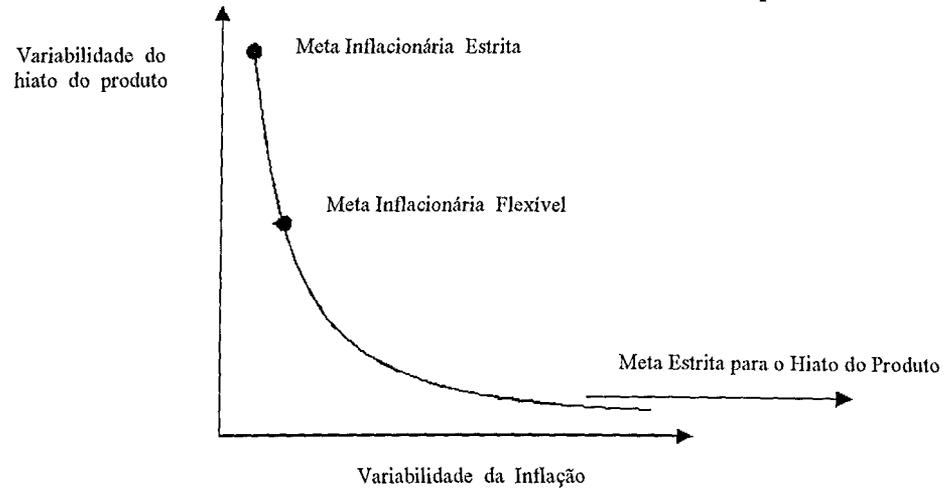
- O índice de preços que servirá como base para a definição da meta é definido de modo tal que os efeitos de choques de oferta são expurgados ou reduzidos.
- A meta para a inflação é definida como um intervalo de variação de modo a acomodar não só a incerteza quanto à relação entre os instrumentos de política econômica e movimentos de nível de preços mas também para conferir alguma flexibilidade para a política monetária no curto prazo.
- As metas de curto prazo são ajustadas de maneira a acomodar os choques e outras mudanças exógenas. Neste caso, como já discutido, há uma resposta imediata para choques de demanda, ou seja, deve-se adotar uma PM restritiva diante de choques que tendem a aumentar simultaneamente o produto e a inflação.¹³

Mas, como argumentado por Svensson (2003), uma completa desconsideração das conseqüências da PM no curto e médio prazos e um foco exclusivo no controle da inflação no menor horizonte possível teriam conseqüências graves. Este regime, denominado de meta inflacionária estrita, leva à políticas mais agressivas e voláteis com alta volatilidade na taxa de juros e de câmbio - no caso de uma economia aberta - contribuindo para uma volatilidade do produto em detrimento do bem estar. Um regime mais moderado, denominado de meta inflacionária flexível, dá mais peso à estabilização do ciclo de negócios e, conseqüentemente, à estabilização do produto em torno de seu nível potencial. Na prática, isto significa utilizar uma abordagem mais gradual e moderada da PM objetivando o alcance da meta inflacionária num horizonte mais longo. Também significa aceitar que a inflação poderá desviar da meta no curto prazo.

A curva de Taylor, mostrada na Figura 1.3, detalha o *trade-off* entre variabilidade da inflação e do hiato do produto. Pontos acima e à direita da curva correspondem a uma PM ineficiente ao passo que pontos abaixo e à esquerda da curva são inviáveis do ponto de vista econômico. Quando a meta é somente no hiato do produto, há uma grande variabilidade da inflação ou pior ainda, a economia não possui uma âncora nominal (Svensson, 2003).

¹³ Fischer (1995) afirma o regime de metas inflacionárias não é adequado para choques de oferta pois a contração monetária seria maior do que se o alvo fosse o PIB nominal, por exemplo.

Figura 1.3

O *trade-off* entre variabilidade da inflação e do hiato do produto

Fonte: Svensson (2003)

Esse estabelecimento de um regime de metas inflacionárias mais flexível, também conhecido como *inflation zone targeting*, em oposição a um regime de metas inflacionárias mais rígidas, pode ser visto com uma pequena modificação da função objetivo de Clarida, Gali & Gertler (1999):

$$\max -\frac{1}{2} E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i (\alpha |x_t| + \pi_{t+i}^2) \right\} \quad (1.57)$$

Com esta função-objetivo, a condição de otimização da PM se torna a seguinte:

$$\begin{cases} x_t = 0, & \text{se } |\pi_t| < \frac{\alpha}{\lambda} \\ |\pi_t| = \frac{\alpha}{\lambda}, & \text{do contrário} \end{cases} \quad (1.58)$$

Assim, se a inflação estiver em α/λ unidades da meta, a PM ótima consistirá em somente estabilizar o produto. Caso contrário, a PM deverá manter a inflação no máximo α/λ unidades da meta e, então, esperar por choques de oferta favoráveis capazes de levar a inflação próxima à meta novamente.

Mas uma simples meta para inflação – ou qualquer outro tipo de objetivo – não resolve o problema de PM de uma nação. Há que se lançar mão de diferentes políticas econômicas para que o objetivo de longo prazo seja alcançado. Algumas dessas políticas

envolvem flutuações maiores na inflação em volta da meta enquanto que outras transferem tais flutuações para variáveis como taxa de câmbio ou produto real. Desta forma, a escolha de uma meta inflacionária deixa em aberto muitas das discussões acerca das decisões de PM e faz-se necessário um conjunto de regras de política monetária. Estas são responsáveis pelos detalhamentos necessários ao alcance da meta com o mínimo de flutuação possível e podem ser acompanhadas por outras variáveis-objetivo consistentes com o objetivo. Por exemplo, para o produto, a meta pode ser sua taxa natural e, para a taxa de câmbio, a meta pode ser a apreciação ou depreciação da mesma (Taylor, 2000).

Em poucas palavras, a regra de política monetária deve: 1. responder às mudanças no produto ou na inflação; 2. ter como principal instrumento a taxa de juros e não a oferta de moeda; 3. deixar flexível a taxa de câmbio que não deve sofrer intervenções do BC, a não ser para reduzir flutuações bruscas advindas do descompasso eventual entre os fluxos de oferta e demanda de divisas (Delfim Netto, 1999).

Desta maneira, a PM num ambiente de baixa inflação pode ser pensada como uma combinação de uma meta inflacionária *ex ante* e uma estratégia de resposta *ex post* a choques imprevistos. Sendo assim, o setor privado deseja ter conhecimento de alguns fatores pertinentes à função de reação do BC e relacionados à taxa de inflação ótima objetivada assim como à maneira pela qual o BC lida com o exercício de sua “discrição restrita” para responder a choques e, assim, estabilizar a inflação e o produto (King, 1999).

Como toda intervenção feita na economia, o regime de metas inflacionárias também é muito questionado. Uma linha tece críticas ao modelo propriamente dito, principalmente críticas ao modelo de metas mais rígidas. Críticas também são feitas à longa defasagem dos resultados das metas inflacionárias. Outros autores também criticam a eficácia do regime uma vez que estudos têm mostrado que tanto os países aderentes ao modelo quanto os não aderentes observaram queda nos níveis inflacionários. Para esses pesquisadores, isso seria uma prova que o regime de metas inflacionárias em nada colabora com a queda da inflação¹⁴.

¹⁴ Consultar Sicsú (2002) para mais informações sobre críticas ao regime de metas inflacionárias.

1.4. Dinâmica da Taxa de Juros em Condições de Endividamento Público

Até agora, a discussão ficou centrada na questão de PM como feita na maioria dos trabalhos a respeito do tema. Notadamente, nenhuma questão fiscal foi levantada e não foi discutida a importância do endividamento público na dinâmica da taxa de juros¹⁵. Esta seção analisará um modelo de endividamento público para que haja, no tratamento empírico do estudo, uma inserção da relação dívida/PIB na função de reação do BC. A razão para tal estudo está no fato de, durante o período analisado, a economia brasileira ter enfrentado diversos problemas relativos à sua dívida pública, seja interna ou externa. A questão aqui é entender o porquê de os investidores rejeitarem a compra de títulos de dívida de determinado país, a qualquer patamar de taxa de juros, e se tal crise pode ocorrer de forma inesperada.

O modelo é baseado em Romer (2001) e tem por hipótese que o governo é detentor de um estoque de dívida D que deve ser repassada aos investidores por um determinado período de tempo. Para tal, o governo oferece uma taxa de juros R sendo que o serviço da dívida RD deverá ser honrado ao final do período em questão. T é a receita potencial do governo proveniente da arrecadação de impostos. Assim, se $T > RD$, o governo honra sua dívida e se $T < RD$ o governo declara moratória.

D pode ser interpretada como a soma de toda a dívida emitida previamente, e com data de vencimento, somada ao novo estoque de dívida que o governo emitirá. Já T pode ser interpretada como a soma das arrecadações governamentais e da receita adquirida via emissão de nova dívida. Assim, a idéia em Romer (2001) é determinar quando o governo não é capaz de induzir os investidores a adquirir seus papéis, ou seja, deseja-se conhecer quando a crise se inicia dada a incapacidade de o governo rolar sua dívida. Assim, o modelo pode ser simplificado por duas hipóteses: 1. não há meio termo, ou o governo honra integralmente o serviço da dívida ou declara moratória de forma integral. 2. os investidores são neutros ao risco.

O equilíbrio do modelo é descrito por duas equações. A primeira delas iguala os ganhos esperados R pela aquisição da dívida governamental e os ganhos R^* na ausência de riscos. Sendo p a probabilidade de *default*, o governo irá pagar R com probabilidade $1-p$ e 0 (*zero*) com probabilidade p . Assim, o equilíbrio será:

¹⁵ Hillbrecht (2001) faz um estudo da incorporação da política fiscal na discussão das metas de inflação e mostra, teoricamente, como isto é possível e necessário.

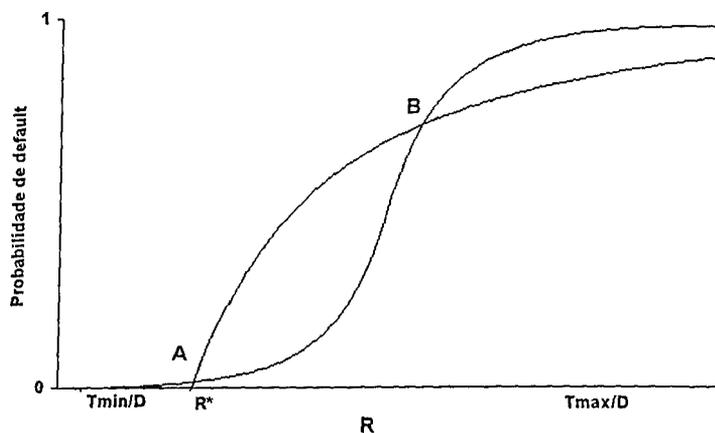
$$(1-p)R = R^* \quad (1.59)$$

Esta condição pode ser rearranjada como função de R:

$$p = \frac{R - R^*}{R} \quad (1.60)$$

Considerando valores mínimos e máximos para a receita governamental esperada, T_{min} e T_{max} , a probabilidade de *default* é 0 (zero) se $R < T_{min}/D$ ou 1 se $R > T_{max}/D$. A condição para que a curva (figura 1.4) apresente formato de S é a aceitação da hipótese que a receita T tem uma função de densidade do tipo *bell-shaped*, isto é, com uma distribuição normal. Nesse caso, o conjunto de pontos de equilíbrio no espaço (π, R) origina uma curva com concavidade para cima no início, e concavidade para baixo no final. É importante ressaltar que a curva é traçada dada uma distribuição para T e que modificações acerca das expectativas para maiores ou menores valores da receita governamental provocam deslocamentos, respectivamente, para a direita ou para a esquerda.

Figura 1.4
Equilíbrios do modelo de dívida



Fonte: Romer (2001)

Sendo assim, a curva da figura 1.4 denota as combinações entre probabilidade de *default* e taxa de juros real necessária à remuneração da dívida, combinações estas que satisfazem o devedor, isto é, o governo. O equilíbrio se dá na intersecção das duas curvas que formam a função de densidade, onde as duas equações são satisfeitas. Ou seja, o equilíbrio depende da combinação entre as condições que levam os investidores a comprar e reter títulos

e da capacidade de pagamento da dívida pelo governo. Nessa situação, a taxa de juros oferecida é suficiente para que os investidores carreguem os títulos de dívida e a probabilidade de moratória é condizente com a probabilidade de a receita governamental ser inferior ao serviço da dívida, dada a taxa de juros oferecida. Entretanto, existe outro equilíbrio que não satisfaz estas condições e é definido quando $R \rightarrow \infty$, o que faz com que $\pi \rightarrow 1$. Neste caso, os investidores entendem que o governo não irá honrar a dívida vincenda e não aceitam deter papéis a nenhuma taxa de juros. Se não há espaço para o carregamento de títulos, de fato a probabilidade de *default* tende-se a 1 o que, de modo circular, faz com que os investidores não aceitem os títulos governamentais mesmo com altas das taxas de juros. Nesse equilíbrio perverso não é possível ao governo emitir nova dívida mesmo que apenas para saldar os compromissos a vencer da dívida antiga, ou seja, promover rolagem integral do endividamento.

É possível extrair do modelo quatro implicações, todas relevantes para este trabalho. A primeira delas é a possibilidade de múltiplos equilíbrios. Do ponto de vista dos investidores, quanto mais elevada a probabilidade de *default*, maior a taxa de juros demandada para carregamento dos títulos. Para o governo, quanto maior a taxa de juros paga, mais elevada a probabilidade de *default*. Desta forma, a inclinação das curvas é a mesma, isto é, taxa de juros e probabilidade de *default* se movem na mesma direção, seja do ponto de vista do governo ou dos investidores. A mesma inclinação, ao contrário de um modelo tradicional de oferta e demanda, permite a existência de mais de um ponto de intersecção não definindo, assim, um único ponto de equilíbrio.

Na figura 1.4 estão ilustrados dois de três possíveis equilíbrios. No ponto A, a probabilidade de *default* é baixa e a taxa de juros compatível é pouco superior àquela na ausência de risco. No ponto B a probabilidade de *default* é significativamente maior, e o *spread* em relação a uma taxa de juros básica – vigente quando a probabilidade de *default* é tida como inexistente – é bastante elevado. O ponto C não está desenhado pois suas coordenadas seriam $\pi = 1$, mas $R = \infty$. É a situação na qual os investidores recusam-se a carregar títulos mesmo com uma taxa de juros tendendo ao infinito. Em termos dinâmicos, os pontos A e C representam equilíbrios estáveis ao passo que o ponto B é um equilíbrio instável. Partindo de B, se os investidores crêem que a real possibilidade de *default* é levemente inferior à probabilidade associada a este ponto, eles aceitarão reter títulos a uma taxa de juros compatível com essa nova crença, também inferior à taxa de juros associada à B. Com a nova taxa de juros para o financiamento da dívida, a atual probabilidade de moratória

torna-se de fato inferior àquela anteriormente conjecturada pelos investidores, realimentando o processo e dando início a mais uma rodada. O mesmo argumento pode ser invocado para a hipótese de, inicialmente, os investidores considerarem a probabilidade de *default* levemente superior àquela associada ao ponto B. A idéia é que um equilíbrio em B pode ser facilmente deslocado em direção aos pontos A ou C, respectivamente, em função das expectativas otimistas ou pessimistas dos investidores. O caráter dessa expectativa, otimista ou pessimista, pode apresentar uma intensidade mínima mas suficiente para detonar a primeira rodada do processo que, ao cabo, pode significar o abandono do equilíbrio em B em direção aos pontos A ou C. Portanto, expectativas auto-realizáveis constituem-se elementos importantes do modelo.

De outra parte, o Brasil experimentou, especialmente em 2002, alguns problemas uma dinâmica muito particular de comportamento da taxa de juros e desta com a probabilidade de moratória. Neste ambiente, algumas sugestões analíticas ganharam atenção especial, como a formulada por Bresser-Pereira & Nakano (2002). Estes autores sugeriram que, no sentido de reduzir a dívida do setor público e recuperar o crescimento econômico fosse necessário seguir uma política monetária interna baseada em baixas taxas de juros. A lógica associada a esta proposta baseou-se no argumento de que o determinante principal das altas taxas de juros não era alto risco país de então mas a dinâmica da própria dívida pública. Assim, Bresser-Pereira & Nakano (2002) argumentaram que, quando o BC define uma alta taxa de juros, o resultado é um aumento na razão dívida/PIB no tempo e, por conseguinte, um maior risco país (Vieira & Holland, 2003).

Considerando o fato de a dívida pública federal estar crescendo de modo substancial desde 1996, a hipótese de *default* se tornou mais facilmente aceita a partir de 1999, quando a razão dívida/PIB ultrapassou 50%. Esta aceitação se torna ainda mais coerente caso seja levado em conta o perfil temporal e por indexador desta dívida, a saber, quase 90% da mesma é indexada à taxa de juros pós-fixada e à taxa de câmbio e com perfil, predominantemente, de curto e curtíssimo prazos. Esta situação pode ser ilustrada pela Curva de *Default* do Brasil representada na Figura 1.5. Tal figura expressa a relação entre a probabilidade de moratória e a taxa de juros (i), condicionada à dívida pública federal como percentual do PIB (div). Esta probabilidade pode ser expressa como segue:

$$\text{Prob (default)} = f(i|Div) = Z \quad (1.61)$$

onde, $Z \rightarrow 1$, se $Div > 50\% \text{ GDP}$, e $Z \rightarrow 0$, se $Div < 50\% \text{ GDP}$. Acredita-se, portanto, em um sistema endógeno para o comportamento da taxa de juros e supõe-se, d esta maneira, uma equação básica para a taxa de juros, como em (1.37), em que a AM está procurando ajustar a taxa de juros à inflação esperada e que, ao mesmo tempo, afeta a probabilidade de *default* desta economia. Com um nível de dívida elevado, a estratégia monetária do tipo Regra de Taylor estaria comprometida em relação à capacidade fiscal da economia.

Na figura 1.5, o ponto C representa a situação crítica quando um aumento na taxa de juros é seguido por crescimento mais rápido na probabilidade de moratória. Quando a taxa de juros está entre i_c e i_e há uma propensão maior em acreditar numa moratória mesmo que as autoridades monetárias reduzam a taxa de juros. Neste caso especial, uma equação simples de probabilidade de default pode assumir a seguinte expressão:

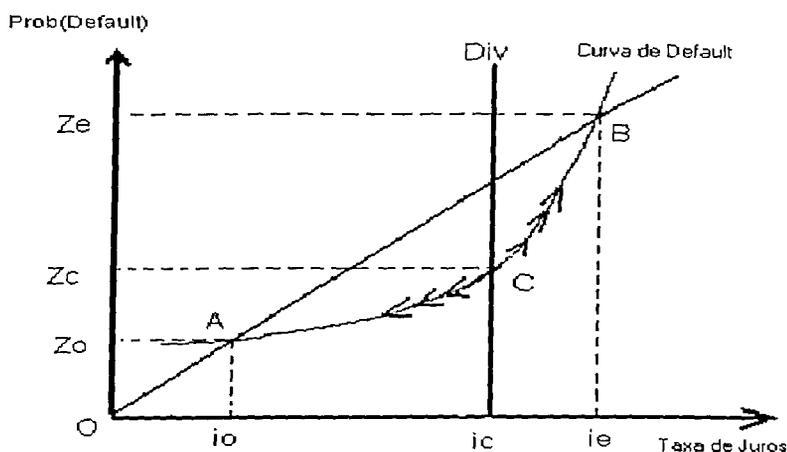
$$\text{Prob (default)} = \alpha Div + (1 - \alpha) (e^{Div}) \cdot (i_n - i_c) - \gamma \quad (1.62)$$

onde a Prob (default) cresce com a dívida, seja em seu componente de volume (em percentual do PIB), seja através de seu perfil indexado fortemente à taxa de juros; para este segundo componente a Prob (default) cresce exponencialmente com a taxa de juros, tal que ultrapassa a o seu nível crítico em Z_c . γ representa a habilidade institucional em administrar a dívida na relação entre autoridades monetárias e credores, incluindo o grau de credibilidade desta interação.

Assim, na figura 1.5, a curva horizontal de dívida pública (Div) divide a probabilidade de *default* em dois momentos. No primeiro, a curva é menos exponencial e corresponde a uma situação onde as autoridades monetárias são capazes de reduzir a taxa de juros, conforme alguma sugestão de Regra de Taylor, e onde há uma queda da probabilidade de *default*. No segundo momento, ao lado direito da curva vertical, uma alta taxa de juros pode ser interpretada como um sinal de fragilidade e há uma forte tendência de deslocamento rumo ao ponto B, muito mais do que a permanência em C ou queda abaixo do mesmo.

Há, deste modo, um claro condicionante advindo da relação dívida/PIB na formação da taxa de juros pelas autoridades monetárias e, por conseguinte, a Regra de Taylor, deveria contemplar este constrangimento.

Figura 1.5
Curva de Default do Brasil



Fonte: Vieira & Holland (2003)

1.5. Um Modelo de Política Monetária para a Economia Brasileira

Dando um passo adiante em nossa discussão proporemos, agora, um modelo de PM ótima que incorpore o endividamento público em sua estrutura. Uma modelagem desta forma passa pela construção de uma função objetivo da AM, semelhante à equação (1.31), que minimize também o grau de endividamento público do país. Especificando a dívida pública como δ e sua meta como δ^* , a equação (1.31) toma a seguinte forma:

$$P = \frac{1}{2} E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left[\alpha (x_{t+i} - x_{t+i}^*)^2 + (\pi_{t+i} - \pi_{t+i}^*)^2 + \phi (\delta_{t+i} - \delta_{t+i}^*)^2 \right] \right\} \quad (1.63)$$

Depois de minimizada a equação acima, o objetivo ótimo de PM é alcançado com a inclusão de δ numa Regra de Taylor generalizada, como em (1.26):

$$i_t - \pi_t = a + b\pi_t + c(\ln Y_t - \ln \bar{Y}_t) + d\delta \quad (1.64)$$

Em resumo, o exercício a ser feito é minimizar (1.63) de forma a encontrar a solução ótima para o problema de PM. Isto passa pela formação de um Lagrangiano semelhante à equação (1.47), pela especificação das condições de primeira ordem e pela especificação de uma política ótima aqui representada por (1.64).

1.6. Considerações Finais

A proposta deste capítulo foi mostrar o fundamento teórico embasador da condução de política monetária. Além disso, o capítulo foi conduzido no sentido de integrar a discussão de estratégias de política monetária com a dinâmica de dívida pública dado que nossa investigação empírica a ser feita envolve a análise do caso brasileiro e seu elevado endividamento público.

Dentro deste contexto, iniciamos a análise com a discussão do trabalho seminal de Kydland & Prescott (1977) acerca do viés inflacionário e os ganhos com credibilidade. Além deste, analisamos o modelo de construção de reputação de Barro & Gordon (1983 a,b) e o modelo de delegação de Rogoff (1985). Dando seqüência, avançamos na análise com a inclusão da possibilidade de rigidez de preços no curto prazo e uma discussão mais moderna a respeito da condução de política monetária que destaca a taxa de juros como principal instrumento de estratégia de política monetária e as metas inflacionárias como objetivo primordial. Este destaque leva à discussão acerca da possível integração entre Regra de Taylor e endividamento público. Como veremos na análise empírica deste trabalho, esta junção é pertinente e faz sentido do ponto de vista econométrico.

2. Elementos da Política Monetária no Brasil

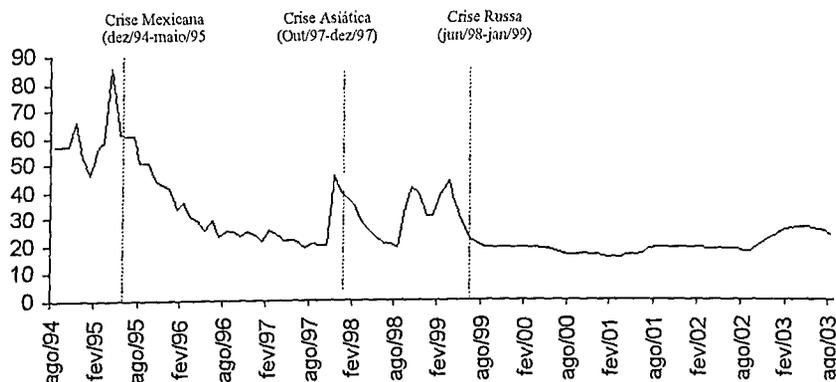
Montado o arcabouço teórico no primeiro capítulo passaremos, agora, a estudar a economia brasileira à luz da teoria relatada e verificaremos se o BC vem conduzindo a política monetária em concordância com a literatura vigente. Para isso, analisaremos a seguir, o período anterior à flutuação cambial. Em seguida, trataremos dos elementos da política monetária no Brasil sob regime de câmbio flutuante, com ênfase no sistema de metas de inflação e com detalhamento da condução da política econômica brasileira.

2.1. O Período Anterior à Flutuação Cambial

Por muitos anos, a economia brasileira enfrentou altas taxas inflacionárias e diferentes tentativas de estabilização que se mostraram inócuas até a instituição do Plano Real, em 1994. Este foi o intento governamental de adequação ao novo cenário mundial de combate à inflação e de busca de credibilidade na condução de política econômica, como discutido em Kydland & Prescott (1977) e Rogoff (1985) entre outros. Além do combate à inflação, o programa incluiu uma gama de reformas econômicas como, por exemplo, a redução do tamanho do setor público, através de uma série de privatizações de empresas estatais, e a intensificação da liberalização comercial com redução de tarifas de importação e eliminação de barreiras não-tarifárias. Já o sistema financeiro foi submetido a uma reestruturação intensa com liquidação de instituições deficitárias, fusões, reestruturações e uma modernização na regulação prudencial (Bogdanski, Tombini & Werlang, 2000).

No que tange à política cambial, o Plano Real introduziu uma banda assimétrica em que foi fixado um limite superior para a taxa de câmbio, uma paridade com o dólar, mas sem o estabelecimento de um limite inferior (Fachada, 2001). As condições favoráveis do mercado financeiro internacional aliadas às altas taxas de juros domésticas (figura 2.1) provocaram um influxo intenso de capital, o que ajudou na apreciação da moeda nacional (figura 2.2). Este fato permitiu uma postergação do controle sobre a taxa de câmbio dado que o próprio movimento do mercado foi responsável pela sobrevalorização cambial e, conseqüentemente, pela estabilização econômica de então.

Figura 2.1 - Brasil
Taxa de juros - Selic acumulada no mês anualizada (% a.a)



Fonte: Banco Central do Brasil (2003)

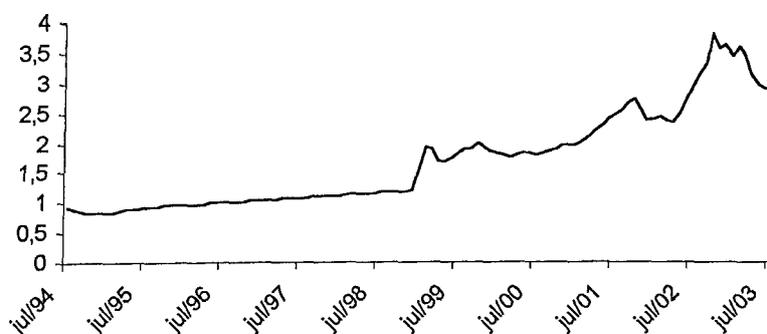
A valorização do real e o salto na demanda agregada, que cresceu como resultado do aumento dos gastos públicos, do *boom* de investimentos privados e do aquecimento do consumo, provocaram uma drástica inversão na balança comercial que passou de uma condição de superávit em 1994 para uma condição de déficit no ano seguinte (tabela 2.1). Este declínio foi agravado pelo pagamento de juros e dividendos que aumentaram mais que o dobro entre 1994 e 1998 e provocaram um alto déficit nas contas correntes (tabela 2.1) (Pinheiro, Giambiagi & Moreira, 2001). Todo este processo colocou o país numa forte dependência de capital internacional e, conseqüentemente, vulnerável a choques externos. Esta fragilidade veio a ser confirmada na época da crise mexicana de 1994/95 e causou ao Brasil grandes perdas de reservas internacionais dada a mudança do cenário externo. A solução encontrada foi mais um aumento das taxas de juros (Figura 2.1) e um novo regime para a taxa de câmbio, consistindo este de um controle por um sistema de bandas (Salgado, Garcia & Medeiros, 2001).

Se a vulnerabilidade do país foi notada na crise mexicana, em 1994/95, na crise asiática, em 1997, e na crise russa, no ano seguinte, vieram a confirmar tal fragilidade e a intensificá-la ainda mais. Desde a crise asiática, ficara claro que o país deveria corrigir dois grandes desequilíbrios de sua economia: as contas públicas, equacionando o aumento do crescente endividamento público, e o setor externo, resolvendo a relação déficit em conta corrente/PIB (tabela 2.1) (Averborg & Giambiagi, 2000). Entretanto, o governo envolveu-se num processo gradualista em relação aos problemas estruturais da economia e não encontrou solução definitiva para o mesmo. Por exemplo, um ajuste fiscal permanente foi

sucessivamente postergado, gerando expectativas negativas quanto à saúde econômica do país. Mesmo assim, foi possível o prolongamento da política cambial até dezembro de 1998. Contudo, as expectativas deterioraram-se com a rejeição de uma importante medida de ajuste fiscal pelo congresso e o anúncio da moratória do governo do Estado de Minas Gerais. O resultado foi uma perda de até US\$1 bilhão de reservas por dia entre o final de dezembro/1998 e os primeiros dias de 1999 (Averburg & Giambiagi, 2000). Com pouca capacidade de sustentação da política cambial, o BC tentou promover uma desvalorização controlada do real na segunda semana de Janeiro/1999. Entretanto, a contínua perda de reservas e a substituição do presidente do BC fizeram o mercado apostar maciçamente contra o novo arranjo de política econômica forçando, assim, o governo a adotar a flutuação cambial¹⁶ (figura 2.2) (Fachada, 2001).

Figura 2.2 - Brasil

Taxa de câmbio - Livre - R\$/US\$ (compra) - média de período (1994:07-2003:07)



Fonte: Banco Central do Brasil (2003)

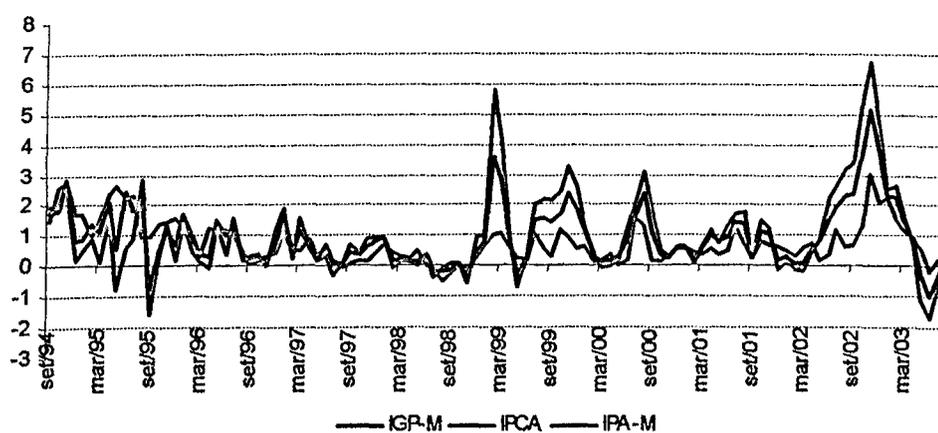
¹⁶ Tejada & Portugal (2002) acreditam que, em grande parte, o abandono do regime cambial brasileiro não pode ser explicado por fundamentos econômicos deficientes da economia e nem poderia ser previsto pelos agentes econômicos. A melhor explicação, para os autores, está na análise de modelos especulativos de segundo geração que nada têm a ver com os fundamentos da economia.

Nos modelos de primeira geração, um governo com sucessivos déficits fiscais procura manter uma certa paridade cambial, que é percebida como insustentável pelos agentes, o que causa um ataque especulativo contra a moeda. Já nos modelos de segunda geração, embora a taxa de câmbio seja defensável, a política cambial tem um alto custo relacionado à taxa de juros requerida para vencer a desconfiança dos agentes econômicos na permanência da política (Averburg & Giambiagi, 2000).

2.2. A flutuação cambial e a adoção das metas de inflação

Com a introdução do regime de câmbio flutuante, as autoridades monetárias ganharam mais liberdade para a condução da política monetária que, no entanto, não foi suficientemente clara para acalmar os primeiros meses do ano de 1999. A taxa de câmbio real/dólar de janeiro foi de R\$/US\$1,52 e em fevereiro foi de R\$/US\$1,91 comparada a R\$/US\$1,21 do período anterior à mudança de regime (Figura 2.2). Houve, também, um impacto imediato nos preços dos bens comercializáveis do atacado, impacto este medido pelo índice de preços ao atacado (IPA), que aumentou 6% em fevereiro e 2,9% em março/1999. A inflação medida pelo IPCA também teve um incremento substancial mas em menor proporção se comparada aos índices atrelados ao dólar (figura 2.3). O resultado, em termos de análise econômica, foi a previsão de danos consideráveis em todos os fundamentos macroeconômicos do país alimentando, assim, as expectativas de um aumento permanente na inflação (Bogdanski, Tombini & Werlang, 2000).

Figura 2.3 – Brasil
Índices de Preços (variação percentual mensal) – 1994:09-2003:07



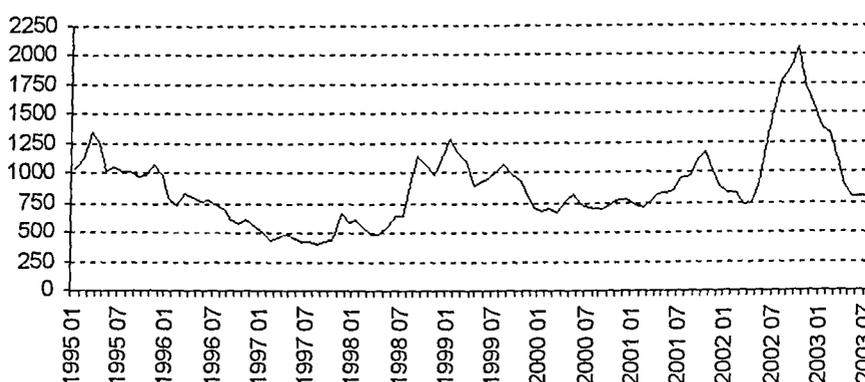
Notas: IGP-M (Índice Geral de Preços - Mercado)
IPA-M (Índice de Preços ao Atacado - Mercado)
IPCA (Índice de Preços ao Consumidor - Amplo)
Fonte: Banco Central do Brasil (2003)

Com a posse de uma nova diretoria do BC em março/1999, a instituição passou a trabalhar com dois objetivos principais. O primeiro deles era acalmar os mercados financeiros através de um rígido controle da taxa de inflação e da busca de credibilidade. Esta ação era justamente a tentativa de sinalizar ao mercado que o BC, enquanto AM, não iria utilizar seu

poder para surpreender os agentes econômicos com políticas discricionárias. Em outras palavras, o viés inflacionário, como proposto por Kydland & Prescott (1977), não iria acontecer no intuito de evitar que fosse observado o caso estipulado pela equação (1.8) do primeiro capítulo. O que o governo tentou fazer foi se comprometer *ex ante* a uma regra de política monetária ótima como estipulada pelas equações (1.9) e (1.44).

Para o governo conseguir um superávit primário (tabela 2.1) e recuperar a confiança na política econômica, haveria necessidade de uma rígida política fiscal aliada a reformas estruturais. Para isso, o Comitê de Política Monetária (Copom) decidiu aumentar a taxa de juros Selic de 39% a.a. para 45% a.a. (figura 2.1) dado que os contratos futuros já estavam sendo negociados a 43,5%. A nova taxa de juros teria que ser suficientemente alta para assegurar a percepção de retornos reais positivos nas aplicações financeiras uma vez que já se observava uma grande dispersão nos diferentes índices de inflação (figura 2.3) e de expectativas de inflação (Fachada, 2001). Uma importante novidade foi o abandono do esquema de bandas nas taxas de juros (TBC e TBAN)¹⁷ e a introdução do viés na taxa de juros que poderia ser mudada pelo presidente do Banco Central durante o período entre as reuniões ordinárias do Copom¹⁸. (Bogdanski, Tombini & Werlang, 2000). Nota-se aqui um caso típico do formulado por Rogoff (1985) com governo federal delegando poderes à autoridade monetária de tomar decisões a respeito da condução de política monetária, como mostrado na equação (1.18) (Averburg & Giambiagi, 2000).

Figura 2.4 - Brasil
Risco-País (C-bond – spread em pontos-base) Mensal – 1995:01-2003:07



Fonte: Banco Central do Brasil (2003)

¹⁷ A TBC (Taxa de Juros Básica) e TBAN (Taxa de Redescoto), ambas introduzidas em 1996, estabeleceram um sistema de bandas de redescoto e foram as principais referências operacionais do Banco Central até Março/1999 (Fachada, 2001).

¹⁸ Neste caso em particular, o Copom estabeleceu um viés de baixa significando que a taxa Selic poderia ser mudada antes da reunião seguinte, o que veio a acontecer por duas vezes: a selic caiu para 42% e posteriormente para 39,5% (Bogdanski, Tombini & Werlang, 2000).

Seguindo o aumento na taxa de juros, o governo adotou outras medidas, algumas apenas temporárias, para reverter expectativas negativas e corrigir o *overshooting* na taxa de câmbio. Em relação ao fluxo de capitais, o Conselho Monetário Nacional reduziu de 2% para 0,5% o Imposto de Operações Financeiras e isentou os Fundos de Renda Fixa para Capital Estrangeiro do Imposto de Renda. Quanto às condições de liquidez, o BC aumentou o requerimento remunerado de reserva de 20% para 30%. Estas iniciativas tiveram sucesso em declinar as taxas de câmbio e de inflação (figuras 2.2 e 2.3) e também as expectativas inflacionárias no período até junho/1999 o que trouxe a taxa Selic para 22% no referido mês (Figura 2.1) (Fachada, 2001).

Apesar do cenário doméstico positivo, algumas incertezas surgiram no cenário internacional em maio/1999 após uma política monetária mais restritiva do banco central americano. Expectativas de maiores taxas de juros americanas prejudicaram os prêmios de risco e o fluxo de capitais para os mercados emergentes. O Risco-Brasil¹⁹ (Figura 2.4) aumentou devido ao processo eleitoral do ano em questão e devido às dúvidas sobre a sustentabilidade da política econômica na Argentina. Como resultado da deterioração do cenário externo, a taxa de câmbio (Figura 2.2) aumentou para R\$/US\$1,75-1,80 no período entre maio e junho/1999. Este aumento também foi influenciado por outros três fatores: a alta concentração de amortização de pagamentos de dívida externa do setor privado, a redução gradual do diferencial entre taxa de juros interna e externa (Figuras 2.1 e 2.7) e o fim do incentivo fiscal para o influxo de capitais introduzido em março/1999. Nota-se, então, que a resposta de política econômica para a crise que se instalou com a desvalorização cambial consistiu de políticas monetária e fiscal restritivas. Embora o regime de metas inflacionárias ainda não tivesse sido formalmente implementado, o Banco Central justificou suas decisões de política econômica como se o regime já estivesse em prática dado que a taxa de juros de curto prazo era o principal instrumento para a condução da política monetária (Fachada, 2001). Em outras palavras, o governo estava pronto para por em prática o arcabouço teórico relatado no capítulo 1 deste trabalho, arcabouço este centrado num modelo como o relatado nas equações (1.20) e (1.21) e fechado com uma Regra de Taylor com

¹⁹ O risco país se baseia na diferença entre a remuneração requerida do C-Bond brasileiro e do T-Bond americano (Gráfico 9) e é medido pelo índice Embi+. O C-Bond é o principal título da dívida externa brasileira negociado no mercado internacional. Seu valor de mercado (sempre menor que o valor de face) aumenta com o aumento da procura e este movimento é um sinal de maior confiança dos investidores na economia do país.

características semelhantes à equação (1.28)²⁰ e também levando em conta a condição de otimização de PM relatada em (1.58).

2.2.1. O Sistema Brasileiro de Metas de Inflação

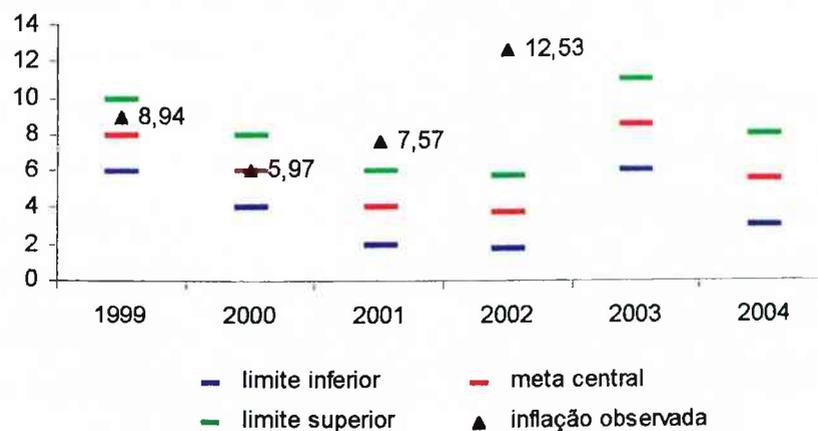
A segunda iniciativa do Banco Central foi a implementação do sistema de metas inflacionárias²¹ no Brasil uma vez que a flutuação cambial claramente necessitava de uma nova âncora nominal para a política econômica. As políticas monetária e fiscal restritivas seriam os instrumentos para a prevenção da recorrência da espiral inflacionária e para a segurança de uma desaceleração rápida da taxa de inflação (Bogdanski, Tombini & Werlang, 2000).

Mas as metas inflacionárias não foram implantadas rapidamente dada a necessidade de vários estudos e pesquisas. Entre as questões centrais levantadas estavam o tempo necessário para a implementação do novo regime e o design de um arcabouço institucional requerido. Isto passava pela abertura de um departamento de pesquisa no Banco Central do Brasil pois a instituição não dotava de experiência necessária para o controle da inflação através de uma abordagem monetária do tipo *forward-looking*. O departamento de pesquisa incumbiu-se do desenvolvimento de técnicas acuradas de previsão de inflação através de vários instrumentos como: modelos econométricos estruturais para o estudo do mecanismo de transmissão da política monetária para os preços; modelos de auto-regressão vetorial não-estruturais e de curto prazo, como o que será exposto brevemente; pesquisas diárias das expectativas de inflação do mercado; medidas alternativas do núcleo de inflação e estimação dos principais indicadores para a inflação. Quanto aos arranjos institucionais no interior do Banco Central, o Copom ficou responsável pela instituição da meta para a taxa Selic em suas reuniões e pela divulgação das minutas da reunião e de relatórios de inflação (Figueiredo, Fachada & Goldenstein, 2002). Novamente, o intento era adequar a condução da política monetária brasileira ao arcabouço teórico vigente e relatado no capítulo 1 deste trabalho.

²⁰ Para uma discussão de um modelo básico para a implementação do regime de metas inflacionárias consultar (Bogdanski, Tombini & Werlang, 2000).

²¹ A discussão teórica acerca do regime de metas inflacionárias pode ser consultada em Mishkin & Savastano (2000), Bogdanski, Tombini & Werlang (2000), Fachada (2001), Holland & Canuto (2000). Para uma avaliação empírica do caso brasileiro favor referir-se a Portugal & Silva (2002).

Figura 2.5 - Brasil
Metas inflacionárias e taxa de inflação (% p.a.)



Fonte: Banco Central do Brasil (2003)

Depois de preparado terreno para a implementação do regime, as metas estabelecidas foram 8%, 6% e 4% para 1999, 2000, 2001, respectivamente. O IPCA²² foi escolhido como índice de preços para o cálculo das metas por ser do tipo cheio – *headline inflation index* - e levar em conta choques temporários assim como mudanças de preços relativos. Este fato era importante para as metas inflacionárias pois ainda havia uma memória inflacionária nos agentes econômicos e, assim, poderia haver suspeitas de políticas que expurgassem preços. A taxa de juros adotada foi a Taxa Selic Overnight com sua meta sendo definida pelo Comitê de Política Monetária (Copom) e, seguindo as diretrizes deste, as mesas de mercado aberto²³ passaram a ajustar a liquidez de mercado diariamente para manterem a taxa de juros efetiva próxima da meta estipulada. Também foram admitidos intervalos de tolerância de 2 pontos percentuais e a justificativa para tal estava no reconhecimento da incerteza sobre o processo inflacionário brasileiro e o fato de o IPCA ser um índice que poderia ser influenciado por choques temporários e por fatores sazonais. A Figura 2.5 representa as metas inflacionárias para o período 1999-2004. O importante a notar é que o intervalo de tolerância passou de 2 pontos percentuais, até 2001, para 2,5 pontos percentuais a partir de 2003. Este alargamento das bandas foi necessário para a obtenção de

²² O IPCA (Índice de Preços ao Consumidor Amplo) cobre famílias com renda entre 1 e 40 salários mínimos e tem uma extensa base geográfica. Para uma melhor discussão sobre o assunto favor referir-se a Bogdanski, Tombini & Werlang (2000).

²³ As operações de mercado aberto são o instrumento principal para o ajuste de liquidez do sistema e são realizadas diretamente com 25 corretoras primárias (*primary dealers*) selecionadas duas vezes ao ano entre as melhores instituições do setor financeiro (Figueiredo, Fachada & Goldestein, 2002). Ou seja, o mercado aberto é de caráter secundário onde são negociados títulos já lançados pelo BC.

uma maior credibilidade da condução de política monetária do governo pois a taxa de inflação já havia ultrapassado o limite superior da meta por dois anos consecutivos. (Figueiredo, Fachada & Goldestein, 2002).

Como forma de evitar a volatilidade na taxa de juros de curto prazo, o BC interveio diariamente no mercado através de operações de curta maturidade, os chamados leilões informais (*go arounds*) diários. A utilização deste instrumento para tal fim se justificou não somente pela sua agilidade na sintonia fina da liquidez, dado sua atuação direta sobre as reservas bancárias, como também pelo fato de a tendência mundial ser de diminuição dos recolhimentos compulsórios uma vez que estes aumentam a instabilidade da demanda por reservas.

Com a melhora no cenário econômico, o Copom pode proceder com a política de redução da taxa básica de juros que, em dezembro/1999, atingia o percentual de 19% a.a. (figura 2.1). Da parte dos gastos do Governo verificou-se um forte crescimento do superávit primário. Este atingiu o nível de 3,2% do PIB (Tabela 2.1) e foi, juntamente com os demais indicadores, responsável pelo patamar de 8,9% da inflação no ano de 1999 que, desta forma, manteve-se dentro da meta estabelecida (Figura 2.5). Estes números podem ser atribuídos ao aperto monetário em paralelo a um significativo aperto fiscal vindo de aumentos de impostos e cortes de gastos governamentais.

Entretanto, o comportamento inflacionário não foi suave ao longo do ano e várias dificuldades tiveram que ser enfrentadas até se chegar ao patamar inflacionário de 8,9%. Além da depreciação cambial (Figura 2.2), houve um aumento substancial dos preços administrados pelo governo, que são sujeitos a regras de ajuste de preços do tipo *backward-looking*, nos preços dos derivados de petróleo, por conta do mercado internacional, e um aumento nos preços dos alimentos devido às condições climáticas desfavoráveis. Soma-se a isso as turbulências de mercado causadas pela instabilidade de alguns mercados emergentes importantes e incertezas relacionadas à condução do regime de metas inflacionárias. Portanto, o alcance de uma inflação de um dígito ao final do ano foi um passo importante para a construção de credibilidade e para a consolidação do novo arcabouço monetário (Figueiredo, Fachada & Goldestein, 2002).

A desvalorização cambial coincidiu com um período de lento crescimento da economia (Gráfico 6) o que explica parcialmente a não explosão da inflação medida pelo IPCA (Gráfico 3), como previsto por alguns especialistas. Outros elementos também foram importantes para o controle da inflação: 1. a boa administração da política monetária, com ajustes de sintonia fina da taxa de juros; 2. a renegociação do acordo com o FMI,

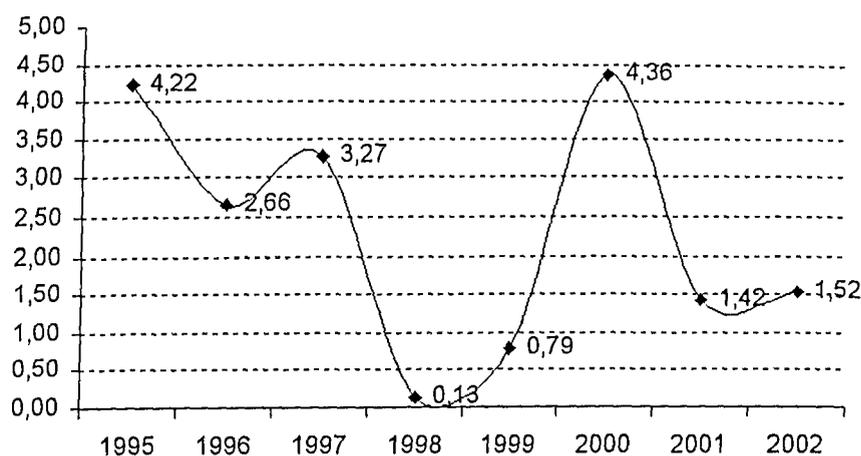
demonstrando a credibilidade dada aos ajustes fiscais e proporcionando ao Banco Central um espaço de manobra para intervenções no mercado cambial; 3. o anúncio de aumentos moderados no salário mínimo em maio/1999; 4. a decisão de adoção do regime de metas inflacionárias (Pinheiro, Giambiagi & Moreira, 2001).

2.3. O sucesso do regime de metas inflacionárias

As reuniões do Copom de dezembro/1999 a fevereiro/2000 mantiveram a taxa Selic a 19% a.a. com viés de baixa e, assim, confirmando as intenções das AMs em tratar o repique inflacionário nos meses finais do ano anterior como um fato específico e transitório sem conotação com um aumento generalizado de preços. Ao mesmo tempo, foram identificadas as principais fontes de risco para a inflação ao longo do ano de 2000: 1. a evolução do preço internacional do petróleo; 2. o ajuste dos preços administrados pelo governo; 3. a tendência externa em direção a uma política monetária mais restritiva.

Os resultados iniciais do IPCA confirmaram as expectativas do Copom de uma redução substancial da inflação (Figura 2.3) e das expectativas de mercado para a mesma variável, que diminuíram de 7,0% em dezembro/1999 para 6,5% em março/2000. A melhora nas expectativas também afetou o mercado de títulos soberanos e fez com que o prêmio de risco do país (Figura 2.4) sustentasse uma tendência de queda, apesar de novos aumentos nas taxas de juros externas em fevereiro/2000 (Figura 2.7). A taxa de câmbio também manteve sua tendência de apreciação chegando, em março/2000, próximo de R\$1,70, o mesmo nível de junho/1999 (Figura 2.2).

Figura 2.6 - Brasil
Produto Interno Bruto - taxa de variação real no ano (1995-2002)



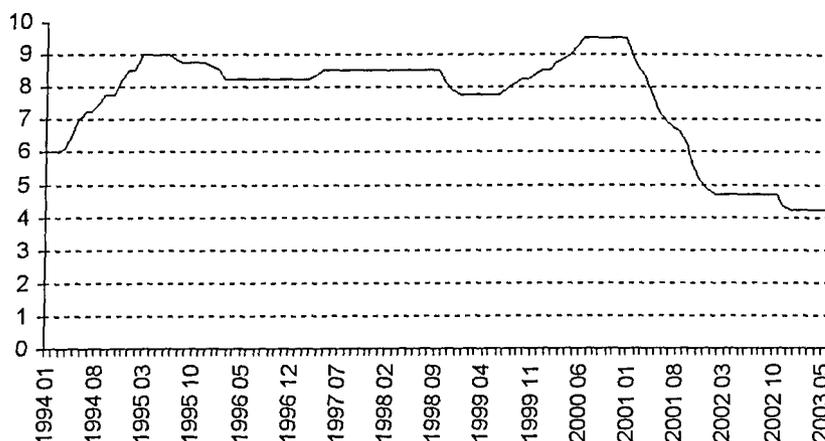
Fonte: Banco Central do Brasil (2003)

As incertezas externas continuaram preocupantes principalmente em relação ao preço do petróleo e seu impacto nos preços administrados e também em relação às pressões na taxa de inflação americana, volatilidade do mercado financeiro internacional e incertezas sobre o impacto fiscal da decisão Supremo Tribunal Federal em relação às contas de FGTS. O impacto principal foi um aumento do prêmio de risco brasileiro (Figura 2.4) afetando a fluxo de capitais e a taxa de câmbio. Entretanto, esta instabilidade não afetou as expectativas inflacionárias de curto prazo e as previsões de inflação para o ano de 2000 caíram para 6,1% ao final do mês de maio aproximando-se da projeção feita pelo Copom.

O cenário econômico começou a se tornar positivo em meados de 2000 com o aumento das cotas de produção dos países da OPEC o que fez a Selic cair para 16,5% em julho/2000. Isto aliado ao fato de o BC já, em junho, ter anunciado uma redução de 55% para 45% nos requerimentos de reservas de depósitos, favoreceram novas quedas do *spread* bancário e custo de empréstimos. Entretanto, a tendência de queda da inflação foi interrompida em julho/2000 como consequência de dois fatores: o ajuste dos preços administrados pelo governo e um choque negativo de oferta (choques do tipo *cost push* como amplamente discutido no capítulo 1) advindo das condições climáticas que provocaram aumentos nos preços dos alimentos e, conseqüentemente, no preço da gasolina via aumento do álcool da cana de açúcar. O repique inflacionário observado nos meses de julho e agosto/2000 interrompeu a seqüência de quedas das taxas de juros e de câmbio sendo que a depreciação desta viria se agravar entre setembro e dezembro/2000 (Fachada, 2001).

Figura 2.7 - EUA

Taxa de juros prime (EUA) anualizada – média (1994:01-2003:05)



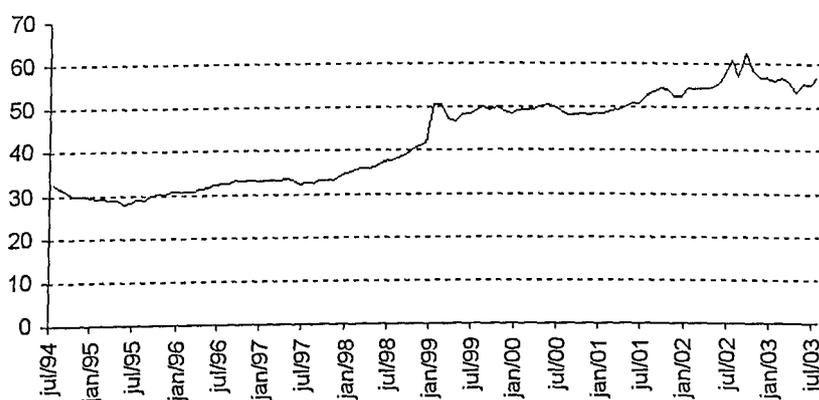
Fonte: Banco Central do Brasil (2003)

A tendência positiva da inflação sofreu reversão nos meses finais do ano de 2000, fato este parcialmente explicado pelo comportamento cíclico dos preços dos alimentos. Mesmo assim, as preocupações com o cenário externo foram constantes até o final do ano devido ao alto preço do petróleo, apesar do aumento da produção, e às incertezas envolvendo a economia da Argentina. Estas incertezas externas foram atenuadas, em parte, nos dois últimos meses do ano com a queda nos preços do petróleo para US\$24 o barril e a recuperação gradual da confiança na Argentina (Fachada, 2001).

Em resumo, no ano 2000, apesar da preocupação com o cenário externo, a economia comportou-se de maneira mais favorável e a meta inflacionária de 6% a.a. foi alcançada com sucesso mesmo com um continuado realinhamento dos preços administrados pelo governo e num ambiente de relativas altas taxas de crescimento (PIB de 4,4% e produção industrial de 6%). Este crescimento foi devido à melhoria de confiança por parte dos consumidores e das empresas e pela expansão de crédito, propiciada pela redução dos requerimentos de reservas bancárias, queda da taxa de crédito para as famílias e reduções nas taxas de empréstimos e *spreads* bancários.

Figura 2.8 - Brasil

Dívida Líquida do Setor Público (% PIB) - Total - Setor público consolidado



Fonte: Banco Central do Brasil (2003)

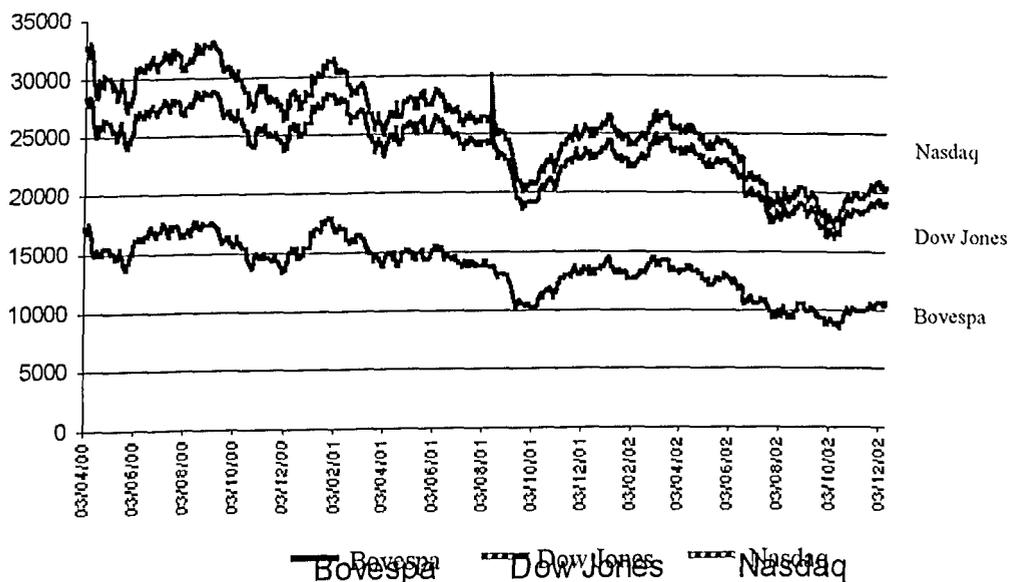
Para finalizar, a figura 2.8 nos mostra um baixo crescimento da relação DLSP/PIB no ano 2000 se comparado ao ano anterior. Entretanto, o patamar atingido foi de 49,43%, o que caracteriza uma relação DLSP/PIB considerável (Figueiredo, Fachada & Goldestein, 2002).

2.4. A execução da política monetária brasileira em condições de turbulências

As condições favoráveis em que se encontrava a economia no final do ano 2000 não perduraram por muito tempo. O que se observou, no ano de 2001, foi uma sucessão de choques desfavoráveis prejudiciais ao desempenho da economia brasileira. Dentre os choques mais importantes destacaram-se a crise energética enfrentada pelo país, o fim da bolha especulativa nas bolsas mundiais (figura 2.9), a crise Argentina e a desaceleração econômica mundial magnificada pelo ataque terrorista aos Estados Unidos.

A junção destes fatores gerou impactos negativos sobre as expectativas dos agentes internacionais e dificultaram a captação de recursos externos (tabela 2.1). Entretanto, mesmo com a turbulência mundial e a contração dos fluxos de capitais para o país, esta fonte de investimentos ainda manteve-se em nível significativo, embora menor que o volume do ano anterior, alcançando a cifra de US\$22,6 bilhões, correspondente a 97% do déficit em transações correntes (Balanço Geral da União, 2001). Este déficit foi justificado pela forte saída de recursos pelas outras contas do lado financeiro da balança de pagamentos e isto sobrepujou o investimento direto estrangeiro.

Figura 2.9 – Brasil e EUA
Bolsas de Valores (pontos) - 2000:04-2002:12

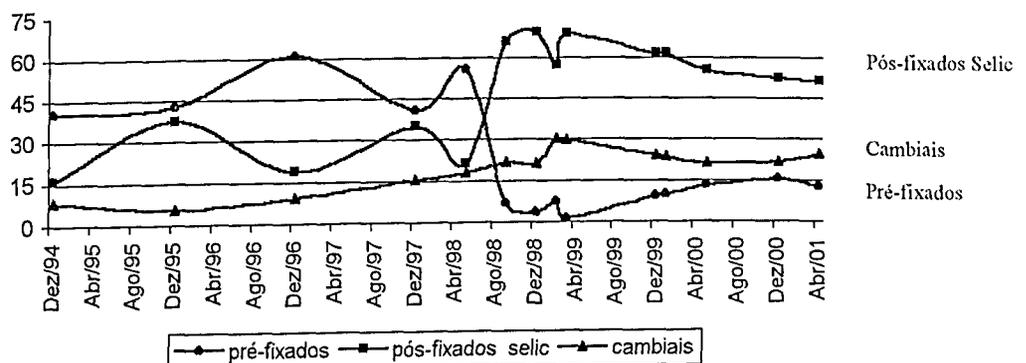


Fonte: Banco Central do Brasil (2003)

No ano de 2001, a taxa de câmbio depreciou-se 20,9% na média anual e o Risco Brasil (Figura 2.4) também atingiu níveis elevados. Dado este cenário, o BC empenhou-se em limitar a propagação dos choques enfrentados pela economia, principalmente a depreciação cambial e o aumento dos preços administrados, aos outros preços. Houve, também, aumentos consideráveis da taxa de juros entre março ($\pm 15,5\%$) e julho/2001 ($\pm 18,5\%$) no sentido de impulsionar a atração de capitais de curtíssimo prazo (Minella *et alli*, 2003).

Além da atuação no mercado através da taxa de juros, o BC trabalhou com uma política monetária ainda mais restritiva na tentativa de manter a inflação anual dentro do intervalo permitido pelo regime de metas de inflação. Para isso, foi elevado o percentual do recolhimento compulsório sobre depósitos a prazo e a vista buscando a redução da liquidez do sistema. Mas tal esforço foi em vão pois a inflação atingiu o patamar de 7,7% anual (figura 2.5), o que significou o descumprimento da meta inflacionaria para o ano, mesmo com a emissão de títulos indexados à variação cambial. Este aumento no IPCA (figura 2.3) foi influenciado, diretamente, pelo repasse cambial para os preços, e indiretamente, pelo efeito causado pelos aumentos nos preços administrados por contrato. A situação fiscal em 2001 também deteriorou-se apesar do significativo superávit primário consolidado do setor público não-financeiro de 3,75% do PIB (tabela 2.1). O resultado foi uma Dívida Líquida do Setor Público (DLSP) como razão do PIB de 51,6% ao final de 2001, frente a 49,3% em 2000 (figura 2.8).

Figura 2.10 – Brasil
Títulos públicos federais - participação percentual (1994:12-2001:04)



Fonte: Banco Central do Brasil (2003)

No ano de 2001, as operações com títulos públicos federais foram influenciadas pelo cenário econômico internacional desfavorável. A participação de títulos pré-fixados no total da dívida mobiliária federal emitida competitivamente reduziu-se de 21,4% ao final de 2000 para 11,8% ao final de 2001 (figura 2.10 e tabela 2.2). Já o Tesouro Nacional buscou um alongamento nos prazos da dívida pública tentando aumentar a participação dos títulos pré-fixados, o que se mostrou inviável tendo em vista os choques sofridos (Banco Central do Brasil, 2002).

No final do ano, o cenário econômico teve ligeira melhora dada a perspectiva de descolamento das condições econômicas do Brasil e da Argentina, o que possibilitou a colocação de títulos pré-fixados de prazos mais longos. Assim, o Tesouro Nacional e o Banco Central deram início a um processo de transição na administração da dívida interna indexada à variação cambial, afastando a possibilidade de problemas de descontinuidade na condução das políticas cambial e monetária. Em decorrência disso, a participação de títulos indexados à variação cambial na dívida mobiliária total passou de 28% ao final de 2000 para 39,9% ao final de 2001 (tabela 2.2).

Em 2002 o BC continuou com o objetivo de minimizar o efeito inflacionário dos choques enfrentados pela economia brasileira e evitar que os mesmos se propagassem para outros preços da economia. Estes choques são os mesmos destacados nas equações (1.22) e em várias outras equações do primeiro capítulo deste trabalho e devem ser distinguidos entre choques de demanda e de oferta e entre choques temporários e permanentes. Choques de demanda devem ser combatidos integralmente, ou seja, uma contração (retração) de demanda deve ser compensada por uma política monetária expansionista (contracionista). No caso de choques de oferta, conhecidos como choques de custo, o impacto direto sobre o nível de preços é acomodado não provocando, assim, resposta da política monetária. No entanto, se combatem os seus efeitos secundários ou inerciais (Fraga & Goldfajn, 2002). O instrumento continuou sendo a taxa de juros inspirada em Taylor (1993) que, com a melhora do contexto macroeconômico no início do ano, foi reduzida mas aumentada consideravelmente (figura 2.1) por conta da pressão inflacionária advinda da depreciação cambial (figura 2.2) observada ao longo do ano e que detalharemos a seguir.

No ano em questão os problemas estruturais de equacionamento das finanças brasileiras continuaram e foram ainda influenciados pelo desaquecimento das economias norte-americana e mundial. Se isso não bastasse, os EUA também enfrentaram sérias fraudes contábeis em várias de suas grandes corporações, o que abalou a confiança dos investidores e gerou um efeito em cascata de anúncio de redução de lucros e dividendos a serem pagos. O

resultado foi uma grande volatilidade dos índices, uma crescente aversão ao risco e queda dos índices das bolsas de valores brasileira e norte-americanas (figura 2.9) atingindo, também, os mercados europeu e japoneses (Banco Central do Brasil, 2002).

Para iniciar o ano de 2002 com um mínimo de estabilidade e honrar o pagamento do serviço da dívida, as AMs brasileiras buscaram um novo acordo com o FMI e uma maior meta de superávit primário que passou de 3,75 para 4,25% do PIB e tem se mantido neste patamar desde então. No mercado financeiro, o governo se viu pressionado a lançar novas modalidades de títulos para atender, pelo menos em parte, as expectativas do mercado. De início, foram realizadas *swaps*²⁴ cambiais, conjugadas à oferta de LFTs²⁵, no sentido de evitar perturbações que se observavam na curva de cupom cambial e prevenir contra efeitos secundários e indesejáveis na execução da PM (Banco Central do Brasil, 2002).

O mercado financeiro entrou em ebulição com o início das campanhas para as eleições presidenciais e as dúvidas advindas das atitudes do novo governo. O risco país²⁶ disparou (figura 2.4), a taxa de câmbio desvalorizou-se consideravelmente e o Ibovespa (figura 2.9), já contaminado pela recessão mundial, também decaiu. Além disso, as autoridades monetárias tentaram imprimir o cumprimento da obrigatoriedade da marcação a mercado²⁷ em meados de 2002 provocando uma vulnerabilidade ainda maior com grandes volumes de migrações de fundos de investimento para depósitos de poupança, a prazo e/ou a vista. O BC fez ainda

²⁴ *Swaps* são acordos privados entre duas empresas para a troca futura de fluxos de caixa. No caso do swap cambial, a troca permite alterar características dos pagamentos em câmbio ou a receber, isto é, permite-se o pagamento de uma taxa fixa de câmbio, em lugar de uma taxa flutuante, ou vice-versa, permitindo uma proteção (*hedge*) contra os riscos de uma variação acentuada das taxas ou, para os que querem correr os riscos das oscilações cambiais, a especulação com as variações (Fortuna, 2002:287).

²⁵ As Letras Financeiras do Tesouro (LFT) são emitidas como objetivo de prover os recursos necessários à cobertura dos déficits orçamentários ou à realização de operações de crédito por antecipação de receitas para atendimento de determinações legais. Elas rendem a taxa média ajustada dos financiamentos diários apurados no SELIC (Sistema Especial de liquidação e Custódia) para títulos públicos federais, calculada sobre o valor nominal. O seu resgate é feito pelo valor nominal acrescido do respectivo rendimento, desde a data-base do título.

²⁶ Tendo em vista o impacto da percepção dos investidores externos sobre as condições da economia nacional, vários estudos têm sido realizados envolvendo a análise das principais causas a influenciar o afluxo dos capitais internacionais para o Brasil e outros países da América Latina. Cardoso e Goldfajn (1998) estudaram o caso brasileiro e seus resultados indicaram que as taxas de juros oferecidas e o efeito contágio eram os maiores determinantes dos fluxos de capital. Garcia e Valpassos (1998), também estudando o mesmo caso, consideraram que as variáveis mais importantes para explicar o movimento dos fluxos de capital são o diferencial oferecido pelas taxas de juros e o crescimento do déficit público. Os resultados empíricos apresentados por Vieira e Holland (2003), por outro lado, sugerem uma endogeneidade do diferencial de taxa de juros em relação ao risco país. Em outras palavras, embora investidores levem em consideração a taxa de juros *forward* e a desvalorização esperada da taxa de câmbio para calcular seus retornos em relação à taxa de juros internacional, eles atribuem uma probabilidade maior de *default* quando as autoridades monetárias trabalham com políticas de altas taxas de juros e o peso disso nos futuros pagamentos dos juros.

²⁷ A Marcação a Mercado – Mark to Market – MtM, refere-se à precificação diária dos títulos e valores mobiliários e dos instrumentos financeiros derivativos existentes nas carteiras das instituições financeiras, quer sejam adquiridos no Brasil ou no exterior. Eles devem ser registrados pelo valor efetivamente pago, inclusive os gastos com corretagens e emolumentos (Fortuna, 2002:563).

uma operação prática de política monetária e aumentou o compulsório, como já havia feito no ano anterior, sobre os depósitos à vista e a prazo (em 3 p.p) e depósitos de poupança (em 5 p.p.). Também foram feitas outras atuações no sentido de alongar o perfil da dívida brasileira e tentar dar estabilidade ao sistema (Banco Central do Brasil, 2002).

Assim, seguindo a tendência observada em países de economias maduras no ano de 2002 por uma crise econômica considerável, a situação brasileira também caracterizou-se por uma crise similar ou até mesmo mais acentuada. Fatores como o encolhimento dos fluxos externos, as incertezas quanto às fontes de financiamento do balanço de pagamentos e uma maior aversão ao risco por parte dos investidores, provocaram forte instabilidade no mercado doméstico. Esta instabilidade veio a aumentar ainda mais com o início da campanha eleitoral para presidência da república e provocou uma forte depreciação cambial (figura 2.2) que só veio a sofrer uma reversão em meados de novembro após a consolidação do processo eleitoral.

No ano de 2003, com a posse do novo Presidente da República e uma maior clareza nos atos da nova equipe econômica do governo, as principais variáveis econômicas começaram a reverter a tendência de alta do fim do ano anterior. Uma exceção foi a taxa de juros que foi aumentada nos primeiros atos da nova equipe do BC com o intuito de sinalizar ao mercado que o combate à inflação continuaria uma constante também no novo governo e, assim, buscar uma maior credibilidade junto aos agentes econômicos. Outra decisão importante foi a divulgação das novas metas de inflação para 2003 e 2004. Para 2003, a meta passou de 4% para 8,50% e, para 2004, o aumento foi de 3,75% para 5,50% (figura 2.5). Além disso, a margem de erro passou de 2% para 2,5% e as metas passaram a ser perseguidas num prazo de dois anos como forma de diluir os efeitos de choque de oferta. Estas metas mais condizentes com o cenário econômico nacional abriram espaço para a queda na taxa básica de juros da economia dado que o custo para perseguir as antigas metas era muito alto em termos de dívida pública e baixos níveis de crescimento.

2.5. Considerações Finais

Neste capítulo analisamos a condução da política monetária brasileira a partir da implantação do Plano Real e com ênfase ao período de flutuação cambial e metas inflacionárias. Vimos que, após 1999, com a adoção do câmbio flutuante, a forma de atuação das autoridades monetárias frente aos parâmetros estruturais se alterou por imposição do novo regime cambial. A estabilidade passou a centrar-se na definição das metas inflacionárias

subordinando às mesmas o nível da taxa de juros. Teoricamente, a taxa de câmbio seria a principal componente de ajuste às mudanças de expectativas dos aplicadores. Entretanto, numa situação de crescimento do Risco Brasil, fato considerado importante para o período analisado, a variação cambial se mostrou preocupante exigindo uma intervenção mais rígida do BC.

Quando o BC trabalha com taxas de câmbio fixas, os choques externos são absorvidos pela taxa de juros. Quando se adota o câmbio flutuante e metas inflacionárias – com definições de patamares mais rígidos para as taxas de juros – os choques causam, primeiramente, um impacto na taxa de câmbio. Neste caso, as taxas de juros não precisam ser utilizadas para defesas cambiais e as autoridades monetárias passam a se mover no intuito de alcançar as metas inflacionárias. Vimos que as AMs brasileiras atuaram neste sentido e utilizaram o arcabouço teórico relatado no capítulo 1 com adaptações para o caso específico do país. Apesar dos problemas enfrentados pela economia ao longo dos anos, a condução da política monetária tem se mostrado coerente para necessidades do país. Isso não significa que ajustes sejam desnecessários. Eles devem ser feitos levando-se em conta as condições da economia brasileira .

Apêndice ao Capítulo 2

Tabela 2.1 – Brasil
Dados de Conjuntura Econômica

Ano	PIB Var. % ano	transações correntes*	import.*	export.*	déficit comercial*	conta capital*	transfer. unilaterais*	Invest. Direto. Estrang.*
1995	4,22	-18383,70	49971,90	46506,28	-3465,62	351,70	351,70	4.405,12
1996	2,66	-23502,10	53345,77	47746,73	-5599,04	453,80	453,80	10.791,69
1997	3,27	-30452,30	59747,23	52994,34	-6752,89	392,60	392,60	18.992,93
1998	0,13	-33415,90	57714,36	51139,86	-6574,50	320,40	320,40	28.855,61
1999	0,79	-25334,80	49210,31	48011,45	-1198,87	337,70	337,70	28.578,43
2000	4,36	-24224,50	55783,34	55085,60	-697,75	272,50	272,10	32.779,24
2001	1,42	-23214,50	55572,18	58222,64	2650,47	-36,00	-38,30	22.457,35
2002	1,52	-7693,30	47218,80	60361,79	13142,99	433,00	413,70	16.566,20

Ano	DLSP** Externa	DLSP** Interna	DLSP** Total	IPCA (% a.a.)	IGP-DI (% a.a.)	IGP-M (% a.a.)	IPA-DI (% a.a.)
1995	8,20	21,61	29,29	22,41	14,77	15,24	6,38
1996	3,97	27,85	32,08	9,56	9,33	9,19	8,10
1997	4,15	29,07	33,19	5,22	7,48	7,74	7,80
1998	3,65	34,17	37,82	1,66	1,71	1,79	1,50
1999	10,97	38,40	49,10	8,94	19,99	20,10	28,88
2000	9,97	39,35	49,26	5,97	9,80	9,95	12,06
2001	10,37	41,29	51,57	7,67	10,40	10,37	11,88
2002	13,19	43,80	56,86	12,53	26,41	25,30	35,41

Notas: * em US\$ (milhões); ** em % do PIB

Fonte: www.bcb.gov.br

Tabela 2.2 – Brasil

Dívida pública mobiliária federal interna por tipo de rentabilidade (Valores em R\$ bilhões)

Período	Prefixados		Taxa Selic		Índice de Preços		Câmbio		Outros		Total	
	Valor	%	Valor	%	Valor	%	Valor	%	Valor	%		
1999	Dez	40	9,0	252	57,0	25	5,6	101	22,8	25	5,6	441
2000	Dez	75	14,8	267	52,2	30	5,9	114	22,3	24	4,8	511
2001	Mar	75	14,1	269	50,1	38	7,1	129	24,1	25	4,6	536
	Jun	63	10,8	292	50,2	42	7,2	156	26,8	29	5,0	581
	Set	57	9,1	310	49,3	42	6,6	197	31,4	23	3,6	629
	Dez	49	7,8	329	52,8	44	7,0	179	28,6	24	3,8	624
2002	Jan	48	7,6	334	52,6	51	8,1	186	29,4	15	2,4	635
	Mar	57	9,1	320	51,2	54	8,6	180	28,7	15	2,4	626
	Jun	56	8,6	308	47,1	58	8,9	217	33,2	15	2,3	654
	Set	43	6,5	272	41,3	63	9,6	268	40,7	13	1,9	659

Fonte: Banco Central do Brasil (2002)

3. Análise de Séries Temporais

Além do arcabouço teórico desenvolvido no capítulo 1 e da análise conjuntural da economia brasileira vista no capítulo 2, o estudo da credibilidade de política monetária sob endividamento público pode ser mais detalhado com a utilização do instrumental econométrico das séries temporais. Este estudo possibilita a visualização da influência das variáveis sobre as outras além de auxiliar na questão da causalidade e respostas aos choques enfrentados pela economia. Assim, a primeira seção será dedicada à revisão teórica da econometria de séries temporais com análise dos processos estocásticos, da estacionaridade e dos testes de raiz unitária. A seção seguinte tratará da metodologia dos vetores autorregressivos (VAR) e suas três análises principais: análise da decomposição de variância, funções de respostas aos impulsos e teste de causalidade Granger. A seção 3.3 discutirá a utilização dos critérios de seleção nos modelos VAR. A seção 3.4 tratará do procedimento econométrico para o caso brasileiro com a análise empírica de todos os pontos acima relacionados além da inspeção gráfica das variáveis. A seção 3.5 trará as considerações finais a respeito do capítulo.

3.1. Conceitos Fundamentais

3.1.1. Processos Estocásticos e Estacionaridade

Uma série temporal pode ser definida como uma realização de um processo estocástico sendo que a relação entre aquela e este é similar à relação entre a população e amostra. Assim como dados amostrais são utilizados para o estudo de uma determinada população, as chamadas realizações são utilizadas para se fazer inferências sobre o processo estocástico adjacente relativo à econometria de séries temporais.

Um processo estocástico, ou aleatório, é uma variável aleatória (v.a.) indexada pelos conjuntos dos eventos Ω e dos índices T que, em geral, representa o tempo. Então, a v.a. pode ser representada por $Y(.,.): \Omega \times T \rightarrow \mathfrak{R}$ que, para um dado $\omega \in \Omega$ e $t \in T$,

assume o valor $Y(\omega, t)$ e pode ser denotada por $Y_t = (\omega)$. Como a v.a. é função das variáveis ω e t , é possível a fixação de um valor para uma delas de modo a permitir que a outra varie. Por exemplo, se fixarmos t_0 , a v.a. torna-se uma função de eventos tais como $Y_{t_0} = (\omega)$ para $\omega \in \Omega$. Já se fixarmos ω_0 , a v.a. passa a ser uma função do tempo dada por $Y_t(\omega_0)$, que será chamada de processo estocástico e para este ω_0 , $y_t(\omega_0)$ - para $t \in T$ - são valores que $Y_t(\omega_0)$ assume. Tais valores são as realizações do processo estocástico (Valls Pereira, 2002).

Portanto, um processo assim definido é um mecanismo gerador de dados (no tempo e/ou espaço) cujo comportamento não pode ser descrito por uma função determinística, ou seja, por uma função previsível e invariável. Destaque especial é dado aos processos estocásticos estacionários pois, como dito pelo próprio nome, eles mantêm algumas características que permanecem constantes ao longo do tempo. Se esta constância estiver relacionada com a forma da distribuição conjunta do processo, a estacionaridade será do tipo forte e pode ser melhor entendida da seguinte forma: dado um conjunto de índices T como, por exemplo (t_1, \dots, t_n) , uma restrição na heterogeneidade temporal requer a hipótese de que a distribuição conjunta de $(Y_{t_1}, \dots, Y_{t_n})$ seja invariante por translações, ou seja, a distribuição conjunta de $(Y_{t_1}, \dots, Y_{t_n})$ é equivalente à distribuição conjunta de $(Y_{t_1+\tau}, \dots, Y_{t_n+\tau})$ para qualquer τ . Um processo que satisfaça esta hipótese é chamado de estritamente estacionário. Neste caso, os dois primeiros momentos do processo, média e variância, são invariantes no tempo uma vez que se o subconjunto do conjunto de índices for t_1 , a distribuição de Y_{t_1} deve ser equivalente à de $Y_{t_1+\tau}$ (Valls Pereira, 2002).

Na prática, é muito difícil especificar a distribuição conjunta de um processo estocástico. Assim, define-se uma versão fraca da estacionaridade, ou estacionaridade de segunda ordem, onde média e variância são constantes ao longo do tempo e a estrutura de dependência linear está ligada apenas à distância entre os períodos, isto é, o valor da covariância entre os períodos não deve depender do período de tempo efetivo em que a mesma é calculada. Em outras palavras, se o processo estocástico $\{X_t\}$ é estacionário de segunda ordem, existe a possibilidade de recuperação de todos os parâmetros da distribuição de Y_t dado que a média e variância caracterizam totalmente a distribuição normal. Assim, tal processo possui as seguintes características:

- $E\{X_t\} = \text{constante} = \mu$
- $\text{Var}\{X_t\} = \text{constante} = \sigma^2$
- $\text{Cov}\{X_t, X_{t+j}\} = \sigma_j$

O processo estocástico também apresenta outras três características básicas: 1. o espaço onde está definido o processo; 2. o conjunto de índices π (tempo discreto); 3. a estrutura de dependência da v.a. dada pelo Processo Gerador de Dados, isto é, Y_t para $t \in \pi$. Sendo assim, as restrições que devem ser impostas são tanto na heterogeneidade temporal, já discutida no parágrafo anterior, e na memória do processo. Sobre esta, a idéia é fazer com que o processo não tenha memória e, assim, seja independente, o que é uma restrição muito forte e pouco plausível pois a maioria das séries econômicas apresenta alguma dependência temporal. A saída é abrandar esta hipótese fazendo com que, para instantes de tempo muito defasados, não haja autocorrelação, isto é, que haja uma independência temporal assintótica. Deste modo, o processo tem memória mas esta vai diminuindo à medida que os intervalos entre os instantes de tempo aumentam. Um caso particular deste tipo de processo é aquele em que a dependência existe quando se considera, por exemplo, m observações consecutivas mas que a partir da observação ' $m + 1$ ' não exista correlação com as m observações anteriores. Este processo é chamado de m -dependente,

Um exemplo disso é um processo gaussiano (normal) em que:

- $E[Y_t | I_{t-1}] = E[Y_t | Y_{t-1}] = \phi Y_{t-1}$. A média do processo é linear no passado mais recente.
- $\text{Var}[Y_t | I_{t-1}] = \text{Var}[Y_t | Y_{t-1}] = \sigma^2$. A variância do processo é constante.

Este modelo pode ser racionalizado da seguinte forma: se Y_t representa uma série para a inflação, o processo gerador desta variável é tal que, dado o passado, espera-se que a inflação de hoje seja aquela passada mais os choques não previstos e que a inflação passada esteja sujeita a um redutor uma vez que o parâmetro $\phi < 1$, por hipótese. Sendo assim, a inflação de hoje, ao menos que haja choques não previsíveis, deverá ser menor que a inflação do instante anterior.

Assim, o processo gerador de dados pode ser representado por:

$$Y_t = \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

em que ε_t são os desvios de Y_t de sua média condicional sendo que, devido ao fato de o processo ser gaussiano, estes desvios também são gaussianos com média = zero, variância constante e covariância = zero e, desta forma, são independentes (Valls Pereira, 2002)²⁸.

3.1.2. Não Estacionaridade e Processos Integrados

A não estacionaridade das séries temporais é sempre um problema para uma análise econométrica pois, neste caso, as propriedades estatísticas de uma análise de regressão podem ter pouca aplicabilidade. Para melhor ilustrar o problema pode-se considerar a seguinte regressão:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 z_t + e_t \quad (3.2)$$

As hipóteses de um modelo de regressão clássica necessitam que ambas as seqüências $\{y_t\}$ e $\{z_t\}$ sejam estacionárias e seus erros sejam gaussianos. No caso de variáveis sujeitas a uma tendência determinística, os testes estatísticos comuns, como a estatística t e R^2 , parecem promissores mas a relação pode ser espúria e não possuir nenhum sentido econômico. Neste caso, o sinal de que há algo errado pode ser dado pela estatística Durbin-Watson²⁹, responsável pela detecção (ou não) de autocorrelação serial. Assim, existe o perigo de se interpretar resultados de regressão para duas variáveis com tendência determinística que, na verdade, divergem ao longo do tempo.

O segundo exemplo de relações espúrias está relacionado com variáveis sujeitas aos processos estocásticos. Para isso, suponha que as duas variáveis $\{y_t\}$ e $\{z_t\}$ sejam passeios aleatórios independentes:

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_{y_t} \quad (3.3)$$

$$z_t = z_{t-1} + \varepsilon_{z_t} \quad (3.4)$$

²⁸ O mesmo autor pode ser consultado para demonstrações sobre a média condicional e covariância.

²⁹ O teste DW é definido como $d = \frac{\sum_{t=2}^{t=n} (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum_{t=2}^{t=n} \hat{u}_t^2}$, ou seja, é simplesmente a razão entre a soma das

diferenças ao quadrado nos sucessivos resíduos e a soma dos quadrados dos resíduos. Para um detalhamento da estatística DW consultar Gujarati (2000:422) e/ou Greene (1993:423).

onde ε_{y_t} e ε_{z_t} são processos do tipo ruído branco e independentes um do outro. Note que a equação de regressão (3.2) fica sem sentido caso os resíduos $\{e_t\}$ sejam não estacionários. Desta forma, se a seqüência $\{e_t\}$ tem uma tendência estocástica, qualquer erro no período 't' nunca se dissipa fazendo com que o desvio avindo do modelo seja permanente. Isso causa uma dificuldade de atribuição de alguma importância econômica a um modelo econômico contendo erros permanentes.

Uma maneira simples de examinar as propriedades da seqüência $\{e_t\}$ é abstrair o intercepto ao e reescrever (3.2) como:

$$e_t = y_t - \alpha_1 z_t \quad (3.5)$$

Se z_t e y_t são gerados pelas equações (3.3) e (3.4), pode-se impor as condições iniciais

$y_0 = x_0 = 0$, para que:

$$e_t = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{y_i} - \alpha_1 \sum_{i=1}^t \varepsilon_{z_i} \quad (3.6)$$

Notadamente, a variância do erro se torna infinitamente grande à medida que t aumenta e, além disso, o erro tem um componente permanente em que $E_t e_{t+1} = e_t$, para todo $i \geq 0$. Desta forma, são violadas as hipóteses usuais de uma análise de regressão, os testes t , F e R^2 não são confiáveis e os resíduos estimados a partir de uma regressão espúria exibem um alto grau de autocorrelação (Enders, 1995).

Desta maneira, esta discussão implica que uma análise de regressão só terá sentido econômico se ela não estiver sujeita a uma tendência. De forma mais simples, pode-se dizer que a maneira mais conveniente de se retirar a tendência de uma série é o uso das primeiras diferenças - a diferença entre sucessivas observações - ao invés do uso variáveis em nível. Vejamos uma série temporal com uma tendência estocástica do tipo:

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.7)$$

Para torná-la estacionária, basta diferenciá-la da seguinte forma:

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1} = \varepsilon_t \quad (3.8)$$

Assim, esta abordagem permite a utilização do conceito de séries integradas pois a estacionaridade pode ser obtida diferenciando-se a série d vezes e transformando-a em integrada de ordem d .

3.2. Testes de Raiz Unitária

O primeiro passo para a modelagem de série temporal é testar a estacionaridade definida na equação anterior, ou seja, é testar se a série possui (ou não) raiz unitária.

Em um mecanismo auto-regressivo do tipo $A(L)u_t = \varepsilon_t$, onde $A(L)$ denota um polinômio no operador diferença, sua estacionaridade depende das raízes da equação polinomial $A(z) = 0$. O processo é estacionário se todas as raízes estiverem fora do círculo da unidade e não é estacionário se qualquer raiz é menor ou igual a 1 em valor absoluto. Já uma raiz igual a 1 em valor absoluto é chamada de raiz unitária e, se um processo possui uma raiz unitária ele é integrado de ordem 1, ou $I(1)$, fazendo com que a série em questão deve ser diferenciada uma vez para alcançar a estacionaridade.

Para melhor ilustrar o problema, analisaremos uma equação linear nos parâmetros:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \alpha y_{t-1} + u_t \quad (3.9)$$

onde ' t ' é a tendência temporal e u_t segue um processo estacionário do tipo ARMA³⁰. Subtraindo y_{t-1} de ambos os lados de (3.9):

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 t + (\alpha - 1) y_{t-1} + u_t \quad (3.10)$$

onde Δ é o operador diferença.

³⁰ Um modelo ARMA (p, q) é a combinação de componentes auto-regressivos (AR) e de média móvel (MA) e pode ser representado como: $A(L, \rho)u_t = B(L, \alpha)\varepsilon_t$, $\varepsilon_t \sim IID(0, \omega^2)$. O componente da esquerda é o termo de erro u_t que segue um processo auto-regressivo AR(p) do tipo: $u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \dots + \rho_p u_{t-p} + \varepsilon_t$ e com $\varepsilon_t \sim IID(0, \omega^2)$. Neste caso, u_t depende de si mesmo em valores defasados de ' p ' e depende também de ε_t . O processo AR(p) pode ser expresso de forma mais compacta como: $(1 - \rho_1 L - \rho_2 L^2 - \dots - \rho_p L^p) u_t = \varepsilon_t$ com $\varepsilon_t \sim IID(0, \omega^2)$, onde L é o operador defasagem cuja propriedade faz com que L , multiplicado por qualquer fator com um subscrito de tempo, deixa este subscrito defasado um período como, por exemplo, $Lu_t = u_{t-1}$, $L^2 u_t = u_{t-2}$, $L^p u_t = u_{t-p}$, etc. Se definirmos $A(L, \rho)$ como sendo igual ao polinômio da expressão entre parênteses, ρ representando o vetor $[\rho_1 : \rho_2 : \dots : \rho_p]$, pode-se escrever a expressão de forma ainda mais compacta: $A(L, \rho) u_t = \varepsilon_t$, $\varepsilon_t \sim IID(0, \omega^2)$. Já o componente da direita é similar a um modelo MA(q) como: $u_t = \varepsilon_t + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} + \alpha_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}$, $\varepsilon_t \sim IID(0, \omega^2)$, ou usando a notação de operador defasagem: $u_t = (1 + \alpha_1 L + \dots + \alpha_q L^q) \varepsilon_t$ onde $\alpha \equiv [\alpha_1 : \alpha_2 : \dots : \alpha_q]$. Uma extensão dos modelos ARMA é a classe de modelos ARIMA onde o I significa integrado uma vez que séries integradas devem ser diferenciadas um número de vezes d para serem estacionárias. Assim, o modelo ARIMA pode ser descrito como: $A(L, \rho) (1 - L)^d u_t = B(L, \alpha) \varepsilon_t$, $\varepsilon_t \sim IID(0, \omega^2)$ (Davidson & MacKinnon, 1993).

Um dos primeiros testes de raiz unitária foi desenvolvido por Dickey & Fuller (1979) e, por isso, receberam o nome de Testes DF. Estes são baseados em regressões como em (3.9) ou como nas duas regressões seguintes:

$$\Delta y_t = (\alpha - 1)y_{t-1} + u_t \quad (3.11)$$

$$\Delta y_t = \beta_0 + (\alpha - 1)y_{t-1} + u_t \quad (3.12)$$

A diferença entre as três regressões está na presença dos elementos determinísticos β_0 e β_1 . Enquanto que (3.9) inclui um *drift* (ou intercepto) e uma tendência temporal linear, (3.11) é um modelo com passeio aleatório (*random walk*)³¹ ao passo que (3.12) inclui somente um intercepto.

O parâmetro de interesse em qualquer uma das regressões é α pois o teste de raiz unitária é baseado na hipótese nula de que $\alpha = 1$ contra a hipótese alternativa que $\alpha < 1$. O teste envolve a estimação de uma das 3 equações anteriormente mencionadas usando, para isso, o método dos MQO³² no intuito de obter os valores estimados de α assim como os erros-padrão correspondentes (Enders, 1995). Uma vez que estatísticas relacionadas aos testes DF não possuem a distribuição *t* convencional, elas recebem o nome de estatísticas τ ao invés de estatísticas *t*.

Os testes DF são válidos somente sob a hipótese de os termos de erro das regressões não serem correlacionados serialmente, o que é pouco plausível no caso de dados econômicos. Por isso, a prática comum é a utilização dos Testes ADF (*Augmented Dickey-Fuller Tests*) porque estes controlam o problema da correlação serial ao incluírem termos auto-regressivos de ordem superior na regressão, ou seja, eles procuram incorporar um conjunto sequencial de defasagens no teste no sentido de *branquear* o erro.

Qualquer uma das regressões (3.9), (3.11) e (3.12) podem ser escritas da forma:

$$\Delta y_t = X_t \beta + (\alpha - 1)y_{t-1} + u_t \quad (3.13)$$

³¹ Um modelo com '*random walk*' é um processo estocástico não estacionário em que a série não possui nenhuma tendência de reversão a um valor de longo prazo. Neste caso, os erros u_t representam uma série de variáveis aleatórias distribuídas de forma idêntica. E mais, se assumirmos que os erros u_t são distribuídos de forma independente, o processo estocástico $\{u_t\}$ é chamado de processo de ruído branco (*white noise*).

³² O método dos MQO, atribuído a Carl Friedrich Gauss, evita o problema de os resíduos u_t de uma regressão terem a mesma importância independentemente de quão próximas ou dispersas estejam as observações. Assim os resíduos são elevados ao quadrado de modo a dar mais peso aos resíduos mais distantes da regressão. Assim, $\Sigma \hat{u}^2$ será alguma função dos estimadores da regressão.

onde X_t consiste de quaisquer regressores não estocásticos. Supondo que, por simplicidade, o termo de erro u_t em (3.13) siga um processo AR(1) estacionário do tipo $u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t$, (3.13) pode ser escrita como:

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= X_t \beta - \rho X_{t-1} \beta + (\rho + \alpha - 1) y_{t-1} - \alpha \rho y_{t-2} + \varepsilon_t \\ &= X_t \beta^* + (\rho + \alpha - 1 - \alpha \rho) y_{t-1} + \alpha \rho (y_{t-1} - y_{t-2}) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3.14)$$

$$= X_t \beta^* + (\alpha - 1)(1 - \rho) y_{t-1} + \alpha \rho \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.15)$$

A equação (3.15) é uma regressão linear de Δy_t em X_t , y_{t-1} e Δy_{t-1} . Ela é a regressão original (3.13) com um regressor adicional Δy_{t-1} e um termo de erro ε_t com independência serial. A versão ADF da estatística τ é simplesmente a estatística t ordinária para que o coeficiente de y_{t-1} em (3.15) assumo o valor de zero. O fato de o coeficiente em y_{t-1} ser $(\alpha - 1)$ ($1 - \rho$), e não $(\alpha - 1)$, não tem importância pois, quando se assume que $|\rho| < 1$, este coeficiente só pode ser zero se $\alpha = 1$. Assim, testar o coeficiente $y_{t-1} = 0$ é equivalente a testar $\alpha = 1$ (Davidson & MacKinnon, 1993).

O Teste ADF³³ pode ser especificado pela seguinte regressão:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^T \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.16)$$

Um procedimento seqüencial de teste de raiz unitária pode ser:

Passo 1: Estimar a equação acima e certificar-se da inclusão de suficiente defasagens para a eliminação de correlação serial nos resíduos da regressão.

Passo 2: Testar a hipótese:

$$\begin{cases} H_0 : (\alpha, \beta, \rho) = (\alpha, 0, 1) \\ H_a : (\alpha, \beta, \rho) \neq (\alpha, 0, 1) \end{cases}, \text{ Rejeição de } H_0 \rightarrow \text{passo 3 ; Aceitação de } H_0 \rightarrow \text{passo 5}$$

³³ Perron (1989) demonstrou que os resultados dos testes ADF tendem a aceitar a hipótese de raiz unitária caso o processo seja estacionário com quebras estruturais nos componentes determinísticos das séries. Segundo o autor, os testes ADF possuem baixo poder, com baixa probabilidade de rejeição da hipótese nula (presença de raiz unitária), quando o processo gerador dos dados é estacionário em torno de dois parâmetros distintos. Sendo assim, existe a possibilidade de rejeição de hipótese de raiz unitária na presença de uma mudança estrutural. Para contornar tal problema, um teste alternativo para a raiz unitária foi desenvolvido por Phillip-Perron que, como o teste ADF, testa a hipótese de $\rho = 1$ por MQO. Em termos gerais, pode-se dizer que o Teste Phillip-Perron é similar a um ADF controlado com 'dummies' para a presença de quebra estrutural e seu grande problema está no desconhecimento, *a priori*, da data da quebra.

Passo 3: Testar $\rho = 1$ usando a estatística t do primeiro passo com valores críticos da tabela normal padrão: $H_0: \rho = 1$ vs $H_a: \rho \neq 1$

Aceita $H_0: \rho = 1$ e $\beta \neq 1$; Rejeita: passo 4

Passo 4: Testar se $\beta = 0$ ou se $\beta \neq 0$ usando a estatística t convencional:

$H_0: \beta = 0$ vs $H_a: \beta \neq 0$

$H_0: \beta = 0$: a série é estacionária e sem *trend*.

$H_a: \beta \neq 0$: a série é estacionária e com *trend*.

Passo 5: Assumindo $\beta = 0$, testar $\rho = 1$ usando a estatística t convencional.

Passo 6: Testar $(\alpha, \beta, \rho) = (0, 0, 1)$.

Se $H_0: \alpha = 0$: a série segue um passeio aleatório sem *drift*.

Se $H_a: \alpha \neq 0$: a série segue um passeio aleatório com *drift*.

3.3. A Metodologia dos Vetores Auto-Regressivos

O artigo seminal de Sims (1980) introduziu a metodologia dos Vetores Auto-regressivos (VARs) nas pesquisas macroeconômicas como uma alternativa aos modelos estruturais de larga escala. Estes, além de não incorporarem expectativas, possuíam parâmetros não invariantes às simulações de mudanças de políticas, como proposto pela Crítica de Lucas, e tratavam as variáveis como sendo exógenas, mas tal tratamento era arbitrário e sem um sólido embasamento econômico ou argumentos estatísticos plausíveis (Canova, 1999).

A abordagem VAR é uma extensão de uma regressão univariada para um ambiente multivariado e cada equação definida pelo sistema é uma regressão, por MQO, de uma determinada variável em variáveis defasadas de si própria e de outras variáveis componentes do VAR (Stock & Watson, 2001). A utilização da metodologia torna desnecessária a decisão quanto à endogeneidade ou exogeneidade das variáveis pois todas elas são tomadas como endógenas. Este fato facilita a estimação das relações dinâmicas entre variáveis endógenas sem a imposição, a priori, de fortes restrições (Davidson & Mackinnon, 1993).

Considere um vetor y_t do tipo $(n \times 1)$ contendo os valores que as n variáveis assumem no tempo t :

$$y_t = \alpha + \Phi_1 y_{t-1} + \Phi_2 y_{t-2} + \dots + \Phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.17)$$

onde:

- α é um vetor $(n \times 1)$ dos termos do intercepto
- Φ_j são as matrizes $(n \times n)$ dos coeficientes auto-regressivos
- ε_t é um vetor $(n \times 1)$ dos termos de erro e $\varepsilon_t \sim i.i.d. N(0, \Omega)$

Se α_i denota o $i^{\text{ésimo}}$ elemento do vetor α e se $\phi_{ij}^{(1)}$ denota o elemento da linha ' i ' e coluna ' j ' da matriz Φ_1 . Assim, a primeira linha do vetor em (3.17) especifica que:

$$\begin{aligned} y_{1t} = & \alpha_1 + \phi_{11}^{(1)} y_{1,t-1} + \phi_{12}^{(1)} y_{2,t-1} + \dots + \phi_{1n}^{(1)} y_{n,t-1} \\ & + \phi_{11}^{(2)} y_{1,t-2} + \phi_{12}^{(2)} y_{2,t-2} + \dots + \phi_{1n}^{(2)} y_{n,t-2} \\ & + \dots + \phi_{11}^{(p)} y_{1,t-p} + \phi_{12}^{(p)} y_{2,t-p} + \dots + \phi_{1n}^{(p)} y_{n,t-p} + \varepsilon_{1t} \end{aligned} \quad (3.18)$$

ou seja, a auto-regressão vetorial é um sistema em cada variável é regredida numa constante, em ' p ' defasagens de si própria e de outras variáveis. Note, também, que a regressão tem as mesmas variáveis explicativas (Hamilton, 1994). Uma vez que o VAR possui estas mesmas variáveis explicativas, as estimações baseadas em *SURE* (*Seemingly Unrelated Regression*)³⁴ produzem as mesmas estimativas que os mínimos quadrados em cada equação separadamente. Desta forma, uma estimativa por MQO em cada equação separadamente produzirá uma regressão consistente não importando se os erros são correlacionados ou não.

Em outras palavras, se y_{ti} denota o $i^{\text{ésimo}}$ elemento de y_t e $\phi_{j,ki}$ denota o $ki^{\text{ésimo}}$ elemento de j , a $i^{\text{ésima}}$ coluna de (3.18) pode ser escrita como:

$$y_{ti} = \alpha_i + \sum_{j=1}^p \sum_{k=1}^n y_{t-j,k} \phi_{j,ki} + u_{ti} \quad (3.19)$$

³⁴ Em se tratando de modelos de regressões multivariadas, se os mesmos parâmetros aparecem em mais de uma das funções de regressão, o sistema está sujeito às chamadas restrições '*cross-equation*'. Na presença de tais restrições, o analista obviamente preferirá estimar as equações em conjunto, e não individualmente, de forma a obter estimadores eficientes. Mesmo na ausência destas restrições, características não observadas das economias de diferentes países, por exemplo, podem estar relacionadas em algum ponto do tempo, ou sejam pode haver uma correlação dos termos de erro. Neste caso, o sistema de equações forma um sistema *SURE* (Davidson & Mackinnon, 1993). Para maiores detalhes sobre o *SURE* consultar Greene (1993:487) e para uma análise de um VAR sujeito às restrições de exclusão o leitor pode referir-se à Hamilton (1994:315).

Isso é uma regressão linear em que y_{it} depende de um termo constante e das defasagens de 1 a 'p' de todas as 'n' variáveis do sistema (Davidson & Mackinnon, 1993). Note que o lado direito da equação (3.19) contém somente variáveis pré-determinadas e os termos de erro são, por hipótese, não correlacionados³⁵ serialmente e com variância constante. Assim, cada equação no sistema pode ser estimada fazendo-se uso dos MQO que, por sua vez, são consistentes e eficientes assintoticamente (Enders, 1995).

Em outras palavras, as hipóteses definidas no VAR podem ser postas como:

"The parameters α and Φ_1, \dots, Φ_p in equation (3.17) could be defined as the coefficients of the projection of y_t on a constant and y_{t-1}, \dots, y_{t-p} . Thus, ε_t is uncorrelated with y_{t-1}, \dots, y_{t-p} by the definition of Φ_1, \dots, Φ_p . The parameters of a vector autoregression can accordingly be estimated consistently with 'n' OLS regressions of the form (3.18). The additional assumption implicit in a VAR is that the ε_t defined by this projection is further uncorrelated with $y_{t-p-1}, y_{t-p-2}, \dots$. The assumption that y_t follows a vector autoregression is basically the assumption that 'p' lags are sufficient to summarize of the dynamic correlations between elements of y (Hamilton, 1994:261)."

Apesar de a metodologia VAR não incluir variáveis correntes entre os regressores, as correlações contemporâneas são levadas em conta, de forma implícita, pela matriz Ω ³⁶. Esta matriz tem importância pois, se os termos de erro são assumidos de serem normalmente distribuídos, a função de log-verossimilhança para o modelo VAR (p), concentrado com respeito à Ω , é a seguinte (Davidson & Mackinnon, 1993):

$$\ell(Y, \alpha, \Phi_1 \dots \Phi_p) = C - \frac{n}{2} \log |\Omega(\alpha, \Phi_1 \dots \Phi_p)| \quad (3.20)$$

Aqui, $\Omega(\alpha, \Phi_1 \dots \Phi_p)$ significa que o valor de Ω maximiza a log-verossimilhança condicional a α e Φ_1 até Φ_p . Pode-se provar que $\Omega(\alpha, \Phi_1 \dots \Phi_p)$ é igual:

$$\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (Y_t - \alpha - Y_{t-1} \Phi_1 \dots - Y_{t-p} \Phi_p)^T (Y_t - \alpha - Y_{t-1} \Phi_1 \dots - Y_{t-p} \Phi_p) \quad (3.21)$$

Se \hat{U}_t denota o vetor linha $1 \times n$ dos resíduos em MQO para a observação t , então:

$$\Omega(\hat{\alpha}, \hat{\Phi}_1 \dots \hat{\Phi}_p) \equiv \hat{\Omega} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \hat{U}_t^T \hat{U}_t \quad (3.22)$$

³⁵ Os termos de erro aleatório num modelo VAR podem ser correlacionados se eles são afetados por fatores relevantes não contidos no modelo como, por exemplo, ações governamentais ou algum evento nacional e/ou internacional.

³⁶ Para uma análise mais detalhada desta matriz o leitor pode consultar Hamilton (1994) capítulo 11.

Assim o valor maximizado da função de log-verossimilhança é:

$$\ell(Y, \hat{\alpha}, \hat{\Phi}_1, \dots, \hat{\Phi}_p) = C - \frac{n}{2} \log |\hat{\Omega}| \quad (3.23)$$

Os modelos VAR podem ser divididos em três diferentes tipos (VAR estrutural, VAR reduzido e VAR recursivo) em que todos os três são modelos lineares dinâmicos que relacionam valores passados e correntes de um vetor Y_t de n séries temporais. As formas reduzida e recursiva são modelagens estatísticas que não utilizam uma estrutura econômica além da escolha das variáveis. Estes modelos são usados para a descrição de dados e para previsão. Já um VAR estrutural introduz restrições derivadas da teoria econômica e, por isso, tais modelos são usados para inferência estrutural e análise de política econômica.

O VAR reduzido expressa Y_t como uma defasagem distribuída de seus valores passados mais termo de erro gaussiano sem correlação serial e, assim, gera uma auto-regressão serial. Sua representação matemática pode ser do tipo:

$$Y_t = \alpha + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.24)$$

Já as modelagens recursiva e estrutural têm a mesma forma no nível da matriz de equações. Estes dois modelos permitem a presença de interações contemporâneas entre os elementos de Y_t o que acontece com a adição de um termo contemporâneo no lado direito da seguinte equação:

$$Y_t = \phi + \beta_0 Y_t + \beta_1 Y_{t-1} + \dots + \beta_p Y_{t-p} + u_t \quad (3.25)$$

onde ϕ é um vetor de coeficientes, β_0, \dots, β_p são matrizes e u_t é o termo de erro.

Da teoria da identificação das equações simultâneas, são necessárias algumas restrições para se identificar os elementos de β_0 . Num VAR recursivo, a identificação é alcançada assumindo-se que a matriz formada pelas equações acima é recursiva, ou seja, os elementos de Y_t influenciam um ao outro contemporaneamente. Especificamente, assume-se que o primeiro elemento não é influenciado contemporaneamente por nenhuma outra variável no sistema, o segundo elemento é influenciado contemporaneamente somente pela primeira variável, a terceira variável é influenciada contemporaneamente somente pelas duas primeiras variáveis e assim sucessivamente. Isso força os erros quadrados mínimos em cada equação em

serem não correlacionados com os erros das equações precedentes. Assim, um VAR recursivo possui erros não correlacionados ao longo do tempo e entre as equações.

O VAR estrutural usa a teoria econômica para separar as ligações contemporâneas entre as variáveis. Como nos modelos de equações simultâneas, essa separação pode ser feita via abordagem da informação plena ou via informação parcial. A primeira abordagem atua na identificação dos coeficientes em todas as equações, isto é, em todos os parâmetros do sistema. Já a abordagem parcial tem seu foco na identificação dos coeficientes dos valores contemporâneos de Y_t numa equação única (Stock & Watson, 2001).

Uma vez que as matrizes de coeficientes de um VAR³⁷ estimado são de difícil interpretação direta, as estimações feitas por essa modelagem são comumente sumarizadas por certas funções destas matrizes. Para isso, as seguintes estatísticas são analisadas:

3.3.1. Funções de Resposta a Impulso

As Funções de Resposta a Impulso (FRI) podem ser definidas como as derivadas parciais de Y_{jt+k} , tratadas como função do horizonte k , com respeito a um choque específico no tempo t , *ceteris paribus*. Em sua forma conjunta, essas funções ligam o valor corrente do termo do erro aos futuros valores de Y_t ou, equivalentemente, ligam os valores passados e correntes do termo de erro aos valores correntes de Y_t .

As FRI surgem de um VAR representado, em termos vetoriais de média móvel (MA), como se segue:

$$y_t = \mu + \varepsilon_t + \Psi_1 \varepsilon_{t-1} + \Psi_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \Psi_\infty \varepsilon_{t-\infty} \quad (3.26)$$

³⁷ Os vetores auto-regressivos são também muito úteis para se testar a presença de co-integração através de uma análise multivariada baseada num VAR discutido em Johansen (1988), Stock & Watson (1988) e Johansen & Juselius (1990). O procedimento de co-integração de Johansen & Juselius baseia-se nas relações entre o posto da matriz e suas raízes características sendo, desta forma, uma generalização multivariada dos testes DF uma vez que uma única série temporal não pode ser co-integrada. Assim, enquanto que a metodologia Engle-Granger de teste de co-integração procura determinar se os resíduos da relação de equilíbrio são estacionários, o procedimento Johansen & Juselius determina o posto da matriz π . Ele é, portanto, mais poderoso e menos restritivo que Engle & Granger pois utiliza estimadores de máxima verossimilhança (MV) para calcular os coeficientes da regressão, testar pela presença de múltiplos vetores cointegrantes e testar simultaneamente a presença ou não de raiz unitária. Além disso, esta abordagem permite testar versões restritas do(s) vetor(es) co-integrante(s) e a velocidade dos parâmetros de ajustamento. Para maiores detalhes consultar Hamilton (1994), Enders (1995) e Hendry & Juselius (2000).

É esta representação que permite ao analista a observação da trajetória temporal dos vários choques nas variáveis contidas no sistema VAR. Assim, a matriz ψ pode ser interpretada como sendo:

$$\frac{\partial y_{t+s}}{\partial \varepsilon_t} = \Psi_s \quad (3.27)$$

ou seja, o elemento contido na linha ' i ' e na coluna ' j ' da matriz ψ_s identifica as conseqüências de um aumento unitário na inovação da $j^{\text{ésima}}$ variável no tempo $t(\varepsilon_{jt})$ para o valor da $i^{\text{ésima}}$ variável no tempo $t+(y_{i,t+s})$, mantendo-se todas as demais inovações constantes em todos os momentos.

Se o primeiro elemento de ε_t muda na proporção δ_1 ao mesmo tempo em que o segundo elemento muda na proporção δ_2 e o enésimo elemento muda em δ_n o efeito combinado destas mudanças no valor do vetor y_{t+s} será dado por:

$$\Delta y_{t+s} = \frac{\partial y_{t+s}}{\partial \varepsilon_{1t}} \delta_1 + \frac{\partial y_{t+s}}{\partial \varepsilon_{2t}} \delta_2 + \dots + \frac{\partial y_{t+s}}{\partial \varepsilon_{nt}} \delta_n = \Psi_s \delta \quad \text{onde: } \delta = (\delta_1, \delta_2, \dots, \delta_n)' \quad (3.28)$$

Assim, cada elemento da matriz ψ_s na linha ' i ' e coluna ' j ', $\partial y_{i,t+s} / \partial \varepsilon_{jt}$ é chamado de função resposta a impulso, que descreve a resposta de $y_{i,t+s}$ a um impulso em y_{jt} , com todas as demais variáveis, em tempo t , mantidas constantes (Hamilton, 1994).

3.3.2. Decomposição de Variância

A Decomposição de Variância do erro de previsão mede a importância do erro na j^{th} equação na explicação dos movimentos inesperados na i^{th} variável. Quando não há correlação entre as equações do sistema, a variância do erro de previsão, no período ' h ' em diante, pode ser escrita como a soma dos componentes de cada um dos erros (Stock & Watson, 2001). Em outras palavras, a pergunta a ser respondida é qual percentagem da variância do erro de previsão t -passos a frente é devida a cada variável.

Considere o erro de previsão de um VAR com n períodos futuros:

$$y_{t+n} - \hat{y}_{t+n|t} = \varepsilon_{t+n} + \Psi_1 \varepsilon_{t+n-1} + \Psi_2 \varepsilon_{t+n-2} + \dots + \Psi_{n-1} \varepsilon_{t+1} \quad (3.29)$$

O erro quadrático médio (EQM) da previsão é, para $\Omega = E(\varepsilon_t \varepsilon_t')$:

$$EQM(\hat{y}_{t+n|t}) = E\left[\left(y_{t+n} - \hat{y}_{t+n|t}\right)\left(y_{t+n} - \hat{y}_{t+n|t}\right)'\right] = \Omega + \Psi_1 \Omega \phi_1' + \Psi_2 \Omega \phi_2' + \dots + \Psi_{n-1} \Omega \Psi_{s-1}' \quad (3.30)$$

Considere, agora, a contribuição de cada perturbação ortogonalizada (u_{1t}, \dots, u_{nt}) ao EQM tem-se:

$$\varepsilon_t = Au_t = a_1 u_{1t} + a_2 u_{2t} + \dots + a_n u_{nt} \quad (3.31)$$

onde a_j denota a j^{th} coluna da matriz A , uma matriz triangular inferior³⁸. Como não existe correlação entre as perturbações, pós-multiplicando a equação (3.31) pela sua transposta e considerando as expectativas tem-se:

$$\Omega = E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = a_1 a_1' \cdot Var(u_{1t}) + a_2 a_2' \cdot Var(u_{2t}) + \dots + a_n a_n' \cdot Var(u_{nt}) \quad (3.32)$$

onde $Var(u_{jt})$ é o elemento da linha j e coluna j da matriz diagonal ' D '³⁹. Substituindo (3.32) em (3.30), o EQM da previsão de n -períodos adiante pode ser escrito como a soma dos p termos, cada um deles vindo de uma perturbação u_{jt} :

$$EQM(\hat{y}_{t+n|t}) = \sum_{j=1}^n \left\{ Var(u_{jt}) \cdot \left[a_j a_j' + \Psi_1 a_j a_j' \Psi_1' + \Psi_2 a_j a_j' \Psi_2' + \dots + \Psi_{n-1} a_j a_j' \Psi_{n-1}' \right] \right\} \quad (3.33)$$

Com esta expressão, pode-se calcular a contribuição da j^{th} inovação ortogonalizada ao EQM da previsão de n -períodos adiante (Hamilton, 1994):

$$Var(u_{jt}) \cdot \left[a_j a_j' + \Psi_1 a_j a_j' \Psi_1' + \Psi_2 a_j a_j' \Psi_2' + \dots + \Psi_{n-1} a_j a_j' \Psi_{n-1}' \right] \quad (3.34)$$

3.3.3. Teste de Causalidade de Granger

Uma das questões centrais abordadas no contexto da metodologia VAR é qual a importância das variáveis na previsão de outras. Num contexto bivariado, o teste de causalidade de Granger, proposto por Granger (1969), investiga se uma variável y pode ajudar na previsão de uma variável x . Se isso não se verifica, dizemos que y não causa x no

³⁸ Para maiores informações sobre a matriz 'A' consultar Hamilton (1994) seção 4.4 e pág. 320.
³⁹ Para maiores informações sobre a matriz 'D' consultar Hamilton (1994:320).

sentido Granger. Formalmente, y não Granger-causa x se, para todo $s > 0$, o erro quadrático médio (EQM) de uma previsão de x_{t+s} baseado em (x_t, x_{t-1}, \dots) é o mesmo que o EQM de uma previsão de x_{t+s} baseado em ambos (x_t, x_{t-1}, \dots) e (y_t, y_{t-1}, \dots) . Restringindo a discussão para as funções lineares, y não Granger-causa x se:

$$EQM \left[\hat{E}(x_{t+s} | x_t, x_{t-1}, \dots) \right] = EQM \left[\hat{E}(x_{t+s} | x_t, x_{t-1}, \dots, y_t, y_{t-1}, \dots) \right]. \quad (3.35)$$

Da mesma maneira, podemos dizer que x é *exógeno*⁴⁰ com respeito a y , no sentido da discussão feita em séries temporais, se a equação acima se verificar (Hamilton, 1994).

Em termos multivariados o teste de causalidade de Granger examina se os valores defasados de uma variável (x) ajudam a prever outra variável (y) condicional ao uso dos valores defasados de todas as variáveis com exceção de y . Sendo assim, ele é o Teste F da hipótese que valores defasados da j^{th} variável podem ser excluídos da equação i^{th} na forma reduzida do VAR. A rejeição da hipótese indica que tais defasagens são úteis, na margem, para a previsão de y .

Formalmente, pode-se testar um modelo de causalidade de Granger através de uma especificação auto-regressiva com p defasagens e com termos defasados das variáveis x e y para que a regressão seja do tipo irrestrita. A estimação é feita por MQO e tem a seguinte forma:

$$x_t = c_1 + \alpha_1 x_{t-1} + \alpha_2 x_{t-2} + \dots + \alpha_p x_{t-p} + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_p y_{t-p} + u_t \quad (3.36)$$

Desta regressão pode-se conduzir um teste F através da soma irrestrita dos quadrados dos resíduos $\left(SQR_{JR} = \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2 \right)$ e cuja hipótese nula é: $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = 0$.

A equação (3.36) deve ser comparada com uma regressão restrita, ou seja, uma regressão, também por MQO, somente de x sobre todos os seus termos defasados:

$$x_t = c_0 + \varphi_1 x_{t-1} + \varphi_2 x_{t-2} + \dots + \varphi_p x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.37)$$

Novamente, computa-se a soma restrita dos quadrados dos resíduos $\left(SQR_R = \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2 \right)$.

⁴⁰ "Em termos bastante genéricos, diz que um conjunto de variáveis é exógeno quando o seu processo gerador pode ser desconsiderado para fins de análise. Assim, dependendo de qual seja o objetivo do estudioso (inferência, previsão ou avaliação de política), existirá um conceito de exogenidade que será mais adequado. (Nakane, 1994:20)"

Para testar a hipótese nula aplica-se o teste F seguinte:

$$F \equiv \frac{(SQR_R - SQR_{JR})/p}{SQR_{JR}/(T - 2p - 1)} \quad (3.38)$$

Se o resultado deste teste for maior que o valor crítico 5% para uma distribuição $F(p, T-2p-1)$, rejeita-se a hipótese nula de que y não causa x no sentido Granger.

A estatística de (3.38) uma distribuição F exata para uma regressão com regressores fixos e erros gaussianos. Contudo, com variáveis dependentes defasadas como nas regressões do teste de causalidade Granger, o teste é válido somente assintoticamente. Desta forma, um teste assintótico equivalente à equação acima seria:

$$F \equiv \frac{T(SQR_R - SQR_{JR})}{SQR_{JR}} \quad (3.39)$$

A hipótese nula é, então, rejeitada se (3.39) é maior que os valores críticos de 5% para uma variável χ^2 (Hamilton, 1994).

Para finalizar, é importante ressaltar que, no sentido Granger, a palavra causalidade não necessariamente possui um significado literal. Questionar se x causa y , segundo a abordagem de Granger (1969), é verificar quanto do y corrente pode ser explicado pelos valores passados de y e, então, verificar se a adição de valores defasados de x podem melhorar tal explicação. y é causada por x , no sentido Granger, se esta ajuda na predição daquela, ou equivalentemente, se os coeficientes das defasagens de x são estatisticamente significantes. Reforçando o argumento, a frase “ x causa y no sentido Granger” não implica que y é o efeito ou o resultado de x . A causalidade de Granger mede precedência e conteúdo de informação, mas não indica causalidade no sentido comum da palavra (E-Views 3.0).

3.3.4. Critérios de Informação e Ordem do VAR

Para a especificação de um determinado VAR, o pesquisador pode apelar à teoria econômica, às observações empíricas ou à própria experiência para escolher as variáveis a serem incluídas no modelo. Em princípio, a tendência seria a inclusão de todas as séries com possibilidade de possuírem importantes interdependências mas, na prática, o tamanho limitado dos dados existentes requer o uso de modelos de pequena escala. Assim, há um processo de marginalização implícito na escolha das variáveis, isto é, a densidade de

probabilidade conjunta do VAR deve ser interpretada como tendo sido marginalizada com respeito às variáveis potencialmente relevantes. Isto tem causado alguma controvérsia entre os estudiosos do assunto. Há aqueles que consideram a hipótese duvidosa e vêem nela uma fonte potencial de inferência incorreta em modelos VAR de pequena escala. Por outro lado, há outros que consideram a hipótese inócua caso o VAR selecionado seja estatisticamente bem especificado.

Além de escolher os componentes do modelo, o pesquisador deve também especificar as defasagens ‘ p ’ da autoregressão. Para isto, duas considerações opostas devem ser levadas em conta: o problema do dimensionamento e a correta especificação do modelo. Uma vez que o número de parâmetros a serem estimados aumenta rapidamente com o número de defasagens do sistema e devido ao fato de o número relevante de graus de liberdade de um VAR depender do número total de parâmetros livres que aparecem no modelo, sistemas com tamanhos consideráveis se tornam altamente sobre-parametrizados em relação ao número de observações. O resultado obtido é, geralmente, um conjunto insignificante e ineficiente das estimativas dos parâmetros de curto prazo. Por outro lado, poucas defasagens produzem um modelo estatístico em que somente um sub-conjunto de informações relevantes é usado para caracterizar os dados. Isto leva ao problema de correlação serial no termo de erro que, por sua vez, leva à regressões espúrias e estimações ineficientes (Canova, 1999).

Em outras palavras, a adição de defasagens necessariamente reduz a soma dos quadrados dos resíduos mas, por outro lado, requer a estimação de coeficientes adicionais e gera, assim, uma perda associada de graus de liberdade. Ademais, a inclusão de coeficientes não correlacionados reduzirá a performance de previsão do modelo ajustado. É este *trade-off* entre *overparametrization* e *oversimplification* a questão central dos critérios de seleção. Estes são essenciais à análise de séries temporais pois existe a necessidade de determinação do tamanho apropriado da defasagem distribuída do modelo em questão.

Os critérios de informação mais comuns e suas respectivas fórmulas são:

- Critério de Informação de Akaike (AIC):

$$-2l/n + 2k/n \quad (3.40)$$

- Critério de Informação de Schwarz (SIC):

$$-2l/n + k \log n/n \quad (3.41)$$

- Critério Hannan-Quinn (HQ):

$$-2l/n + 2k \log(\log n)/n \quad (3.42)$$

onde k é o número de parâmetros estimados, n é o número de observações e l é o valor da função de verossimilhança usando k parâmetros estimados. No pacote E-views 3.0, estes critérios de informação, como visto nas fórmulas acima, são baseados em menos 2 vezes a média da função de log verossimilhança, ajustada por uma função de penalidade.

Para sistemas de equações os critérios de informação são computados utilizando um completo sistema de log verossimilhança que, por sua vez, é computado sob a hipótese de uma distribuição normal multivariada e gaussiana do tipo:

$$l = -\frac{nm}{2}(1 + \log 2\pi) - \frac{n}{2} \log |\hat{\Omega}| \quad (3.43)$$

onde $|\hat{\Omega}| = \det(\sum \hat{\varepsilon}\hat{\varepsilon}'/n)$ e m é o número de equações.

Comparando somente os critérios AIC e SIC pode-se dizer que este tem propriedades superiores para grandes amostras. Para verificar este fato, suponha que a verdadeira ordem do processo gerador de dados seja (p^*, q^*) e que sejam usados os dois critérios para estimar modelos ARMA de ordem (p, q) onde $p \geq p^*$ e $q \geq q^*$. Ambos os critérios selecionarão modelos maiores ou iguais a (p^*, q^*) à medida que o tamanho da amostra aproxima-se do infinito. Contudo, SIC é assintoticamente consistente enquanto que AIC é viesado em direção à seleção de um modelo sobre-parametrizado (Enders, 1995).

Voltando à análise conjunta dos critérios, enquanto que as propriedades assintóticas dos mesmos estão bem estabelecidas, suas propriedades para pequenas amostras ainda estão sendo analisadas. Em geral, eles parecem diferir significativamente dependendo da verdadeira estrutura da defasagem do processo gerador de dados e o tamanho exato da amostra. Mas a essência desses procedimentos é bem direta: dado um tamanho de amostra T , o valor de ' p ' é escolhido se a redução da função perda do sistema (em todos casos o erro quadrado médio), devido à adição de ' $p+1$ lag', é menor que o aumento na função perda causada pela incerteza adicional introduzida (mais parâmetros precisam ser estimados). Todos os métodos escolhem o ' p ' que melhor explica, de uma forma conjunta, todas as variáveis do sistema. Já as diferenças entre os critérios estão na ponderação dada aos dois efeitos relacionados.

A vantagem dos critérios de informação está na consistência, por MQO, das estimações da matriz de coeficientes $A(l)$, uma vez que, somente variáveis pré-determinadas e

funções determinísticas do tempo aparecem como variáveis do lado direito da equação, e $E(\varepsilon_t \varepsilon'_{t-s}) = E(\varepsilon_t x'_{t-s}) = 0 \quad \forall s$ (sendo x_t a matriz de variáveis do lado esquerdo da equação). Além disso, como não são impostas restrições em $A(l)$, os métodos de equações únicas são assintoticamente eficientes. Já a maior desvantagem dos critérios de seleção está no fato de todas as variáveis do sistema possuírem defasagens idênticas o que pode reduzir a eficiência das estimativas e, em alguns casos, até viesar a escolha do 'p' (Canova, 1999).

3.4. Procedimento Econométrico

Montada a base teórica necessária ao entendimento da econometria de séries temporais, passaremos a analisar a conjuntura econômica brasileira à luz deste instrumental econométrico. Para isso destacaremos, a seguir, as variáveis e o modelo econométrico proposto. Na subseção 3.4.2 seguinte analisaremos as variáveis graficamente. Assim, estaremos aptos para, na subseção 3.4.3, fazermos o tratamento empírico adjacente ao VAR como a análise das FRI, a decomposição de variância dos erros de previsão e o teste de causalidade Granger.

3.4.1. As Variáveis e o Modelo Econométrico

As variáveis a utilizadas na estimativa estão relatadas a seguir. Todas são de periodicidade mensal, de janeiro de 1999 a maio de 2003.

1. **Selicmes (i)**: Taxa de juros Selic acumulada no mês.
2. **PIB (y)**: Produto Interno Bruto calculado pelo Banco Central em milhões de dólares americanos .
3. **IPCA (π)**: Índice Nacional de Preços ao Consumidor-Amplo responsável pelo índice de inflação.
4. **TCN (e)**: Taxa de Câmbio Nominal - Livre - Dólar americano (venda) - média de período.
5. **DIV (div)**: Dívida Líquida do Setor Público (% PIB) - Total - Setor público consolidado.

O propósito principal da investigação empírica será o teste do comportamento da taxa de juros em condições de Regra de Taylor e sob endividamento público elevado. Conforme discutido anteriormente, espera-se que sempre que o produto se aproxima do seu nível de preços flexíveis e/ou a taxa de inflação ultrapassa a sua meta, o BC eleva a taxa de juros. Entretanto, quando assim se procede, o BC provoca uma elevação na probabilidade de *default*, conforme dinâmica de negociação dos títulos de dívida com os credores. Não há dúvida que, a partir de 1999, este problema se colocou claramente para a economia brasileira. Sendo assim, o modelo a ser analisado diz respeito às reações do BC com o aumento da dívida/PIB dado que sua reação, perante pressão inflacionária e crescimento econômico excessivos, prevê a aplicação da Regra de Taylor.

O VAR a ser estimado é em forma recursiva em que cada variável é explicada por suas próprias defasagens e pelos valores presentes e passados das $n-1$ defasagens das outras variáveis do sistema. Para trabalhar corretamente com o problema de identificação sem a necessidade de identificar um VAR estrutural completo, como na equação (3.19), assumimos que a melhor especificação do modelo é aquela em que a taxa de juros é ordenada por último, como especificado na equação seguinte. Desta forma, deixamos ainda mais claro que a taxa de juros é o instrumento de política monetária do BC e, assim, choques positivos na taxa de juros podem ser mensurados como resposta desta variável à política monetária implementada.

$$VAR = (div, \hat{y}, e, \pi, i) \quad (3.44)$$

3.4.2. Análise Gráfica

Numa primeira aproximação, é importante fazer uma inspeção gráfica das séries no sentido de averiguar a existência de tendências estocásticas ou determinísticas, de quebras estruturais ou de outras características relevantes das variáveis. As figuras aqui relacionadas agrupam os gráficos, os correlogramas e os correlogramas parciais das séries em nível e em primeira diferença. A observação dos gráficos das séries em nível indica se elas (não) são estacionárias ao passo que a observação dos correlogramas mostra as correlações seriais (ou dependências) entre os valores sucessivos da mesma variável. As correlações $r_j = corr(y_t, y_{t-j})$ são plotadas no eixo vertical e as defasagens, que em nosso caso são em número de quinze, aparecem no eixo horizontal. As linhas pontilhadas horizontais são $r_j \pm 2$ erros-padrão para as autocorrelações. Já os correlogramas parciais mostram a correlação entre as

séries temporais que sejam k períodos afastados, depois de controlar quanto às correlações nas defasagens intermediárias. Em outras palavras, a autocorrelação parcial é a correlação entre Y_t e Y_{t-k} depois de se remover o efeito dos Y_s intermediários (Gujarati, 2000).

Ambos os correlogramas e os correlogramas parciais são essenciais no auxílio da verificação de um processo $AR(p)$, $MA(q)$, $ARMA(p, q)$ ou $ARIMA(p, d, q)$ todos já discutidos no início deste capítulo. Este passo é a etapa de identificação da Metodologia de Box-Jenkins que ainda possui as etapas de estimativa, checagem de diagnóstico e previsão. Para a verificação dos referidos processos há que se levar em conta os padrões típicos dos correlogramas e dos correlogramas parciais que estão definidos na tabela 3.1. Note que os gráficos dos processos $AR(p)$ e $MA(q)$ possuem características opostas.

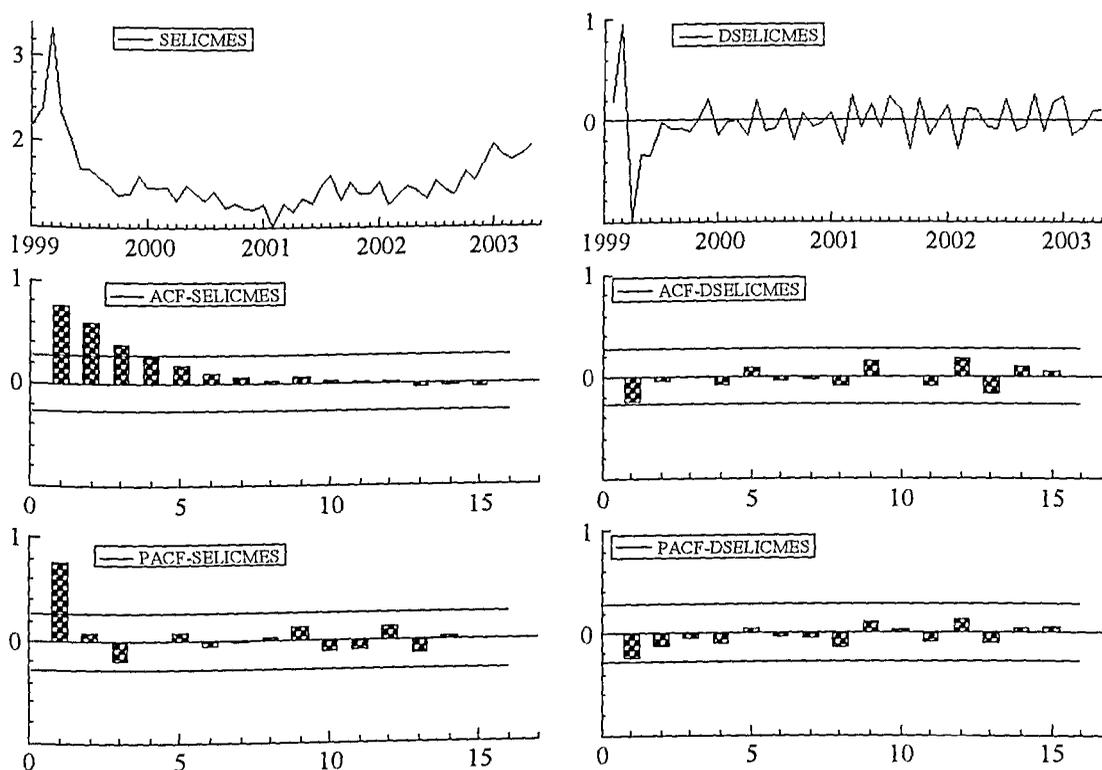
Tabela 3.1: Padrões Teóricos dos Correlogramas e Correlogramas Parciais

Tipo do Modelo	Padrão Típico do Correlograma	Padrão Típico do Correlograma Parcial
$AR(p)$	Declina exponencialmente ou com padrão de onda senoidal amortecida, ou ambos	Picos significativos através das defasagens p
$MA(q)$	Picos significativos através das defasagens q	Declina exponencialmente
$ARMA(p, q)$	Declínio exponencial	Declínio exponencial

Fonte: Gujarati (2000)

A figura 3.1 mostra os gráficos referentes à taxa de juros. Nota-se, pelo gráfico da série, o comportamento já destacado no capítulo 2 de uma queda brusca da taxa de juros meses após a flutuação cambial e uma elevação da taxa no final do ano de 2002. Fica nítido, também, que a estacionaridade da variável só é alcançada em primeira diferença, como estará provado nos testes de raiz unitária. O correlograma em nível mostra que a correlação da série só se dissipa a partir do quarto mês indicando, assim, uma certa persistência e influência da variável na determinação das condições gerais da economia. Dado que o processo deve ser integrado, devemos olhar para o correlograma e o correlograma parcial da série em primeira diferença no intuito de identificarmos um processo $ARIMA$. Ambos os gráficos em diferença apresentam uma fraca correlação o que caracteriza a taxa de juros como processo, no máximo, do tipo $ARIMA(1,1,1)$.

Figura 3.1 – Brasil
Taxa de Juros – Selic acumulada no mês (%)
período: 1999:1 a 2003:5



Notas:

SELICMES: Gráfico em nível; DSELICMES: Gráfico em 1ª. diferença

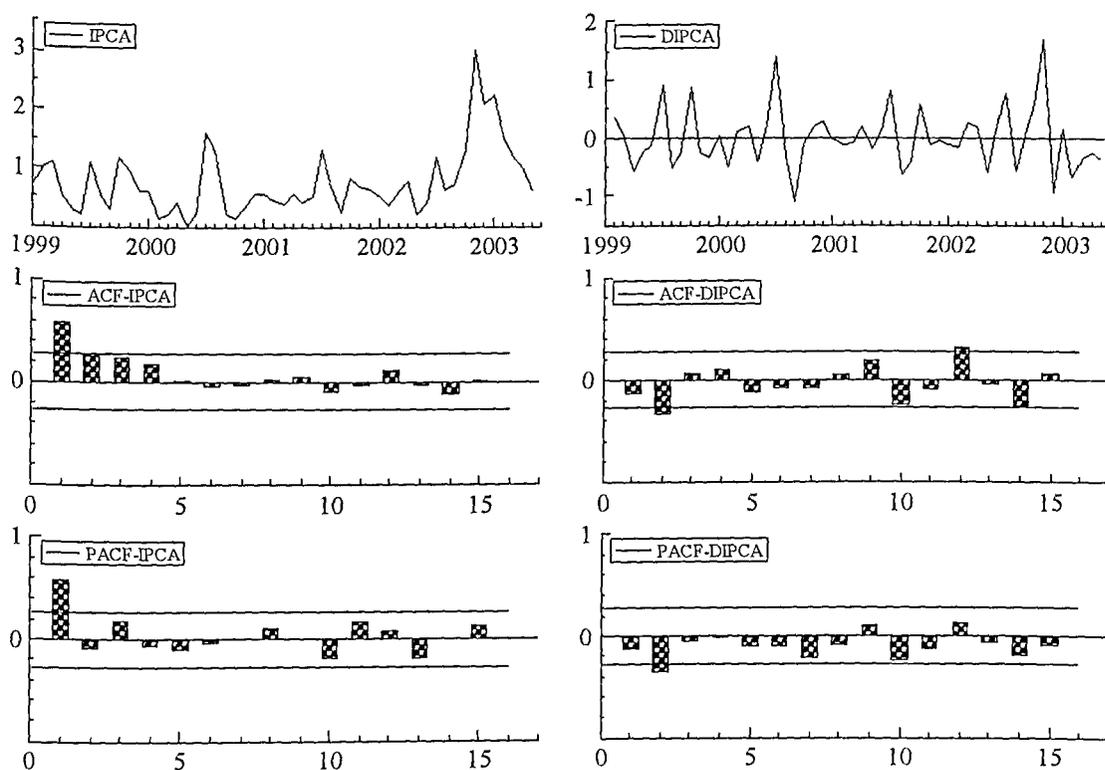
ACF-SELICMES: Correlograma em nível; ACF-DSELICMES: Correlograma em 1ª. diferença

PACF-SELICMES: Correlograma parcial em nível; PACF-DSELICMES: Correlograma parcial em 1ª. diferença

Fonte: Banco Central do Brasil (2003)

O comportamento da inflação, medida pelo IPCA e já analisada no segundo capítulo, pode ser observado na figura 3.2. O índice, utilizado na determinação das metas inflacionárias, mostra uma inconsistência em seu gráfico em nível que, em primeira diferença, se transforma numa considerável volatilidade da série. Destaque especial pode ser dado ao período eleitoral de 2002 quando a economia enfrentou grandes problemas de credibilidade e desconfiança por parte dos agentes econômicos. O gráfico em nível da série mostra que esta requer uma diferenciação, o que é comprovado pelo gráfico em primeira diferença. O correlograma e o correlograma parcial da série em nível mostram que a correlação serial da variável não possui uma longa persistência sendo, assim, um indicativo inicial de uma queda da inércia inflacionária brasileira. O correlograma em primeira diferença apresenta picos significativos nas defasagens 2 e 12 ao passo que o correlograma parcial apresenta um pico significativo na segunda defasagem. Desta forma, uma modelagem ARIMA (2,1,2) seria uma possibilidade

Figura 3.2 – Brasil
IPCA - Índice de Preços ao Consumidor – Amplo (variação percentual mensal)
período: 1999:1 a 2003:5



Notas:

IPCA: Gráfico em nível; DIPCA: Gráfico em 1ª. diferença

ACF-IPCA: Correlograma em nível; ACF-DIPCA: Correlograma em 1ª. diferença

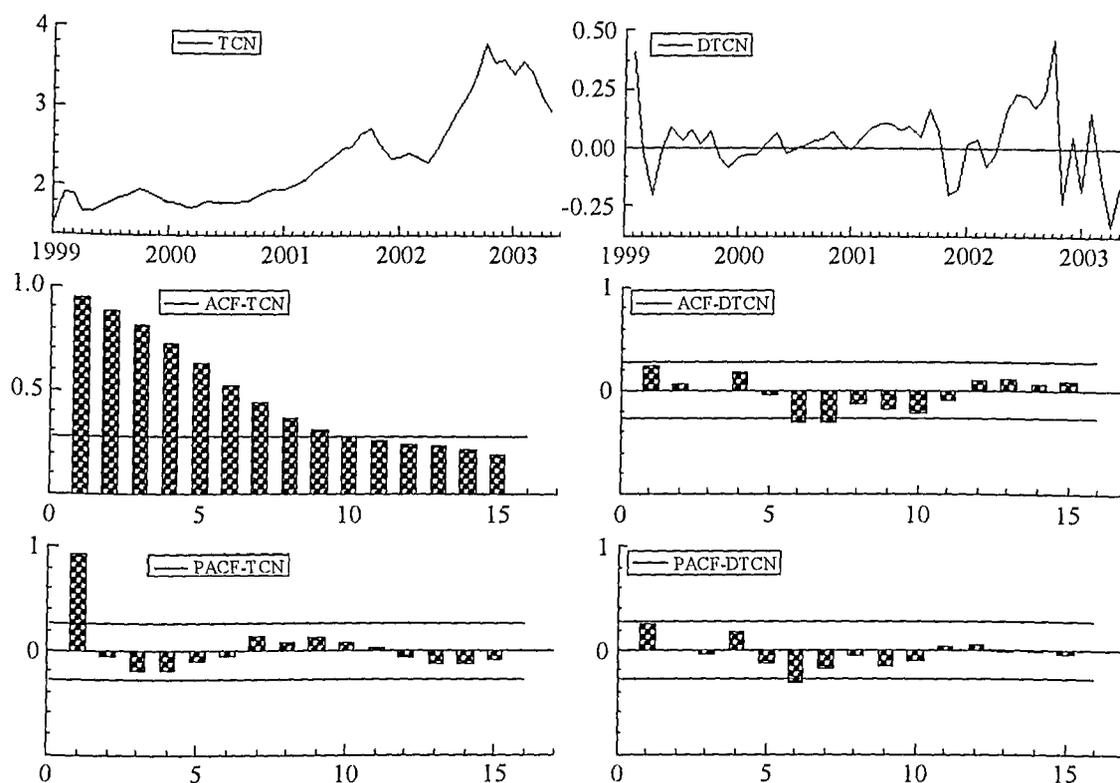
PACF-IPCA: Correlograma parcial em nível; PACF-DIPCA: Correlograma parcial em 1ª. diferença

Fonte: Banco Central do Brasil (2003)

A figura 3.3 mostra a taxa de câmbio brasileira no período de flutuação da série. Como já discutido no segundo capítulo há, notadamente, uma depreciação cambial a partir do ano de 2002. Por outro lado, percebe-se uma apreciação cambial após a definição das eleições e de uma maior clareza dos atos da nova presidência. O correlograma mostra uma forte correlação serial da variável indicando, desta maneira, a importância da memória passada na série. O gráfico em primeira diferença mostra a estacionaridade da taxa de câmbio apesar da persistência de significativos picos, positivos e negativos, ao final do período. O correlograma da variável diferenciada mostra picos significativos na sexta e sétima defasagens ao passo que o correlograma parcial mostra um pico importante na sexta defasagem. Desta forma, uma possível especificação para um modelo auto-regressivo de média móvel seria um ARIMA(6,1,6).

Figura 3.3 - Brasil
Taxa de Câmbio Nominal - Livre - R\$/US\$ (venda) - média de período

Período: 1999:1 a 2003:5



Notas:

TCN: Gráfico em nível; DTCN: Gráfico em 1ª. diferença

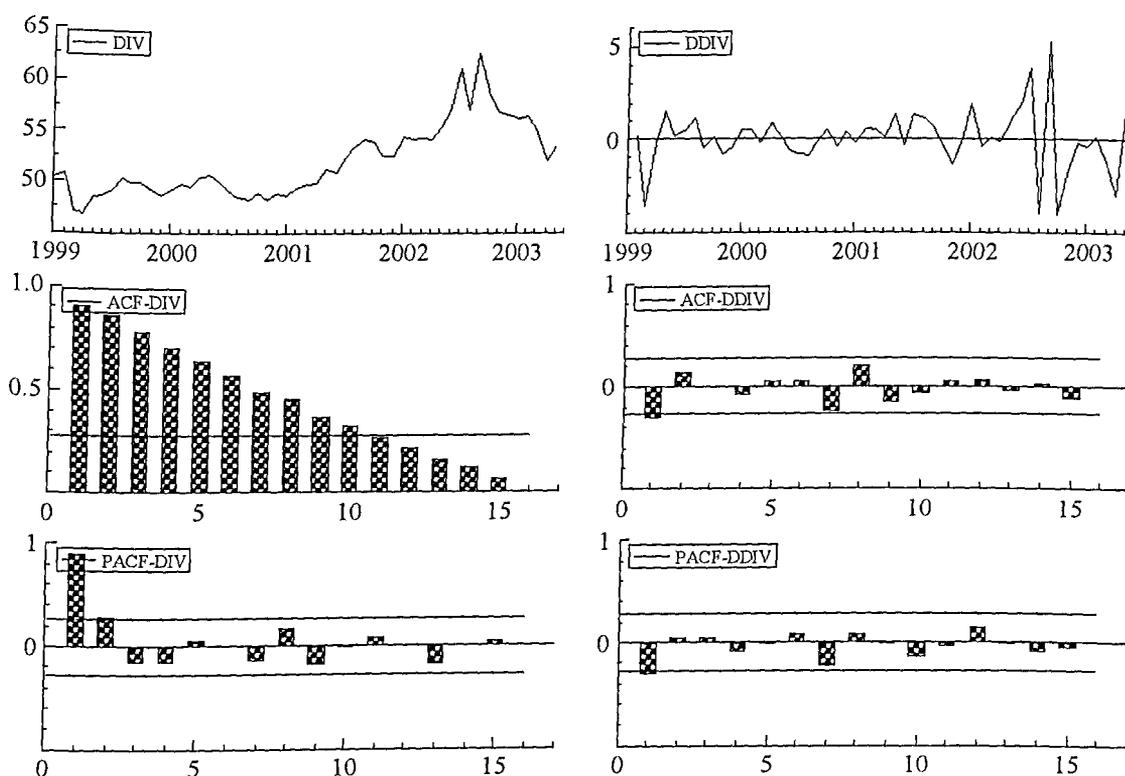
ACF-TCN: Correlograma em nível; ACF-DTCN: Correlograma em 1ª. diferença

PACF-TCN: Correlograma parcial em nível; PACF-DTCN: Correlograma parcial em 1ª. diferença

Fonte: Banco Central do Brasil (2003)

O aumento da dívida pública ao longo do período pode ser visto nos gráficos da figura 3.4. Percebe-se, pelo primeiro gráfico da série em nível, um comportamento parecido com aquele observado na taxa de câmbio o que, provavelmente, é consequência do peso dos títulos indexados ao dólar. O gráfico em primeira diferença mostra uma possível estacionariedade da variação da série com picos significativos no início do período e ao final do mesmo. A correlação serial, que só se dissipa após a décima defasagem, também fica perceptível no correlograma da variável em nível. O correlograma e o correlograma em primeira diferença mostram uma significância das respectivas auto-correlação e auto-correlação parcial na primeira defasagem caracterizando um possível processo auto-regressivo e média móvel de ordem 1. Sendo assim, observa-se um modelo ARIMA (1,1,1).

Figura 3.4 – Brasil
Dívida Líquida do Setor Público (% PIB) - Total - Setor público consolidado
período: 1999:1 a 2003:5



Notas:

DIV: Gráfico em nível; DDIV: Gráfico em 1ª. diferença

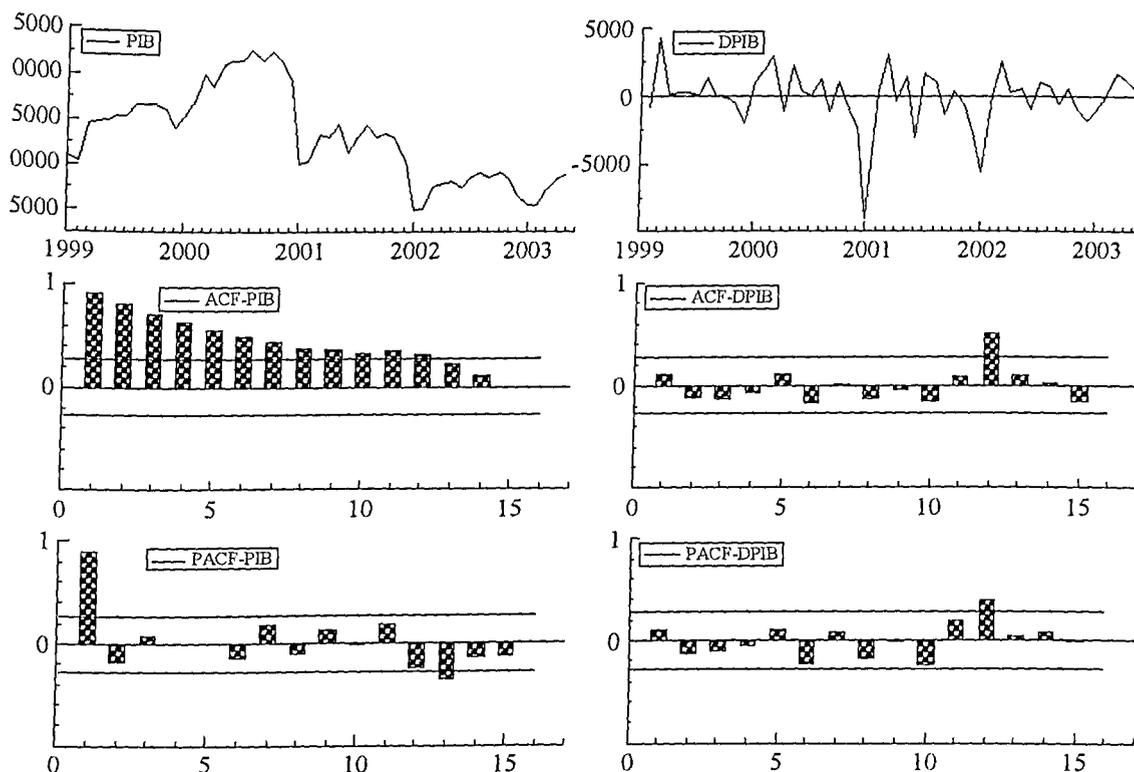
ACF-DIV: Correlograma em nível; ACF-DDIV: Correlograma em 1ª. diferença

PACF-DIV: Correlograma parcial em nível; PACF-DDIV: Correlograma parcial em 1ª. diferença

Fonte: Banco Central do Brasil (2003)

A figura 3.5 mostra os gráficos referentes ao Produto Interno Brasileiro no período de flutuação cambial. O importante a ser destacado é a queda observada na série devido à desvalorização do real e duas quebras observadas no gráfico em primeira diferença devido aos problemas conjunturais enfrentados pela economia brasileira. A correlação serial da variável fica nítida em seu correlograma em nível com dissipação somente após a décima terceira defasagem. Esta correlação desaparece com a série em primeira diferença com exceção de um significativo pico na décima segunda defasagem caracterizando, assim, um processo auto-regressivo de, no máximo, até a referida defasagem. O correlograma parcial confirma a importância da defasagem 12 na especificação de um modelo auto-regressivo de média móvel que, no caso, poderia ser um ARIMA (12,1,12).

Figura 3.5 - Brasil
PIB mensal (em milhões de dólares)
período: 1999:1 a 2003:5



Notas:

PIB: Gráfico em nível; DPIB: Gráfico em 1ª. diferença

ACF-PIB: Correlograma em nível; ACF-DPIB: Correlograma em 1ª. diferença

PACF-PIB: Correlograma parcial em nível; PACF-DPIB: Correlograma parcial em 1ª. diferença

Fonte: Banco Central do Brasil (2003)

3.4.3. Resultados Empíricos

Como análise inicial foram realizados Testes de Raiz Unitária (testes ADF - Augmented Dickey Fuller) para verificar o comportamento das séries ao longo do tempo. As mesmas se mostraram estacionárias em primeira diferença, ou seja, se revelaram integradas de primeira ordem, $I(1)$. Os resultados estão expostos na Tabela 3.2.

O próximo passo foi a seleção do modelo VAR referente às cinco variáveis já relacionadas. Para tal, utilizou-se o procedimento padrão de estimação de um modelo mais geral, de cinco defasagens, e redução do número de defasagens do mesmo, até uma defasagem. Com isso, foram computados os devidos valores dos critérios de informação relatados na Tabela 3.3. A tabela indica que o melhor modelo é aquele com 1 defasagem

tomando como referência principal o Critério Schwarz. A escolha da defasagem do modelo VAR também serviu como referência para a definição das defasagens do teste de causalidade de Granger a ser relatado mais adiante. Na tabela 3.4 encontram-se os testes de diagnóstico dos resíduos das variáveis referentes ao modelo VAR de melhor especificação. Com relação a estes testes, verificamos que os resíduos apresentam problemas de normalidade e outras rejeições pontuais da hipótese nula. A conclusão geral é os resíduos não mostram uma forte ocorrência de autocorrelação ou de heterocedasticidade.

Tabela 3.2: Testes de Raiz Unitária - ADF (período: 1999:1 a 2003:5)

VARIÁVEL	DEFA-SAGEM	CONS-TANTE	TEN-DÊNCIA	ADF	DW	N	VALOR CRÍTICO		t-prob
							(5%)	(1%)	
Selicmes	8	sim	sim	-1.521	1.925	44	-3.514	-4.178	0.0028
IPCA	2	não	não	-1.360	1.982	50	-1.947	-2.609	0.0359
TCN	1	sim	sim	-2.679	2.010	51	-3.499	-4.146	0.0113
PIB	0	sim	sim	-2.601	1.691	52	-3.497	-4.142	-
DIV	0	sim	sim	-2.860	2.265	52	-3.497	-4.142	-
Dselicmes	0	não	não	-9.095 **	1.844	51	-1.947	-2.608	-
DIPCA	1	não	não	-7.498 **	2.002	50	-1.947	-2.609	0.0122
DTCN	0	não	não	-5.794 **	1.886	51	-1.947	-2.608	-
DPIB	0	não	não	-6.295 **	1.856	51	-1.947	-2.608	-
DDIV	0	não	não	-9.644 **	1.844	51	-1.947	-2.608	-

Notas:

'D' indica a primeira diferença da variável e ** indica significância ao nível de 1%.

Os valores críticos para a rejeição da hipótese nula da existência de raiz unitária foram gerados pelo pacote econométrico PC-Give 10.0, conforme tabulação desenvolvida em MacKinnon (1991).

Tabela 3.3: Seleção do melhor modelo para a estimação do VAR

Sistema e Defasagens	log-likelihood	SC	HQ	AIC
Sistema com 5 defasagens	-344.25969	25.299	22.107	20.181
Sistema com 4 defasagens	-370.58234	24.371	21.793	20.238
Sistema com 3 defasagens	-399.81314	23.567	21.603	20.418
Sistema com 2 defasagens	-426.81176	22.668	21.317	20.503
Sistema com 1 defasagem	-456.18538	21.870	21.133	20.689

Notas:

Variáveis: Dselicmes, DIPCA, DTCN, DPIB, DDIV

Dados: Janeiro / 1999 a Maio / 2003

SC = Critério Schwarz; HQ = Critério Hannan-Quinn, AIC = Critério Akaike

Tabela 3.4: Testes de Diagnóstico dos Resíduos:

TESTES	DDIV	DPIB	DTCN	DIPCA	DSELICMES
AR F(4,41)	1.3235 [0.2774]	0.78271 [0.5430]	0.40636 [0.8030]	8.7363 [0.000]**	0.16510 [0.9549]
ARCH F(4,37)	2.0652 [0.1052]	0.085528 [0.9864]	1.1822 [0.3346]	1.3821 [0.2590]	0.26437 [0.8989]
NORM $\chi^2(2)$	11.767 [0.0028]**	17.240 [0.0002]**	12.134 [0.0023]**	4.7597 [0.0926]	15.441 [0.0004]**
HETERO F(10,34)	0.87900 [0.5612]	0.46851 [0.8986]	2.6075 [0.0181]*	0.45415 [0.9075]	4.2833 [0.0007]**

3.4.3.1. Decomposição de Variância dos Erros de Previsão

Como já dito, a decomposição de variância fornece o percentual do erro da variância prevista atribuída aos choques de uma determinada variável versus os choques nas outras variáveis do sistema. Se os choques observados numa variável z não são capazes de explicar a variância do erro de previsão da variável y , dizemos que a seqüência y é *exógena*. Caso contrário, dizemos que a seqüência é *endógena* (Enders, 1995). Vale ressaltar, também, que nossa análise será feita através do uso das decomposições de variância ortogonais. Estas descrevem a resposta de uma variável a um choque observado em um dos elementos do vetor de erros aleatórios. Os resultados das decomposições da variância dos erros de previsão das variáveis estão expostos na tabela 3.5 e são os que se seguem:

1. Decomposição da variância da relação dívida/PIB:

Os choques advindos da taxa de juros têm um poder de previsão maior que todas as demais variáveis e chega a explicar cerca de 6,3% da variância futura do endividamento público brasileiro. Isto já pode ser considerado como uma primeira indicação a favor de nossa hipótese de inclusão da dívida pública na função de reação do BC. Os outros resultados não são bons previsores da variância da relação dívida/PIB.

Dado a estreita relação entre endividamento público e risco país, como relatado no capítulo 2, podemos comparar nossos resultados àquelas estimações que utilizaram o *spread* bancário como variável do modelo. Por exemplo, Vieira & Holland (2003) analisaram uma proposta formulada por Bresser-Pereira & Nakano (2002) que argumentaram que as altas taxa de juros praticadas pelo BC resultam num aumento na relação dívida pública/PIB e num conseqüente aumento do risco país. Os resultados do trabalho de Vieira & Holland (2003) mostram que mais de 18% da decomposição de variância dos erros de previsão do risco país

(depois de 10 meses) pode ser explicado por choques provenientes do diferencial da taxa de juros. Já Vieira (2003), em um trabalho envolvendo o diferencial de taxa de juros, risco país e grau de endividamento público (externo e interno), encontrou que as duas primeiras variáveis são importantes na explicação do grau de endividamento público do país uma vez que respondem, respectivamente, por 17% e 13% da previsão do endividamento público. Em suma, nossos resultados têm robustez assim como os resultados de outros autores e isto fortalece nossa análise baseada na influência da dívida pública na condução da política monetária brasileira.

Tabela 3.5: Análise de Decomposição de Variância

Decomposição da Variância de DDIV:						
Período	S.E.	DDIV	DPIB	DTCN	DIPCA	DSELICMES
1	1.420987	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	1.555428	93.38455	0.808836	0.441330	1.992214	3.373069
5	1.597278	89.02655	1.450561	1.311505	1.969592	6.241793
9	1.597836	88.97024	1.460998	1.315302	1.969023	6.284442
10	1.597837	88.97011	1.461021	1.315314	1.969020	6.284536

Decomposição da Variância de DPIB:						
Período	S.E.	DDIV	DPIB	DTCN	DIPCA	DSELICMES
1	1993.428	0.907450	99.09255	0.000000	0.000000	0.000000
2	2067.140	3.063744	93.57217	1.947411	0.023968	1.392704
5	2080.001	4.060956	92.49833	1.945817	0.061558	1.433343
9	2080.066	4.063326	92.49307	1.946410	0.061701	1.435489
10	2080.066	4.063333	92.49306	1.946409	0.061701	1.435494

Decomposição da Variância de DTCN:						
Período	S.E.	DDIV	DPIB	DTCN	DIPCA	DSELICMES
1	0.105446	36.96987	0.017625	63.01250	0.000000	0.000000
2	0.130973	56.77410	0.370253	41.62195	0.339069	0.894631
5	0.133995	55.65100	0.701510	40.12922	1.123989	2.394285
9	0.134057	55.64038	0.710491	40.09374	1.124677	2.430712
10	0.134057	55.64030	0.710524	40.09366	1.124675	2.430843

Decomposição da Variância de DIPCA:						
Período	S.E.	DDIV	DPIB	DTCN	DIPCA	DSELICMES
1	0.440044	0.208373	2.108335	0.027318	97.65597	0.000000
2	0.491480	1.138561	2.336869	12.72650	79.53078	4.267291
5	0.525960	10.68736	2.472800	11.28724	69.83608	5.716531
9	0.526594	10.73160	2.496915	11.27719	69.66836	5.825938
10	0.526596	10.73171	2.496992	11.27714	69.66789	5.826271

Decomposição da Variância de DSELICMES:						
Period	S.E.	DDIV	DPIB	DTCN	DIPCA	DSELICMES
1	0.218641	2.474231	1.762410	0.020908	0.048880	95.69357
2	0.244670	7.325736	5.014532	2.886815	2.239626	82.53329
5	0.245677	7.714348	4.976938	2.930935	2.499511	81.87827
9	0.245687	7.715479	4.977275	2.931245	2.500662	81.87534
10	0.245687	7.715477	4.977279	2.931247	2.500661	81.87534

Ordem: DDIV DPIB DTCN DIPCA DSELICMES

2. Decomposição da variância do crescimento do PIB:

A variância futura do crescimento econômico do país não sofre influência significativa de nenhuma variável. Isto, numa abordagem puramente econométrica, pode sugerir que a desaceleração econômica observada no país ao longo dos últimos anos não é afetada por nenhuma variável do modelo. Em outras palavras, pode-se dizer que a reação do BC, via taxa de juros, pouco influenciou na recessão econômica dos últimos tempos e que a instabilidade das taxas de câmbio e inflação e do endividamento público não influenciam na previsão do crescimento econômico do país. Uma análise econômica nos mostra que, na verdade, o PIB brasileiro já está estagnado há muito tempo fazendo com que os testes econométricos não captem a influência das variáveis no crescimento econômico do país.

3. Decomposição da variância da taxa de câmbio:

Os choques advindos da taxa de juros e da inflação não são bons previsores da variância futura da taxa de câmbio. Fato curioso acontece com os choques oriundos da variação da dívida pública brasileira. Estes respondem por cerca de 55% da previsão da trajetória futura da taxa de câmbio que explicada por si mesma por apenas 40%. Ou seja, o endividamento público é melhor predictor da variação cambial que a própria variação cambial. Isto mostra um componente cambial considerável da dívida pública brasileira como já foi relatado no capítulo 2 desta dissertação.

4. Decomposição da variância da taxa de inflação:

Os choques observados no crescimento econômico são os que menos influenciam na trajetória futura da inflação. A taxa de juros responde por cerca de 6% da explicação dos movimentos futuros do processo inflacionário brasileiro. Isto significa que a operacionalidade da política monetária do BC influencia timidamente a variação da taxa de inflação do país que tem sua trajetória futura melhor prevista pela dívida pública (10,7%) e pela taxa de câmbio (12,7%). Em outras palavras, até o índice de preços oficial, que não capta totalmente as flutuações cambiais, é influenciado significativamente por estas flutuações e pela dívida pública, sendo que esta possui um componente cambial significativo no período analisado.

Por outro lado, Minella et alli (2002) encontraram que choques advindos da taxa de câmbio respondem por 24,9% e 32,8% dos erros de previsão variância futura do nível preços para todo o período do plano real (199:09-2002:06) e para o período das metas inflacionárias (1999:07-2002:06), respectivamente. Já Araújo (2003), em um trabalho incluindo os níveis de variáveis reais, agregados monetários e *spread* para o período completo do plano real

(1994-2002), observou que choques à taxa de juros têm considerável influência sobre a trajetória futura do nível de preços (IGP-DI), explicando cerca de 17% do comportamento da referida variável.

5. **Decomposição da variância da taxa de juros:**

Os choques advindos da taxa de câmbio (2,93%), da taxa de inflação (2,93) e do crescimento do PIB (4,97%) apresentam um baixo conteúdo informativo sobre a trajetória futura da taxa de juros. Já as inovações oriundas da dívida pública respondem por 7,7% da trajetória futura da taxa de juros. Ou seja, o endividamento público é o que possui maior poder preditivo dentre as variáveis do modelo. Isto já é um outro indicativo a favor de nossa hipótese de inclusão da variável dívida pública na função de reação do BC. Em outras palavras, a influência da dívida na composição da variância da taxa de juros se mostra significativa, o que vem a corroborar a hipótese de que há um componente endógeno do risco país⁴¹. Mais uma vez, esta importância do risco Brasil na composição da dívida pública brasileira reforça nossa hipótese de que a Regra de Taylor nacional deve contemplar a variável dívida pública/PIB em sua composição.

Araújo (2003) também encontrou um resultado robusto entre o spread e o curso futuro da taxa de juros dado que aquele apresenta um alto poder preditivo sobre esta variável chegando a explicar cerca de 28%, variáveis em nível, e 10%, variáveis em primeira diferença, da variância da taxa de juros. Já o nível de preços responde por cerca de 10% dos movimentos futuros da taxa de juros (variáveis em nível) sendo que o poder preditivo para as variáveis em primeira diferença aumenta para cerca de 12% dos movimentos previstos para a taxa de juros.

3.4.3.2. **Funções de Resposta à Impulso**

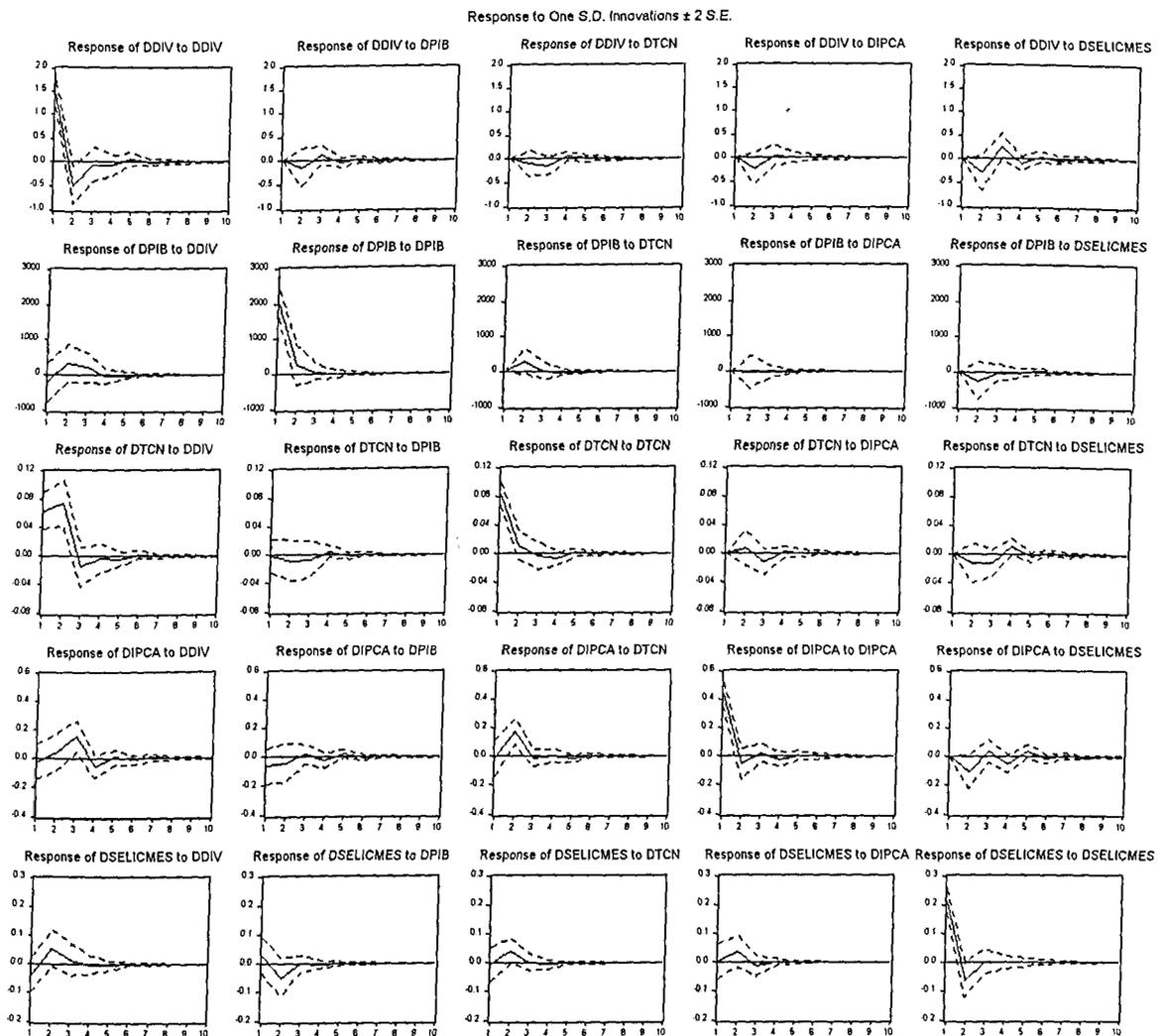
As funções de resposta a impulso (FRI) descrevem a resposta de uma variável a um impulso advindo de outra com todas as demais variáveis do sistema mantidas constantes. Desta forma, é possível conhecer o comportamento das variáveis do modelo em resposta aos vários choques observados e, assim, esclarecer ainda mais os fatos destacados na análise da decomposição da variância dos erros de previsão. As FRI estão plotadas na figura 3.3 e os principais resultados são os que se seguem:

⁴¹ Como já dito, o leitor pode referir-se a Vieira & Holland (2003) para mais detalhes sobre este tópico.

1. **Resposta da Relação Dívida/PIB aos choques advindos das demais variáveis:**

Percebe-se uma pequena oscilação da dívida pública às inovações oriundas da taxa de crescimento do PIB com dissipação a partir do quarto mês. O mesmo ocorre com taxa de câmbio nominal significando que uma apreciação cambial provoca queda do volume de dívida num primeiro momento mas que esta influência não perdura a partir do quarto mês. Já choques advindos da inflação provocam um pequeno decréscimo do endividamento público com a dissipação do fenômeno acontecendo a partir do terceiro mês. Mesmo que seja uma oscilação em pequena proporção, o fato pode ser explicado pela depreciação real dos títulos brasileiros face o processo inflacionário observado.

Figura 3.6
Funções de Resposta aos Impulsos



Como já observado na análise da decomposição da variância, a relação entre o endividamento público e a taxa de juros é a mais significativa. Assim como nas demais variáveis, há uma queda da dívida pública no segundo mês com inversão no mês imediatamente posterior e dissipação observada a partir do sexto mês. Em outras palavras, a utilização da taxa de juros como instrumento de política monetária provoca uma queda inicial do grau de endividamento público do país mas este reage e aumenta num segundo momento e sofre uma segunda queda antes de se dissipar. Novamente, isto é mais um fato corroborando nossa hipótese da importância da inclusão da relação dívida/PIB na função de reação do BC.

2. Resposta do crescimento do PIB aos choques advindos das demais variáveis:

Choques advindos da dívida pública e da taxa de câmbio nominal provocam um crescimento econômico que se dissipa a partir do quarto mês. Em relação à taxa de inflação, o fato interessante a ser notado é a ineficácia da mesma em provocar alterações no crescimento do PIB. Ou seja, os testes mostram que o *trade off* inflação-produto não é verificado na amostra analisada neste trabalho. A resposta da variação do PIB, em relação aos choques provocados pela taxa de juros, mostra uma pequena queda daquele com a dissipação do fenômeno acontecendo já no final do segundo mês. Economicamente falando, os aumentos na taxa Selic pouco influenciam nosso pífio crescimento econômico o que, como já dito na análise da decomposição de variância, deve ser visto com cuidado dado o processo de estagnação observado no PIB brasileiro.

3. Resposta da taxa de câmbio aos choques advindos das demais variáveis:

Os fatos aqui relatados são, de certa forma, semelhante àqueles observados na análise de decomposição de variância. A influência do endividamento público na variação da taxa de câmbio é considerável com um movimento inicial positivo e queda brusca no terceiro mês. Ou seja, choques no endividamento público provocam uma depreciação cambial inicial que só se reverte totalmente no final do sexto mês. Em relação aos choques provenientes do crescimento econômico eles causam uma queda da taxa cambial com o fenômeno desaparecendo entre o quinto e o sexto mês. Já o aumento da inflação leva a uma pequena depreciação cambial do primeiro para o segundo mês, uma apreciação no terceiro mês e fim do fenômeno no mês seguinte. Em outras palavras, processos inflacionários provocam uma instabilidade da taxa de câmbio, o que foi percebido no período aqui analisado. A mesma instabilidade cambial é provocada pelos impulsos advindos da taxa de juros, isto é, a utilização do instrumento de política monetária do BC causa uma considerável volatilidade cambial que se perdura até o sexto mês.

4. Resposta da taxa de inflação aos choques advindos das demais variáveis:

Inovações vindas da dívida pública e da taxa de câmbio influenciam de forma positiva e significativa a composição da inflação, fato este já observado na análise de decomposição de variância. Os impulsos provenientes do PIB são bem menos significativos o que pode ser encarado como um indicativo de que o crescimento do PIB não causa um processo inflacionário. Em termos de política econômica e considerando somente as variáveis do modelo, há um espaço para o crescimento econômico sem que se perca o controle da inflação. Como observado na análise da taxa de câmbio, a utilização da taxa de juros causa considerável oscilação na inflação brasileira e instabiliza a economia por um período superior a um semestre.

5. Resposta da taxa de juros aos choques advindos das demais variáveis:

As inovações da relação dívida/PIB, taxa de câmbio e inflação têm sinais positivos o que é um sinal que alterações nestas três variáveis causam uma imediata reação do BC e que a Regra de Taylor expandida com o endividamento público é uma análise bem pertinente para o caso brasileiro. Nota-se, também que, apesar de possuírem o mesmo sinal, o impacto da relação dívida/PIB é mais proeminente que as outras duas variáveis. Em relação às inovações oriundas do PIB, observa-se um sinal negativo provando, assim, a preocupação das autoridades monetárias com o crescimento econômico do país. Novamente, este resultado está, de certa forma, em concordância com aqueles encontrados por Vieira & Holland (2003).

3.4.3.3. Testes de Causalidade Granger

Realizamos o teste de causalidade no sentido Granger a fim de corroborar nossa hipótese já verificada nos testes anteriores de que a Regra de Taylor adicionada da relação dívida/PIB é uma melhor especificação para a análise da PM brasileira após a flexibilização cambial. Para isso, especificamos o teste com 1 defasagem de acordo com o número de defasagens definido para a estimação do modelo VAR. Utilizamos a marca (♦) para identificar as relações contendo probabilidades inferiores a 5% indicando a rejeição da hipótese nula de que a primeira variável não Granger-causa a segunda, ou seja, de que a segunda variável é exógena com respeito à primeira. Se isto é verdade, aceita-se a hipótese alternativa de que há causalidade no sentido Granger, isto é, a segunda variável é endógena em relação à primeira. Os resultados estão reportados na tabela 3.6 e as rejeições da hipótese nula são observadas nas seguintes relações:

1. A taxa de juros Granger-cause a dívida pública:

Significa dizer que a taxa de juros é eficaz em influenciar o grau de endividamento público do país e é, desta forma, uma fonte importante de informações adicionais acerca do comportamento futuro desta variável. Em termos econômicos, este resultado corrobora o fato de que uma parte considerável da composição da dívida brasileira ainda continua lastreada na taxa de juros Selic apesar de se observar um crescimento do componente cambial no endividamento público. Além disso, o fato de a dívida pública ser endógena em relação à taxa de juros é um indicativo de a função de reação do BC leva em conta o grau de endividamento público do país confirmando, assim, nossa hipótese de pertinência na inclusão desta variável na Regra de Taylor brasileira. Endogeneidade similar é reportada por Vieira & Holland (2003) que também encontraram uma causalidade direta, no sentido Granger, entre o diferencial de taxa de juros e o risco país.

2. A relação dívida/PIB Granger-cause a taxa de câmbio:

A observação de que os valores passados da relação dívida/PIB possuem um considerável poder informativo adicional para explicar os valores previstos da taxa de câmbio é também uma característica interessante da economia brasileira no período estudado. Se esta endogeneidade é verificada, pode-se dizer que o componente cambial precede o grau de endividamento público do país fortalecendo, uma vez mais, a hipótese de endogeneidade do risco país discutida em Vieira & Holland (2003).

3. A taxa de câmbio Granger-cause a taxa de inflação:

Esta causalidade pode ser explicada pela grande relação da economia brasileira com a moeda norte-americana, ou seja, a volatilidade cambial provocou, no período analisado, aumentos na taxa de inflação dado que vários preços importantes da economia são atrelados ao dólar americano. Vale salientar que a inflação observada foi basicamente uma inflação de custo e não na demanda provando que o *trade-off* proposto pela curva de Phillips tradicional não é significativo e provando, também, que choques de custo são acomodados da melhor maneira possível ao passo que choques de demanda são combatidos veementemente, como relatado no aparato teórico relatado no capítulo 1 deste trabalho.

Um fato interessante a ser notado é que a causalidade inversa não se verifica com uma probabilidade de 76%, ou seja, as informações passadas e presentes do processo inflacionário brasileiro não possuem um conteúdo informativo importante para a previsão do comportamento cambial do país.

Tabela 3.6: Testes de Causalidade no Sentido Granger

Hipótese Nula	Estatística F	Probabilidade
DIPCA não causa, no sentido Granger, DDIV	2.26398	0.13897
DDIV não causa, no sentido Granger, DIPCA	0.05379	0.81759
DPIB não causa, no sentido Granger, DDIV	0.89057	0.35005
DDIV não causa, no sentido Granger, DPIB	0.74591	0.39207
DSELICMES não causa, no sentido Granger, DDIV *	4.20314	0.04583
DDIV não causa, no sentido Granger, DSELICMES	1.38557	0.24496
DTCN não causa, no sentido Granger, DDIV	1.63649	0.20696
DDIV não causa, no sentido Granger, DTCN *	22.5801	1.9E-05
DPIB não causa, no sentido Granger, DIPCA	0.16305	0.68816
DIPCA não causa, no sentido Granger, DPIB	0.03864	0.84499
DSELICMES não causa, no sentido Granger, DIPCA	0.50033	0.48278
DIPCA não causa, no sentido Granger, DSELICMES	1.99867	0.16389
DTCN não causa, no sentido Granger, DIPCA *	13.3447	0.00064
DIPCA não causa, no sentido Granger, DTCN	0.08811	0.76788
DSELICMES não causa, no sentido Granger, DPIB	0.53967	0.46615
DPIB não causa, no sentido Granger, DSELICMES	1.14556	0.28983
DTCN não causa, no sentido Granger, DPIB	2.48542	0.12147
DPIB não causa, no sentido Granger, DTCN	0.94860	0.33496
DTCN não causa, no sentido Granger, DSELICMES *	5.20117	0.02705
DSELICMES não causa, no sentido Granger, DTCN	2.73120	0.10493

* indica a rejeição da hipótese nula de que a primeira variável não causa a segunda, ou seja, a primeira variável causa a segunda, no sentido Granger.

Amostra: 1999:01 2003:05 com 1 defasagem e 51 observações

4. A taxa de câmbio Granger-causa a taxa de juros:

Esta importância dos valores observados na variação cambial na previsão dos valores futuros do instrumento de política monetária do BC pode ser explicada, novamente, pelo fato de preços importantes da economia brasileira serem dolarizados e, assim, influenciarem na definição futura da reação do BC. O importante a ser considerado é que mesmo utilizando-se o índice oficial de inflação, que não capta totalmente as variações cambiais, observa-se a causalidade aqui citada. Não há dúvida que este fenômeno é um dos principais fatores responsáveis pelo descumprimento das metas inflacionárias já analisado no capítulo 2.

Todas as outras relações possuem probabilidades superiores a 5% sendo, assim, exógenas umas em relação às outras. Em outras palavras, os valores passados e presentes da

variável da esquerda não são bons preditores do comportamento futuro das variáveis da direita e, por isso, não há relação de causalidade no sentido Granger. Além da exogeneidade já citada no terceiro item destaca-se, também, a não causalidade entre dívida pública e taxa de inflação com probabilidade de 81%, ou seja, a variação da dívida pública brasileira não é de boa previsão para os futuros níveis inflacionários. Destaca-se, também, o fato de o crescimento econômico ser exógeno em relação à variação inflacionária (84%). Em oposição ao nosso trabalho, Araújo (2003), em seu trabalho incluindo variáveis reais e agregados monetários para o período completo do plano real (1994-2002), encontrou uma relação de causalidade direta e inversa entre taxa de juros Selic e inflação, medida pelo IGP-DI.

3.5. Considerações Finais

Como o leitor pode perceber, a utilização da econometria de séries temporais na análise macroeconômica é de suma importância e muito tem a contribuir numa pesquisa de cunho empírico. Cuidados devem ser tomados para que a estimação tenha o maior sentido econômico possível e os resultados realmente representem a realidade dos fatores testados. Estes cuidados começam pelo teste de estacionaridade de todas as séries para se proceder corretamente com a análise dos vetores auto-regressivos. Estes devem ser criteriosamente selecionados para que a melhor defasagem seja aquela escolhida pelo pesquisador. A partir de então, estima-se o melhor modelo VAR e faz-se uma análise das funções de impulso resposta, decomposição de variância e causalidade Granger.

Aplicando a análise de séries temporais para o caso brasileiro, pode-se concluir que a política monetária adotada no Brasil a partir de 1999 segue uma dinâmica que interage a Regra de Taylor e a dívida pública federal. Ou seja, pode-se observar que a reação do Banco Central às oscilações inesperadas da inflação e do produto passa a ficar fortemente condicionada às alterações do endividamento público do país.

Noutras palavras, a elevação da taxa de juros por parte do Banco Central leva até a uma redução na inflação e no crescimento do PIB, como observado nas funções de respostas aos impulsos. Entretanto, estes impactos ficam, sobremaneira, amortecidos pelo aumento da dívida/PIB e, por conseguinte, pela probabilidade de *default* do país. Conforme resultados de outros autores aqui relatados, este aumento na probabilidade de *default*, mais do que explicar as altas taxas de juros, deve ser explicado, em grande medida, por elas. Nossos resultados também apontam para a mesma direção.

Conclusão

A proposta desta dissertação foi detalhar a condução da política monetária brasileira e a constante busca de credibilidade da autoridade monetária a partir da implantação do Plano Real e, especialmente, no período posterior à plena flutuação cambial. Nossa hipótese era provar, empiricamente, a importância de se expandir a Regra de Taylor tradicional incluindo, na mesma, a discussão do endividamento público do país.

Para cumprir esta tarefa iniciamos o primeiro capítulo relatando o marco teórico subjacente ao tema. Detalhamos os modelos seminais de credibilidade de política monetária e a teoria mais recente de PM cuja ênfase recai sobre a rigidez nominal de preços no curto prazo. Tratamos, também, do principal instrumento de política monetária atualmente usado, a taxa de juros, e da âncora nominal comumente utilizada, as metas inflacionárias. Ao final do capítulo, desenvolvemos um modelo de endividamento público para, assim, fecharmos o marco teórico necessário para a nossa proposta de pesquisa.

Feita a base teórica, passamos a analisar a economia brasileira no segundo capítulo da dissertação tendo como intuito a observação dos elementos de política monetária do país e sua concordância com a teoria anteriormente estudada. Para tal, relatamos, de forma mais generalizada, a evolução da economia brasileira de 1994 a 1998 e, a partir de 1999, detalhamos ano a ano os fatos econômicos mais importantes. Observamos a constante busca de credibilidade por parte do Banco Central, a importância do grau de endividamento público na condução da política monetária e a utilização do aparato teórico abordado no capítulo 1.

No terceiro capítulo, nos propusemos a analisar as principais variáveis macroeconômicas do país à luz de um modelo de vetores auto-regressivos. Para isso, iniciamos o capítulo detalhando os principais conceitos econométricos necessários ao nosso estudo. A seguir, fizemos uma primeira aproximação do problema proposto através de uma análise gráfica das séries. A partir daí, definimos o modelo VAR a ser utilizado e partimos para a análise de séries temporais à luz das funções de respostas aos impulsos, decomposição de variância e teste de causalidade Granger.

Desta maneira, podemos concluir que a incorporação da relação dívida/PIB na função de reação da autoridade monetária brasileira é pertinente. Os resultados desta dissertação mostram que, ao utilizar a taxa de juros como principal instrumento de política monetária e causar uma elevação na mesma, o Banco Central consegue impactar inflação e o crescimento econômico do país. Entretanto, o aumento do endividamento público e a conseqüente elevação da probabilidade de moratória do país amortecem tais impactos. Esta elevação na probabilidade de *default* é explicada pelas altas taxas de juros ao passo que a relação inversa ocorre em menor intensidade.

Referências Bibliográficas

- ALESINA, A. & SUMMERS. Central Bank Independence and Macroeconomic Performance: some comparative evidence. **Journal of Money, Credit and Banking** 25 (2), p. 151-162. 1993.
- ARAÚJO, J.V. **Uma Análise do Poder Preditivo da Taxa de Juros Sobre a Atividade Econômica e a Inflação no Brasil**. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2003.
- ANDRADE, J. P. & DIVINO, J. A. C.A. Optimal Rules for Monetary Policy in Brazil. **IPEA Texto para Discussão 806**, Rio de Janeiro, julho 2001.
- ARBEX, M. A. & FONTES, R. Credibilidade das Políticas Econômicas no Brasil: Uma Análise Empírica do Período 1990-1998. **Economia Aplicada**. São Paulo, FIPE/FEA-USP, v. 3, n. 1, p. 23-45. Janeiro - Março 1999.
- AVERBUG, A. & GIAMBIAGI, F. A Crise Brasileira de 1998/1999 – Origens e Conseqüências. **BNDES - Textos para Discussão - n. 77**, Rio de Janeiro. Maio – 2000.
- BACKUS, D. & DRIFFILL, J. Inflation and Reputation. **American Economic Review** 75 (june): 37-50. 1985.
- BALANÇO GERAL DA UNIÃO . Secretaria Federal de Controle Interno, Tesouro Nacional, **Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão**. CD ROM. 2001.
- BALL, L. Policy Rules for Open Economies. **NBER Working Paper Series**, Cambridge, MA, working paper 6760, oct 1998.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Economia e Finanças, Séries Temporais**. 2003. <<http://www4.bcb.gov.br/pec/series/port>>. Acesso em: 04 julho 2003.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatório de Estabilidade Financeira**: Brasília, nov. 2002. 180 p. Relatório Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/estabilidade>>. Acesso em : 22 nov. 2002.
- BARRO, R.J. & GORDON, D.B. A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural Rate Model. **Journal of Political Economy** 91 (August): 589-610, 1983 a.
- _____. Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy. **Journal of Monetary Economics** 12 (July): 101-121, 1983 b.
- BARRO, R.J. (1986). Reputation in a Model of Monetary Policy with Incomplete Information. In : PERSSON, T. & TABELLINI, G. **Monetary and Fiscal Policy**. Cambridge, MA : MIT Press, 1994.

- BLANCHARD, O. J. & FISCHER, S. **Lectures on Macroeconomics**. Cambridge, MA : The MIT Press. 1990.
- BLINDER, A. Central Bank Credibility: Why do we care? How do we built it? **NBER Working Paper Series**, Cambridge, MA, working paper 7161, June 1999.
- BOGDANSKI, J, TOMBINI, A.A. & WERLANG, S.R. Implementing Inflation Target in Brazil. **Banco Central do Brasil Working Paper Series**, Brasília, n. 1, 2000.
- BRESSER-PEREIRA, L.C. & NAKANO, Y. **Uma Estratégia de Desenvolvimento com Estabilidade**, São Paulo, janeiro 2002, mimeo.
- CALVO, G.A. On the Time Consistency of Optimal Policy in a Monetary Economy. **Econometrica** 46 (November): 1411-1428, 1978.
- _____. Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework. **Journal of Monetary Economics**, 12, pp. 383-398, 1983.
- CALVO, G.A. & VÉGH, C.A. Inflation Stabilization and BOP Crises in Developing Countries. **NBER Working Paper Series**, Cambridge, MA, working paper 6925, February 1999.
- CALVO, L, LEDERMAN, L & REINHART, C.M. Capital Inflows and Real Exchange Rate Appreciation in Latin America. **IMF Staff Papers**. 40(1). Washington, D.C. Março 1993.
- CANOVA, F. Vector Autoregressive Models: Specification, Estimation, Inference, and Forecasting. In: PESARAN, M.H ; WICKENS, M.R. **Handbook of Applied Econometrics -Volume I: Macroeconomics**. Oxford UK: Blackwell Publishers Ltd, p. 73-138. 1999.
- CARDOSO, E. e GOLDFAJN, I Capital Flows to Brazil: the endogeneity of the capital controls. **IMF Working Papers**, 115. Washington, D.C. 1998.
- CHAREMZA, W. & DEADMAN, D. F. (cont.). **New Directions in Econometric Practice: General to Specific Modelling, Cointegration and Vector Autoregression**. Edward Elgar Pub. 1997.
- CHIANG, A. C. **Elements of Dynamic Optimization**. New York: McGraw-Hill, 1992.
- _____. **Matemática para Economistas**. São Paulo; Makron Books, 1982.
- CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective. **NBER Working Paper Series**, Cambridge, MA, working paper 7147, may 1999.
- CLARIDA, R. H. The Empirics of Monetary Policy Rules in Open Economies. **NBER Working Paper Series**, Cambridge, MA, working paper 8603, nov 2001.

DELFIM NETTO, A. Sobre as Metas Inflacionárias . **Economia Aplicada**. São Paulo, FIFE/FEA-USP, v. 3, n. 3, p. 357-382. Julho - Setembro 1999.

DAVIDSON, R. & MACKINNON, J.G. **Estimation and Inference in Econometrics**. New York, Oxford: Oxford University Press. 1993.

DICKEY, D. A. & FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, 74, 427-31. 1979.

DOORNIK, J.A. & HENDRY, D. F. **Modelling Dynamic Systems Using PcGive 10**. London. Timberlake Consultants Ltd. 2001.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. New York: John Wiley & Sons, Inc, 1995.

ENGLE, R. F. & GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing, **Econometrica**, 55, 251-76 . 1987.

E-VIEWS 3.0 . **User Guide**.

FACHADA, P. Inflation Targeting in Brazil: Reviewing Two Years of Monetary Policy 1999/00. **Banco Central do Brasil Working Paper Series**, Brasília, n. 25, Agosto 2001.

FIGUEIREDO, L. F. ; FACHADA, P. ; GOLDESTEIN, S. Monetary Policy in Brazil : Remarks on the Inflation Targeting Regime, Public Debt Management and Open Market Operations. **Banco Central do Brasil Working Paper Series**, Brasília, n. 37, março 2002.

FISCHER, S. Central Bank Independence Revisited. **American Economic Review** 85(2), p. 201-206. 1995.

_____. Rules Versus Discretion in Monetary Policy. In : FRIEDMAN, B.M. & Hahn, F. (ed) **Handbook of Monetary Economics**. Volume II, Amsterdam: Elsevier Science Publishers B.V.. 1990.

FORTUNA, E. **Mercado Financeiro : Produtos e Serviços** . RJ: Quality Mark, 2002.

FRAGA, A. & GOLDFAJN, I. Política Monetária no Brasil. **Valor Econômico**, São Paulo, 06 nov. 2002.

FRIEDMAN, B. M. Monetary Policy. **NBER Working Paper Series**, Cambridge, MA, working paper 8057, December 2000.

FUHRER, J. Central Bank Independence and Inflation Targeting : monetary policy for the next millennium?, **New England Economic Review – Federal Reserve Bank of Boston**, Janeiro-fevereiro, p. 19-36. 1997.

GALI, J. & GERTLER, M. Inflation Dynamics : A Structural Econometric Model. **Journal of Monetary Economy**, vol. 44 (2), pp. 195-222. 1999.

GARCIA, M & VALPASSOS . Capital Flows, Capital Controls and Currency Crisis: the case of the Brazil in the Nineties. Rio de Janeiro, **Texto para Discussão, PUC/Rio** No. 389, nov. 1998.

- GIANNONI, M. P. & WOODFORD, M. Optimal Interest-Rate Rules : I. General Theory. **NBER Working Paper Series**, Cambridge, MA, working paper 9419, Dec. 2002.
- GRANGER, C. W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods, **Econometrica**, 37, 424-438. 1969.
- GREENE, W.H. **Econometric Analysis**. Englewood Cliffs, NJ : Prentice Hall. 1993.
- GUJARATI, D. **Econometria Básica**. São Paulo: Makron Books, 2000.
- HAMILTON, J. **Time Series Analysis**. Princeton, NJ: Princeton University Press, 1994.
- HENDRY, D.F & JUSELIUS, K. Explaining Cointegration Analysis : Part II. **Energy Journal**. 2000.
- HILLBRECHT, R. Metas de Inflação e Política Fiscal. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 55, n. 3, p. 407-423, 2001.
- HOLANDA, M. C. & FREIRE, L. Medindo a Independência do Banco Central do Brasil. **Texto para Discussão CAEN/UFC**, nº 228, Fortaleza, Abril 2002.
- HOLLAND, M. & CANUTO, O. Flutuações Cambiais, Estratégias Monetárias e Metas de Inflação. **Ensaio FEE**, Porto Alegre RS, v. 23, n. 1, 2002.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis for cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, 112, 231-254. 1988.
- JOHANSEN, S. & JUSELIUS, K. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics And Statistics**, 52, 211-44. 1990.
- JUSELIUS, K. **Models and Relations in Economics and Econometrics**. Italy: University of Copenhagen and European University Institute, April 1999.
Disponível em : <<http://www.netec.mcc.ac.uk/WoPEC/data/Papers/kudkuiedp9913.html>>.
Acesso em : 03 out. 2002.
- KING, M. **Challenges for Monetary Policy: New and Old**. Kansas City, Kansas: Federal Reserve Bank of Kansas City, 1999. Disponível em :
<<http://www.frbkc.org/PUBLICAT/SYMPOS/1999/s99king.pdf>>. Acesso em : 29 set. 2002 .
- KREPS, D. & WILSON, R. Reputation and Imperfect Competition. **Journal of Economic Theory** 27, 2 (Aug.), 253-279. 1982.
- KYDLAND, F.E. & PRESCOTT, E.C. Rules Rather than Discretion : The Inconsistency of Optimal Plans. **Journal of Political Economy** 85 (June); 473-492, 1977.
- MANKIW, N. G. The Term Structure of Interest Rates Revisited. **Brookings Papers on Economic Activity** 1 : p. 61-110. 1986.

- MACKINNON, J.G. Critical Values for Cointegration Tests. In: ENGLE, R.F. & GRANGER, C.W.J. **Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration**, Oxford, OUP. 1991.
- MCCALLUM, B.T. Recent Developments in Monetary Policy Analysis: The Roles of Theory and Evidence. **NBER Working Paper Series**, Cambridge, MA, working paper 7088, April 1999.
- MINELLA, A. Optimal Monetary Policy, Gains from Commitment, and Inflation Persistence. **Banco Central do Brasil Working Paper Series**, Brasília, n. 45, Ago. 2002.
- _____. Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000): a VAR Estimation. **Banco Central do Brasil Working Paper Series**, Brasília, n. 33, novembro 2001.
- MINELLA, A. et alli. Inflation Targeting in Brazil: Lessons and Challenges. **Banco Central do Brasil Working Paper Series**, Brasília, n. 53, 2002.
- MINELLA, A. et alli. Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility. **Banco Central do Brasil Working Paper Series**, Brasília, n. 77, 2003.
- MISHKIN, F. S. International Experiences with Different Monetary Policy Regime. **NBER Working Paper Series**, Cambridge, MA, working paper 7044, mar 1999.
- _____. Inflation Targeting in Emerging Market Countries. **NBER Working Paper Series**, Cambridge, MA, working paper 7618, 2000.
- MISHKIN, F. S. & SAVASTANO, M. Monetary Policies Strategies for Latin America. **NBER Working Paper Series**, Cambridge, MA, working paper 7617, 2000.
- NAKANE, M.I. **Testes de Exogeneidade Fraca e de Superexogeneidade para a Demanda por Moeda no Brasil**. Rio de Janeiro, RJ: BNDES Departamento de Relações Institucionais. 1994.
- OBSTFELD, M. & ROGOFF, K. **Foundations of International Macroeconomics**, Cambridge, MA: MIT Press, 1996.
- PASTORE, A. C. Senhoriagem e Inflação: O Caso Brasileiro. **Economia Aplicada**. São Paulo, FIEP/FEA-USP, v. 1, n. 4, p. 583-622. Outubro - Dezembro 1997.
- PERRON, P. The Great Crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis, **Econometrica**, 57, 1361-1401. 1989.
- PERSSON, T. & TABELLINI. Political Economics and Macroeconomic Policy. **NBER Working Paper Series**, Cambridge, MA, working paper 6329, December 1997.
- PINHEIRO, A.C. , GIAMBIAGI, F. & MOREIRA, M.M. O Brasil na Década de 90 : Uma Transição Bem Sucedida? **BNDES - Textos para Discussão** - n. 91, Nov. 2001.
- PORTUGAL, M.S. & SILVA, M.E.A. Inflation Targeting in Brazil: An Empirical Evaluation. **XXX Encontro Nacional de Economia**. Nova Friburgo, RJ. 2002.

- POSEN, A. S. Why Central Bank Independence Does Not Cause Low Inflation: There Is No Institutional Fix For Politics. **Finance and International Economy** 7: 40-65. 1993.
- PREUSSLER, A. P. S & PORTUGAL, M. S. Um Estudo Empírico dos Ciclos Políticos no Brasil. **Textos para Discussão PPGE/UFRGS**. Porto Alegre, n° 2002/05, 2002. Disponível em : <http://www8.ufrgs.br/ppge/pcientifica/pdf/msp/2002/2002_05.pdf>. Acesso em : 22 fev. 2003.
- ROCHA, F. Testing Two Types of Monetary Rules for Brazil. **Economia Aplicada**. São Paulo, FIPE/FEA-USP, v. 1, n. 2, p. 251-262. Abril – Junho 1997.
- ROGOFF, K. The Optimal Degree of Commitment to an Intermediate Monetary Target. **Quarterly Journal of Economics** 100 (November) : 1169-1189. 1985.
- ROMER, D. **Advanced Macroeconomics**. 2nd. ed. New York: McGraw-Hill/Irwin, 2001.
- ROMER, C.D. & ROMER, D.H. Institutions for Monetary Stability. In : ROMER, C.D. & ROMER, D.H. **Reducing Inflation – motivation and strategy**. Chicago: The University of Chicago Press. 1997.
- SALGADO, M.J.S. & GARCIA, M.G.P. & MEDEIROS, M.C. , **Monetary Policy During Brazil's Real Plan: Estimating the Central Bank's Reaction Function** . Rio de Janeiro: PUC-Rio, Department of Economics, 2001.
- SICSÚ, J. Teoria e Evidência do Regime de Metas Inflacionárias. **Revista de Economia Política**, vol. 22, n° 1 (85), janeiro-março. 2002.
- SIMONSEN, M. H. & CYSNE, R. P. **Macroeconomia**. 2. ed. São Paulo: Atlas, 1995.
- SIMS, C. A . Macroeconomics and Reality. **Econometrica**, 48, pp. 1-48 . 1980.
- SNOWDON, B. , VANE, H. & WYNARCZYK, P. **A Modern Guide to Macroeconomics**. Great Britain: Edward Elgar Publishing Limited, 1994.
- STOCK, J. H. & WATSON, M.W. Vector Auto-regressions. **Journal of Economic Perspectives**, 15 (4), march 2001.
- SVENSSON, L. E. O. How Should Monetary Policy Be Conducted in an Era of Price Stability? **NBER Working Paper Series**, Cambridge, MA, working paper 7516, Feb. 2000.
- _____. Monetary Policy and Real Stabilization. **NBER Working Paper Series**, Cambridge, MA, working paper 9486, February 2003.
- SVENSSON, L. E. O. & WOODFORD, M. **Implementing Optimal Policy Through Inflation-Forecast Targeting**. Preliminary version 2.51, January 2003. Disponível em : <<http://www.princeton.edu/~svensson/papers/swift.pdf>>. Acesso em : 25 fev. 2003.
- TAYLOR, H. Time Inconsistency: A Potential Problem for Policymakers, **Federal Reserve Bank of Philadelphia Business Review**, March/April. 1985.

TAYLOR, J. B. Estimation and Control of Macroeconomic Model with Rational Expectations. *Econometrica*, vol. 47, (September), pp. 1267-86. 1979.

_____. **Discretion Versus Policy Rules in Practice**. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 39:195-214. 1993. Disponível em: <<http://www.stanford.edu/~johntayl/papers/Discretion.pdf>>. Acesso em : 29 set. 2002.

_____. (ed) **Monetary Policy Rules**. Chicago: University of Chicago Press, 1999.

_____. **Using Monetary Policy Rules in Emerging Market Economies**. Stanford: Stanford University, Dec 2000 (a). Disponível em: <<http://www.stanford.edu/~johntayl/papers/Bank of Mexico Paper.pdf>>. Acesso em : 29 set. 2002.

TEJADA, A. O. & PORTUGAL, M. S. Política Econômica e Credibilidade : Evidências Empíricas e Técnicas Econométricas. **Textos para Discussão PPGE/UFRGS**. Porto Alegre, nº 2002/03, 2002. Disponível em: <<http://www.ufrgs.br/ppge>>. Acesso em : 22 fev. 2003.

VALLS PEREIRA, P.L. **Dados Econômicos e Mecanismo Estatístico Gerador**. Notas de aula. mimeo. 2002. Disponível em: <http://pvalls.ibmed.br/eco2_2002-1/meg7.pdf>. Acesso em : 22 fev. 2003.

VIEIRA, F.V. & HOLLAND, M. Country Risk Endogeneity, Capital Flows and Capital Controls in Brazil. **Revista de Economia Política**. Vol. 23, n. 1 (89), jan-mar /2003.

VIEIRA, F.V. **Fluxo de Capital, Risco Brasil, Diferencial de Juros e Endividamento Público: Uma Análise Econométrica para o Brasil (1995 a 2002)**. Anais do VIII Encontro Nacional de Economia Política . Florianópolis SC, 2003.

WALSH, C.E. Optimal Contracts for Central Bankers. **American Economic Review** 85 (March): 150-167. 1995.

WOODFORD, M. Commentary: How Should Monetary Policy Be Conducted in an Era of Price Stability, In: **New Challenges for Monetary Policy, Federal Reserve Bank of Kansas City**, pp. 277-316. 1999a.

_____. Optimal Monetary Policy Inertia. **NBER Working Paper Series**, Cambridge, MA, working paper 7261, July 1999b.

_____. **The Taylor Rule and Optimal Monetary Policy**. Princeton NJ: Princeton University Press, 2001. Disponível em: <<http://www.princeton.edu/~woodford/taylor.pdf>>. Acesso em : 02 out. 2002.

_____. **Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy**. (unpublished), chapter 1. Princeton NJ : Princeton University Press, 2002a. Disponível em: <<http://www.princeton.edu/~woodford/chapter1.pdf>>. Acesso em: 29 set. 2002.

_____. **Interest and Prices: Gains From Commitment to a Policy Rule**. (unpublished), chapter 7. Princeton NJ: Princeton University Press, 2002b. Disponível em: <<http://www.princeton.edu/~woodford>>. Acesso em: 25 fev. 2003.