

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

RACIONALIDADE IMPERFEITA E INÉRCIA INFLACIONÁRIA: UMA NOVA  
ESTIMAÇÃO DA CURVA DE PHILLIPS PARA O BRASIL

Angelo Marsiglia Fasolo

Porto Alegre

2003

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

RACIONALIDADE IMPERFEITA E INÉRCIA INFLACIONÁRIA: UMA NOVA  
ESTIMAÇÃO DA CURVA DE PHILLIPS PARA O BRASIL

Autor: Angelo Marsiglia Fasolo

Orientador: Prof. Marcelo Savino Portugal

Dissertação submetida ao  
Programa de Pós-Graduação em  
Economia como quesito parcial de  
obtenção do Grau de Mestre em  
Economia

Porto Alegre

2003

*“If we burn our wings  
Flying too close to the sun  
If the moment of glory  
Is over before it's begun  
If the dream is won –  
Though everything is lost  
We will pay the price,  
But we will not count the cost”*

Neil Peart – “Bravado”

*“Todas as coisas do mundo não cabem numa idéia.  
Mas tudo cabe numa palavra, nesta palavra tudo.”*

Arnaldo Antunes – “As Coisas” (1992)

## **AGRADECIMENTOS**

Existem inúmeras pessoas que fizeram, ou ainda fazem, parte de minha vida a quem eu devo, necessariamente, agradecer muito pelo apoio, pela compreensão e pelo carinho nestes últimos dois anos que culminam na apresentação deste trabalho. Aos meus pais, Vera e Carlos, o primeiro e obrigatório reconhecimento. Sou muito grato pelo apoio, não apenas material, mas também emocional. Seu suporte, com certeza, foi fundamental ao longo de toda a minha formação. Aos meus pais, muito obrigado, de coração.

Também agradeço a quem sempre foi um porto seguro enquanto estive em Porto Alegre, desde 1995 – minha avó, minha companheira, minha amiga, Maria Thereza Barra Marsiglia. Sem a sua paciência e a capacidade de entender porque muitas vezes me fiz ausente, não seria possível dar mais este passo na minha formação.

Outras duas mulheres também merecem a minha especial atenção. Minha irmã, Carla Marsiglia Fasolo, que entendeu meus momentos de desconcerto sobre a matéria, mas que sempre esteve presente, ao longo de todo o curso de mestrado, minhas saudações e eterna gratidão. Para minha namorada, amiga, companheira, também economista, Christiane Rocha Albuquerque, é obrigatório o reconhecimento, tanto como colega em aula, quanto como pessoa especial que representa para mim. Para estas duas mulheres, partes marcantes de minha vida, todo o meu carinho.

Fundamental também é agradecer aos tios, primos, meu avô Idalino pelo apoio e incentivo nestes últimos anos. Espero que nenhum deles tenha sentido a mesma falta que senti da sua presença física, mesmo sabendo do carinho e do apoio que tive de todos.

O trabalho não teria evoluído com a naturalidade obtida se não fosse o apoio decisivo do meu orientador, Professor Marcelo Savino Portugal. Sua prontidão para resolver meus questionamentos foi fundamental na concepção e no desenvolvimento desta pesquisa. Com certeza, Professor Marcelo foi mais do que um mestre, mas um grande incentivador ao longo do tempo que passamos discutindo o tema. Obrigado, Professor.

Outros professores foram importantes para que o trabalho efetivamente se constituísse em um marco destes últimos dois anos de minha vida. Agradeço ao Professor Eduardo Pontual Ribeiro, por proporcionar uma chance sem igual no estágio docência dentro da Universidade. Agradeço ao Professor Elcyon Caiado de Lima, por fornecer

informações fundamentais, que muito colaboraram na elaboração do trabalho. Agradeço ao eterno mestre, Professor Nuno Renan Lopes de Figueiredo Pinto, de saudosa lembrança, pelo incentivo em prosseguir com os estudos, mesmo que isto sacrificasse oportunidades profissionais únicas.

É meu dever também expressar a minha gratidão aos amigos, quase irmãos, Ricardo, Lorema, Ernani, Giovani, Messala, Fernando, Gustavo, Cuca, Rafael, Leonardo e Vicente, aproveitando para pedir, mais uma vez, desculpas por não me fazer presente em mais oportunidades nestes últimos anos. Com certeza, não faltarão chances de recuperar o que deixamos de fazer juntos.

Também não posso esquecer dos, mais do que colegas, amigos da turma que ingressou no PPGE em 2001. Estes amigos foram fundamentais, de uma forma ou de outra, para que nunca me faltasse empenho e que sempre buscasse dar um passo um pouco maior para o meu crescimento profissional. Para João, Izete, Marcelo, Márcio, Roni, Rodrigo, Larissa, Flávio, Viviane, Liderau, Paulo, Luís, Túlio, Elton, Ariosto e Sidney, muito obrigado. Também não posso esquecer das amizades formadas com alunos de outras turmas do PPGE: Cláudio, Igor, Arnildo, Felipe, Alexandre, Eduardo, Maurício Une, Maurício Mocellin, entre tantos outros.

Por último, mas não menos importante, o agradecimento às meninas da secretaria do PPGE, lideradas pela Iara, pelo suporte ao longo dos últimos dois anos.

Aos citados e aos demais que, por completo e indesculpável lapso de minha memória, venha a ter esquecido, muito obrigado.

## SUMÁRIO

Introdução .....	1
1. Expectativas: Métodos, Verificação, Propriedades e Aplicação ao Brasil .....	6
1.1. Pesquisa Direta .....	6
1.2. Estimativa da Inflação .....	8
1.3. Uso da Estrutura a Termo das Taxas de Juros .....	9
1.4. Derivação das Expectativas Para o Brasil .....	11
2. Teoria e Aplicações da Curva de Phillips Novo-Keynesiana .....	16
2.1. Microfundamentos da Curva de Phillips Novo-Keynesiana .....	16
2.2. Críticas e Formulações Alternativas .....	20
2.3. A Econometria da Curva de Phillips e a Estimação da NAIRU .....	24
2.4. Variáveis de Controle: Assimetria da Inflação .....	31
2.5. Notas Conclusivas e Introdução ao Estudo para o Brasil .....	36
3. Metodologia .....	38
3.1. Estacionariedade e Raízes Unitárias .....	38
3.2. Perspectivas de Longo Prazo: Cointegração .....	40
3.3. Estimação de Sistemas de Equações .....	42
3.4. Modelos de Parâmetros Variados: O Filtro de Kalman .....	46
3.5. Quebras Estruturais e Regimes Markovianos .....	50
4. Uma Curva de Phillips Novo-Keynesiana para o Brasil .....	54
4.1. Considerações Preliminares: Estacionariedade e Amostra .....	54
4.2. Análise das Expectativas .....	59
4.2.1. Estrutura Teórica .....	60
4.2.2. Aplicação do Teste .....	61
4.2.3. Uma Representação do Viés “ <i>Ex-Post</i> ” por Mudanças de Markov .....	67
4.2.4. Expectativas e a Curva de Phillips .....	75
4.3. Estimação da NAIRU para o Brasil .....	76
4.3.1. Considerações Preliminares: Expectativas e Variáveis de Controle .....	76
4.3.2. Estimativa: Uma NAIRU de Curto Prazo para o Brasil .....	80
4.3.3. Choques Específicos sobre Mercados e Inércia Inflacionária .....	86
4.3.4. Robustez da Estimação Realizada .....	88
4.3.5. Curva de Phillips Não-Linear e Regimes Markovianos .....	93
4.3.6. A NAIRU e a Política Monetária .....	96
4.4. Respostas de Política Monetária sob Expectativas Parcialmente Racionais .....	99
4.4.1. Características do Sistema .....	100
4.4.2. Estimação: Efeitos de Política Monetária .....	102
4.4.3. Sistema Restrito: Pós-Real .....	109

4.4.4. Notas Conclusivas .....	116
Conclusões .....	118
Bibliografia .....	123
Anexo A – Nota sobre a Composição da Taxa de Inflação e da Medida de Assimetria para os Meses de Agosto e Setembro de 1991 .....	130
Anexo B – Estatísticas de Teste e Resultados Complementares do Modelo Markoviano .....	131
Anexo C – Estatísticas de Teste da Curva de Phillips e Resultados Complementares .....	137
Anexo D – Resultados do VAR Irrestrito e Estatísticas Complementares sobre os Sistemas de Equações Estimados .....	141

## LISTA DE GRÁFICOS E TABELAS

### **GRÁFICOS:**

GRÁFICO 1.1 – Expectativas de Inflação e IPCA – Abril de 2000 até Agosto de 2002 .....	14
GRÁFICO 2.1 – Assimetria da Distribuição da Taxa de Inflação – Análise Transversal – Março de 1999 .....	34
GRÁFICO 4.1 - Expectativas de Inflação e IPCA - Jan/90 a Jun/94 .....	62
GRÁFICO 4.2 - Expectativas de Inflação e IPCA - Jul/02 a Ago/02 .....	63
GRÁFICO 4.3 - Viés “ <i>Ex-Post</i> ” em Relação ao IPCA - Jan/90 a Ago/02 .....	64
GRÁFICO 4.4 – Probabilidades Estimadas – MS(3)AR(5)-d1 .....	73
GRÁFICO 4.5 – Probabilidades de Duração dos Regimes – MS(3)AR(5)-d1 .....	74
GRÁFICO 4.6 – Probabilidades de Duração Condicional ao Regime Anterior – MS(3)AR(5)-d1 .....	74
GRÁFICO 4.7 - NAIRU Estimada - Agosto/1990 a Agosto/2002 .....	83
GRÁFICO 4.8 - Desemprego, NAIRU Estimada e Intervalos de Confiança – Agosto/90 a Agosto/02 .....	84
GRÁFICO 4.9 - Performance Histórica - Curva de Phillips Não-Linear – Agosto/90 a Agosto/02 .....	85
GRÁFICO 4.10 – Variações da Taxa de Câmbio Nominal e Assimetria de Preços – Janeiro/97 até Agosto/02 .....	88
GRÁFICO 4.11 - Comparação das Estimativas - NAIRU Padrão e Linear .....	91
GRÁFICO 4.12 - Análise Comparativa de Resultados - NAIRU em Outras Estimacões - 1990 a 1997 .....	92
GRÁFICO 4.13 - Análise Comparativa de Resultados - NAIRU em Outras Estimacões - 1990 a 1999 .....	93
GRÁFICO 4.14 - Regimes Markovianos e Hiato da NAIRU - Agosto/90 a Agosto/02 .....	94
GRÁFICO 4.15 - Regimes Markovianos e Diferencial de Inflação - Agosto/90 a Agosto/02 .....	96
GRÁFICO 4.16 - Impacto de um Choque na Variável $\Delta SELIC$ sobre o IPCA e as Expectativas - Sistema Irrestrito .....	106
GRÁFICO 4.17 - Impacto de um Choque sobre $\Delta SELIC$ no Hiato do Desemprego .	106
GRÁFICO 4.18 - Efeitos sobre M1 de Choques em Objetivos de Política Monetária .....	107
GRÁFICO 4.19 - Efeitos sobre $\Delta SELIC$ de Choques em Objetivos de Política Monetária .....	108
GRÁFICO 4.20 - Efeito de Choques em M1 sobre $\Delta SELIC$ e em $\Delta SELIC$ sobre M1 .....	109
GRÁFICO 4.21 - Impacto de um Choque na Variável $\Delta SELIC$ sobre o IPCA e as Expectativas - Sistema Restrito .....	112
GRÁFICO 4.22 - Impacto de um Choque sobre $\Delta SELIC$ no Hiato do Desemprego - Modelo Restrito .....	113
GRÁFICO 4.23 - Efeitos sobre M1 de Choques em Objetivos de Política Monetária - Modelo Restrito .....	114
GRÁFICO 4.24 - Efeitos sobre $\Delta SELIC$ de Choques em Objetivos de Política Monetária - Modelo Restrito .....	114



GRÁFICO 4.25 - Efeito de Choques em M1 sobre $\Delta SELIC$ e em $\Delta SELIC$ sobre M1 – Modelo Restrito .....	115
GRÁFICO 4.26 - Persistência Inflacionária .....	116
GRÁFICO 1 – Correlograma da Variável Viés “ <i>Ex-Post</i> ” .....	131
GRÁFICO 2 – Coeficientes Recursivos – Constante .....	132
GRÁFICO 3 – Coeficientes Recursivos – AR(1) .....	133
GRÁFICO 4 – Histograma – Variável <i>ERRO</i> .....	133
GRÁFICO 5 – Autocorrelação Residual – MS(3)AR(5)-d1 .....	135
GRÁFICO 6 – Correlograma do Erro de Previsão – MS(3)AR(5)-d1 .....	136
GRÁFICO 7 – Evolução Temporal do “ <i>NAIRU gap</i> ” – 1990-2002 .....	141

**TABELAS:**

TABELA A – Análise de Regressão – IPCA e Expectativas .....	14
TABELA B – Análise de Regressão – Variável Dependente <i>SKEW</i> .....	35
TABELA C – Lista de Variáveis Utilizadas .....	55
TABELA D – Teste de Raiz Unitária .....	56
TABELA E – Teste de Cointegração: IPCA e Expectativas – Método de Johansen .	65
TABELA F – Estatística Descritiva – Viés “ <i>Ex-Post</i> ” .....	66
TABELA G – Variância dos Coeficientes Estimados Recursivamente .....	66
TABELA H – Relação de Modelos Testados Através dos Critérios de Informação .	68
TABELA I – Teste J – Número de Regimes .....	70
TABELA J – Estimativa do Modelo com Mudanças de Regime – MS(3)AR(5)-d1 .	71
TABELA K – Estimativa da Curva de Phillips – Janeiro/90 a Agosto/02 .....	81
TABELA L – Composição das Expectativas – Comparação entre Modelos .....	89
TABELA M – Teste J – Componentes do Modelo – “ <i>Encompassing</i> ” .....	90
TABELA N – Estimção em Amostras Parciais .....	91
TABELA O – Matriz de Correlação Residual do VAR .....	101
TABELA P – Testes Sobre os Resíduos do Sistema Irrestrito – Janeiro/90 a Agosto/02 .....	103
TABELA Q – Matriz de Correlação Residual do Sistema Irrestrito .....	104
TABELA R – Estimativa do Sistema Irrestrito – Janeiro/90 a Agosto/2002 .....	105
TABELA S – Testes Sobre os Resíduos do Sistema Restrito – Janeiro/95 a Agosto/02 .....	110
TABELA T – Estimativa do Sistema Restrito – Janeiro/95 a Agosto/2002 .....	111
TABELA U – Matriz de Correlação Residual do Sistema Restrito .....	112
TABELA BA – Teste de Estabilidade do ARIMA (1,0,0) .....	131
TABELA BB – Teste J – Número de Regimes .....	133
TABELA BC - Teste de Autocorrelação Serial – MS(3)AR(5)-d1 – Estatística de Ljung-Box .....	134
TABELA BD - Teste de Resíduos Tipo ARCH do Modelo MS(3)AR(5)-d1 .....	135
TABELA CA - Teste de Autocorrelação Serial –Estatística de Ljung-Box .....	136
TABELA CB - Teste de Resíduos Tipo ARCH .....	136
TABELA CC – Modelo Irrestrito – Teste MIO (2001) .....	137
TABELA CD – Modelo Restrito – Teste MIO (2001) .....	138
TABELA CE – Composição das Expectativas – Comparação entre Modelos .....	139
TABELA CF – Modelo com NAIRU Linear .....	140
TABELA DA – Teste de Raiz Unitária .....	141
TABELA DB – Teste LR para Número de Defasagens – VAR Irrestrito .....	142
TABELA DC – Testes sobre os Resíduos do VAR Irrestrito .....	142

TABELA DD – Estimativa do VAR Irrestrito.....	143
TABELA DE – Matriz de Correlação Residual do VAR estimado por SUR .....	144
TABELA DF – Teste LR para Número de Defasagens – Sistema Geral .....	144
TABELA DG – Teste LR para Número de Defasagens – Sistema Pós-Real .....	144

## RESUMO

O presente trabalho estima uma nova relação entre emprego e inflação para o Brasil, tendo como pano de fundo hipóteses propostas pelo arcabouço neo-keynesiano. Quatro hipóteses são testadas e sustentadas ao longo de todo o trabalho: i) os agentes não possuem racionalidade perfeita; ii) a imperfeição no processo de formação das expectativas dos agentes pode ser um fator determinante no componente inercial da inflação brasileira; iii) a inflação possui um componente inercial autônomo, que não depende de choques verificados em mercados isolados; e, iv) relações não-lineares entre inflação e desemprego são capazes de fornecer melhores explicações para o comportamento da economia nos últimos 12 anos. Enquanto as duas primeiras hipóteses são verificadas através de um modelo com mudanças markovianas, as duas últimas são testadas a partir da estimação de uma Curva de Phillips convexa, estimadas pelo Filtro de Kalman. Entretanto, mesmo fazendo uso destas estimativas, as funções de resposta da política monetária apresentam as mesmas propriedades de estimativas tradicionais para o Brasil.

**PALAVRAS-CHAVE:** Curva de Phillips, Expectativas, Inflação, Hiato do Desemprego, Modelos Markovianos, Filtro de Kalman, SUR.

## **ABSTRACT**

This study presents some new estimates for the relationship between inflation and unemployment in Brazil based on New-Keynesian hypothesis about the behavior of the economy. Four main hypotheses are tested and sustained throughout the study: i) agents do not have perfect rationality; ii) the imperfection in the agents expectations generating process may be an important factor in explaining the high persistence (inertia) of Brazilian inflation; iii) inflation does have an autonomous inertial component, without linkage to shocks in individual markets; iv) a non-linear relationship between inflation and unemployment is able to provide better explanations for the inflation-unemployment relationship in the Brazilian economy in the last 12 years. While the first two hypotheses are tested using a Markov Switching based model of regime changes, the remaining two are tested in a context of a convex Phillips Curve estimated using the Kalman filter. Despite the methodological and estimation improvements provided in the study, the impulse-response functions for the monetary policy presented the same properties shown in the literature that uses Brazilian data.

**KEYWORDS:** Phillips Curve; Expectations; Inflation; NAIRU-Gap; Markovian Models; Kalman Filter; SUR.

## INTRODUÇÃO

A relação entre demanda agregada e inflação continua sendo o alvo de um vasto campo de pesquisas e de discussões em economia. Desde o trabalho seminal de PHILLIPS (1958), diversas formulações vêm tentando estabelecer, a partir de uma teoria econômica consolidada e consistente com microfundamentos, uma relação entre as variações do nível de preços e salários e o emprego<sup>1</sup>. Um aparente consenso parecia estar se formando com a chamada “*Curva de Phillips Novo-Keynesiana*”. MCCALLUM (1997) refere-se à idéia como “*the closest thing there is to a standard formulation*”.

Apesar do reinício das discussões sobre o tema datar da metade dos anos 90, a “*Curva de Phillips Novo-Keynesiana*” tem as suas origens localizadas nos modelos de TAYLOR (1980). A hipótese fundamental dos modelos é que firmas e trabalhadores fazem contratos com duração de dois períodos e que existem firmas e trabalhadores no mercado que fazem os seus acordos no período de vigência de contratos já assinados. Desta forma, a justaposição de contratos no período intermediário é capaz gerar fricções na economia que se encaixam perfeitamente nos postulados novo-keynesianos de custos de cardápio (“*menu costs*”) e de imperfeições na flexibilidade dos preços. Mais do que uma conveniência de formulação, os contratos justapostos também contribuem de forma decisiva na construção do próprio corpo teórico novo-keynesiano, uma vez que a sua existência não permite que se abra mão da hipótese de otimização do comportamento individual dos agentes. Desta forma, o modelo de TAYLOR (1980) contribuiu para estes autores recentes de forma decisiva, ao acrescentar dos modelos clássicos a sua microfundamentação.

Outro estudo que gerou uma sustentação razoável para a estrutura novo-keynesiana foi o de CALVO (1983). Supondo que, em determinado período de tempo, um conjunto aleatório de firmas é escolhido para ajustar os seus preços ao que se considera o ótimo da economia, o modelo resolvido converge para um conjunto de equações que se assemelha muito à estrutura de TAYLOR (1980). A estrutura proposta por CALVO (1983) possibilitou a formalização de testes econométricos a respeito da velocidade de ajuste de preços das firmas, entre outros desenvolvimentos importantes. Entretanto, a sua maior contribuição foi fundamentar de uma forma alternativa um conjunto de equações que

---

<sup>1</sup> Para um referencial interessante sobre a evolução das formulações da curva de Phillips até a inclusão do processo de expectativas racionais, ver MORAES (1991) e MORAES (1992).

geram resultados equivalentes quando resolvidas.

Entretanto, a recente formulação apresenta problemas graves, resultado direto de seus pressupostos. Conforme aponta MANKIW (2001), a relação entre inflação e desemprego ainda se constitui em objeto de controvérsia entre os economistas, sendo elevado, por diversos motivos apontados, à condição de “um mistério”. Segundo BALL (1994), o modelo pode gerar expansões do produto como consequência de desinflações perfeitamente críveis. Por outro lado, FUHRER e MOORE (1995) destacam que o modelo apresenta inércia apenas no nível de preços, gerando inércia da inflação apenas durante o tempo necessário para o produto se ajustar a um choque. Estas críticas contrastam diretamente com as evidências apontadas por estes e outros autores quanto ao custo de desinflação e a inércia na taxa de inflação.

Alguns trabalhos têm formulações novas e interessantes para a correção do problema. Talvez a mais debatida atualmente seja a de FUHRER e MOORE (1995). Os autores propõem, de forma *ad hoc*, que os trabalhadores, ao negociarem os seus contratos de trabalho, importam-se com o valor relativo passado e com as expectativas correntes sobre o valor relativo futuro dos salários da economia. O resultado disto é denominado como “*relative contracting model*”. Segundo os autores, o modelo se ajusta melhor aos dados americanos do pós-Guerra que a formulação tradicional Novo-Keynesiana da Curva de Phillips para o pós-Guerra.

Dentro deste debate, muitos tópicos sobre a consistência desta proposta têm sido levantados. ROBERTS (1997) argumenta que a equação equivalente à Curva de Phillips gerada pelo modelo de FUHRER e MOORE (1995), característica de um modelo com “*sticky inflation*” e expectativas racionais, pode ser reescrita de tal forma que o modelo apresente “*sticky prices*” como consequência da racionalidade imperfeita dos agentes na formação de suas expectativas. Desta forma, a questão discutida passa a ser se a inflação apresenta inércia em função dos valores negociados nos contratos de trabalho ou, na verdade, se é o nível de preços que apresenta persistência como resultado de imperfeições na formação das expectativas dos agentes.

Um aspecto que não pode ser deixado de lado na análise da dinâmica da inflação é a sua relação com choques em mercados específicos. A insatisfação de alguns autores, em especial BALL e MANKIW (1995), com a microfundamentação dos choques e a sua propagação nos índices agregados de inflação levou à formulações e testes de Curvas de

Phillips com variáveis de controle muito peculiares, relacionando momentos estatísticos de altas ordens da distribuição dos componentes do índice de preços com a teoria de custos de cardápio (“*menu costs*”). No Brasil, esta análise ganha força ao possibilitar a separação entre o que constitui a propagação de choques em diferentes setores da economia em relação a um eventual componente inercial autônomo.

Outra questão importante refere-se ao uso da Curva de Phillips enquanto formulação teórica consistente na análise de política monetária. Os sistemas de equações estimados, destinados a obter relações entre instrumentos e objetivos de política monetária, de modo geral, relegam a segundo plano o papel das expectativas e dos microfundamentos. Não deixa de ser um exercício interessante verificar as reações de variáveis de análise de política, em um contexto onde a relação entre inflação e desemprego é estimada de forma consistente, mas exógena ao sistema.

Esta dissertação pretende apresentar uma estimativa de Curva de Phillips para o Brasil que faça uso da noção de expectativas com racionalidade imperfeita. Para isto, deriva-se das taxas de juros uma medida de expectativa gerada dentro do mercado para a inflação futura, avaliando as suas propriedades. Dadas estas propriedades, uma caracterização da interação entre inflação esperada e realizada é feita e a estimativa da Curva de Phillips passa a levar em consideração propriedades adicionais de cunho novo-keynesiano para o caso brasileiro, visto tanto do ponto de vista macro quanto microeconômico. Por último, as funções de resposta de variáveis de análise em política monetária são estimadas em conjunto com um sistema de equações que terá como centro principal a relação entre inflação e desemprego estimada.

Desta forma, o objetivo geral é a estimação da Curva de Phillips com as características desejadas. Os objetivos complementares são: (i) revisar brevemente a literatura sobre estimativas de expectativas de inflação dos agentes e os resultados de testes sobre a racionalidade dos agentes econômicos; (ii) expor a teoria implícita, em especial nos microfundamentos, que justifica o formato da Curva a ser estimado; (iii) revisar a literatura sobre estimativas atuais da Curva de Phillips; (iv) construir e analisar uma medida de expectativas de inflação a partir de títulos negociados no mercado financeiro brasileiro; (v) testar a robustez da Curva de Phillips Novo-Keynesiana para o Brasil, levando em conta hipóteses como a convexidade da relação inflação-desemprego e a possibilidade de melhor ajuste de construções alternativas, dentro dos moldes tradicionais de tratamento das expectativas; e (vi) rever as funções de impulso-resposta e o comportamento da política

monetária em um sistema onde a Curva de Phillips deixa de ser um elemento implícito estimado, tornando-se o centro fundamental da dinâmica inflacionária.

No primeiro capítulo, abordam-se os meios mais comuns vistos na literatura para a extração das expectativas dos agentes, citando inclusive a análise empírica sobre a racionalidade implícita nos valores calculados. Adicionalmente, a medida de expectativas proposta para o Brasil é derivada e as suas implicações na dinâmica teórica dos modelos estimados são expostas. O capítulo dois descreve a teoria envolvida em formulações atuais da Curva de Phillips, frisando suas inconsistências empíricas. Além disso, apresenta-se uma revisão de literatura destacando resultados e descrevendo a técnica econométrica adotada. A metodologia utilizada no trabalho, destacando o procedimento econométrico adotado, é descrita no capítulo três.

O capítulo quatro é o mais extenso, por apresentar todo o desenvolvimento centrado na estimação de uma Curva de Phillips consistente com os pressupostos adotados na análise. Ele está dividido em quatro seções, que desenvolvem o procedimento descrito nos capítulos anteriores, apresentando os resultados obtidos para o Brasil. Na primeira seção, uma nota de cunho econométrico fundamental: considerações sobre estacionariedade são necessárias em qualquer estudo sobre a inflação brasileira, ainda mais tendo em vista os longos debates sobre o tema a partir da segunda metade dos anos 80.

A seção 4.2 realiza o estudo sobre as expectativas e a sua interação com a inflação efetivamente ocorrida. O teste tradicional para análise da racionalidade perfeita dos agentes é decomposto, de tal forma que uma representação do erro de previsão da taxa de inflação possa ser feita através de modelos com mudanças markovianas de regime. Será visto que a realização do teste através do erro de previsão adiciona à análise algumas características importantes da dinâmica da taxa de inflação. A decomposição do teste também não deixa de levar em conta a crítica de SARGENT (1993) ao uso de modelos markovianos em testes sobre racionalidade dos agentes.

A seção 4.3 estima a Curva de Phillips desejada e estabelece relações entre o modelo markoviano e a estimativa realizada. A NAIRU (taxa natural de desemprego, para Curvas de Phillips lineares, ou taxa de desemprego que não acelera a inflação) estimada através de modelos de parâmetros variados apresenta propriedades importantes para a análise de política econômica, tanto de curto quanto de longo prazo. Especificamente sobre o procedimento econométrico, deve ser destacada a realização de comparações dos



resultados obtidos através do Filtro de Kalman com estudos anteriores na área. Além disto, a realização de testes com variáveis na linha de BALL e MANKIW (1995) comprova a eficiência destas medidas para a avaliação da taxa de inflação no Brasil.

As respostas da política monetária, tendo como foco principal a Curva de Phillips, estão demonstradas na seção 4.4. Esta seção busca replicar alguns testes comuns na literatura, buscando, entretanto, manter a Curva de Phillips como o componente central das estimações. O uso de defasagens da inflação como *proxy* das expectativas é alvo de severas críticas. Desta forma, a necessidade de estimar o sistema fora do instrumental tradicional de vetores auto-regressivos, para que se incorpore uma medida razoável de expectativas de inflação, constitui um pilar fundamental da análise.

A dissertação termina com as conclusões gerais do estudo, destacando inovações em relação a trabalhos anteriores, e apresenta sugestões de aperfeiçoamentos futuros.

# **1. EXPECTATIVAS: MÉTODOS, VERIFICAÇÃO, PROPRIEDADES E APLICAÇÃO AO BRASIL**

O objetivo do capítulo é descrever os métodos mais comuns para medir as expectativas dos agentes sobre a inflação futura. Serão discutidos detalhes metodológicos, críticas à forma de apresentação de resultados e testes empíricos sobre o seu comportamento. Os procedimentos mais comuns para a estimativa da inflação por parte dos agentes são basicamente três: pesquisas diretas, estimativas de processos estocásticos para a inflação e uso da estrutura a termo das taxas de juros. Exploram-se, nas três seções seguintes, as propriedades dos três métodos e a sua capacidade de caracterizar o processo de formação de expectativas dos agentes da forma mais apropriada possível. A seção 1.4 discute o método aplicado no trabalho para capturar as expectativas dos agentes, destacando a relevância do uso da estrutura das taxas de juros como medida de expectativas, e as suas conseqüências na compreensão dos modelos que serão desenvolvidos nos capítulos posteriores. Ao final da seção 1.4, são apresentadas algumas conclusões a respeito dos resultados apresentados.

## **1.1 PESQUISA DIRETA**

Diversas pesquisas são organizadas em todo o mundo buscando captar a percepção dos agentes quanto à taxa de inflação esperada para o futuro. Uma crítica óbvia, mas também severa, sobre este método refere-se à confiabilidade dos dados. Em princípio, não existe nenhum estímulo para que o entrevistado responda estritamente a verdade, comprometendo o resultado final da pesquisa.

Nos Estados Unidos, três pesquisas são as mais utilizadas nos meios acadêmicos. O “*Livingston Survey of Economists*”, como o próprio nome diz, é uma pesquisa realizada junto a um painel de cinquenta e cinco economistas conduzida a cada seis meses pelo Federal Reserve Bank da Filadélfia. O questionário consiste em saber a previsão dos entrevistados para o índice de preços ao consumidor. A segunda é organizada pelo centro de pesquisas da Universidade de Michigan, em um programa que busca analisar as atitudes de uma amostra de famílias (em torno de quinhentas, atualmente). A pergunta consiste em dizer qual é a inflação para os próximos doze meses que o chefe da família espera

encontrar para a cesta de produtos que consomem. Desde 1977, a pesquisa passou a ter frequência mensal. Também organizado pelo Federal Reserve Bank da Filadélfia, o “*Survey of Professional Forecasters*” pergunta a opinião dos pesquisados sobre o deflator implícito do PIB. O público alvo consiste de pesquisadores de instituições voltados exclusivamente para estimativas da inflação futura.

Para a Europa, uma pesquisa de cunho qualitativo é conduzida pela Comissão Européia. As famílias pesquisadas devem responder a duas perguntas sobre os preços: (1) se o nível de preços hoje, comparado com o de doze meses antes, é muito maior, maior, pouco maior, igual ou menor; e (2) se o pesquisado espera que os preços nos próximos doze meses cresçam mais rápido, igual, menos rápido, permaneça o mesmo ou caia. Para as duas perguntas existem a opção “não sei”. A pesquisa tem frequência mensal e é apresentada com correção sazonal. Na Inglaterra, existe uma pesquisa conduzida pelo Instituto Gallup junto a mais de mil empregados. A pergunta consiste em responder, dentro de um conjunto de intervalos dados pelo pesquisador, quanto será a inflação do ano seguinte. O valor divulgado é a média dos intervalos dados como resposta. A frequência também é mensal.

Para o Brasil, o Banco Central possui uma pesquisa de frequência diária com dados apenas a partir de abril de 1999. Desta forma, não existe amostra suficiente para que seja feita qualquer inferência a partir das informações disponíveis. Os dados são coletados junto a instituições financeiras. A pesquisa coleta a opinião sobre índices de inflação (IGP-M, IGP-DI, IPA-DI, IPCA) perguntando sobre a taxa de inflação dos anos corrente e posterior ao da pesquisa. Estão disponíveis, além da média das expectativas, a mediana e o desvio-padrão da distribuição das opiniões coletadas. Em períodos mais recentes, também foram acrescentados os valores máximos e mínimos da amostra. Além das informações sobre inflação, são coletadas opiniões sobre produto interno, balança comercial, taxa de câmbio e juros.

Como resultado geral, pode-se afirmar que as pesquisas rejeitam a hipótese de expectativas racionais perfeitas, mas contêm mais informação de um modo geral que uma simples extrapolação da inflação passada. ROBERTS (1997) faz um apanhado interessante sobre resultados para as pesquisas americanas que apontam neste sentido. BERK (2000), fazendo uso da pesquisa da Comunidade Européia, também rejeita a hipótese de

racionalidade perfeita das expectativas. Apesar de encontrar cointegração entre a inflação esperada e a realizada, o autor não encontra uma reação sistemática das expectativas em resposta a novas informações sobre a taxa de inflação presente e as taxas de juros de curto prazo. Entretanto, uma justificativa para este comportamento é dada por DAHL E HANSEN (2001), após utilizarem modelos do tipo Markov-Switching aplicados a dados da Dinamarca: a ausência de reação pode ser uma resposta dos agentes ao atribuir probabilidades positivas para a mudança de regime no processo da inflação.

BROUWER E ELLIS (1998), depois de analisar duas pesquisas, uma com economistas e outra com famílias da Austrália, usando dados trimestrais, rejeita a cointegração entre as séries com os dados de inflação. Mais do que isto, os autores mostram que a pesquisa com famílias australianas tendem a superestimar as suas expectativas em relação à inflação, enquanto que os especialistas tendem, levemente, a subestimar as expectativas quando a inflação sobe e superestimar quando ela cai. BAKHSI E YATES (1998) vão um pouco mais longe com os dados ingleses, afirmando que as expectativas de inflação são superestimadas em torno de 2,5%, e que um aumento de 1% na inflação atual faz as expectativas aumentarem 0,75%. De toda forma, existe a cointegração entre os dados de expectativas e efetivas de inflação.

## **1.2 ESTIMATIVA DA INFLAÇÃO**

O método pressupõe que os agentes possuam um “modelo econométrico” na cabeça. A hipótese parece ser um tanto forte, além de abrir possibilidades infinitas, como modelos uni ou multivariados, defasagens longas ou curtas, e assim por diante (ver BALL, 2000). Especificamente para o Brasil, existe o problema mais sério que consiste em determinar um comportamento para os agentes a respeito da compreensão sobre as quebras estruturais na série de dados. As arbitragens de processos estocásticos mais comuns nas estimativas de Curvas de Phillips correspondem ao uso da inflação passada como *proxy* das expectativas sobre o futuro.

Apesar das restrições colocadas, as estimativas não deixam de ser uma metodologia bastante utilizada. Como exemplos, cita-se PORTUGAL E MADALAZZO (2000), que aplicam uma estimativa baseada em um modelo ARIMA para a inflação, complementando com as taxas de juros de curto e longo prazo como variáveis explicativas. BALL (2000)

arbitra que os agentes fazem sua previsão para inflação utilizando o melhor modelo univariado possível, dando como justificativa o fato de que a previsão univariada seria uma espécie de “regra de bolso” para modelos de racionalidade limitada. O autor não encontra justificativa para que as expectativas sejam racionais ou adaptativas em um sentido “puro”. Em uma observação interessante, BALL (2000), citando SARGENT (1999), afirma que os agentes não possuem um conhecimento *a priori* para o comportamento da inflação: ao invés disto, os agentes apresentam um constante processo de aprendizado do comportamento da economia. Daí a necessidade de modelos que sejam capazes de prever a taxa de inflação esperada pelos agentes com algum processo que faça a mímica do aprendizado humano. De certa forma, este não deixa de ser o procedimento adotado nos trabalhos com redes neurais artificiais<sup>1</sup>.

### **1.3 USO DA ESTRUTURA A TERMO DAS TAXAS DE JUROS**

Os títulos negociados em mercados financeiros são largamente utilizados para auferir as expectativas dos agentes sobre a inflação. Aparentemente, este método possui limitações menores, podendo ser utilizado sem a imposição de hipóteses diretas sobre o comportamento dos agentes. Na parte empírica desenvolvida no capítulo 4, a medida de expectativa adotada baseia-se neste método. A sua validade para o Brasil é discutida na seção 1.4. O uso desta estrutura das taxas de juros para a estimativa do erro de previsão da inflação por parte dos agentes justifica-se fundamentalmente pela identidade de Fisher, onde a taxa de juros nominal de um título corresponde à taxa de juros real acrescido da inflação esperada acumulada ao final do vencimento do título pré-fixado.

Todavia, o uso das taxas de juros para a estimação do erro de previsão parte de alguns pressupostos importantes para a análise:

1. Funcionamento da Hipótese das Expectativas (“*Expectations Hypothesis*”): a hipótese consiste na idéia de que o rendimento de um título com vencimento em  $N$  meses é equivalente ao rendimento de um título com vencimento em um mês aplicado  $N$  vezes, acrescido de um prêmio de risco. Para o Brasil, testes mostram que a Hipótese das

---

<sup>1</sup> Sobre o uso de redes neurais artificiais e a construção de modelos que supõem racionalidade limitada dos agentes, o trabalho clássico na área é SARGENT (1993).

Expectativas é rejeitada em títulos de prazos longos. Todavia, a hipótese não pode ser rejeitada para títulos com prazo menor de vencimento.

2. Inexistência de alteração na política monetária ao longo do vencimento dos títulos considerados na análise. Para fins deste trabalho, serão consideradas como mudanças de política monetária apenas os planos econômicos de estabilização de preços.
3. Os títulos do mesmo país possuem o mesmo componente de risco de “*default*” e liquidez, independentemente dos prazos de maturidade.

Partindo destas hipóteses, suponha um título pré-fixado acordado no primeiro dia útil do mês  $t$  e um título pós-fixado com vencimento no último dia útil do mesmo mês, ambos com o mesmo prazo de vencimento. Para o título pré-fixado, a Equação de Fisher propõe que o seu rendimento pode ser decomposto em um componente “real”, acrescido da expectativa de inflação acumulada até o período de vencimento:

$$i_t^{pré} = (1 + r_t)(1 + \pi_t^e) \quad (1)$$

Já o título pós-fixado pode ser decomposto em um termo de expectativa de manutenção da política monetária (taxas de juros reais), mais a correção de um índice inflacionário:

$$i_t^{pós} = (1 + E(r_t))(1 + \pi_t) \quad (2)$$

Desta forma, supondo que a política monetária não se altere ao longo do vencimento dos títulos ( $E(r_t) = r_t$ ), temos que a diferença entre as taxas de juros passa a corresponder ao erro de previsão dos agentes da inflação acumulada ao longo do vencimento do título:

$$\frac{i_t^{pós}}{i_t^{pré}} = \frac{(1 + E(r_t))(1 + \pi_t)}{(1 + r_t)(1 + \pi_t^e)} - 1 \approx \pi_t - \pi_t^e \quad (3)$$

Muitos trabalhos têm estimado o formato das expectativas dos agentes a partir de títulos públicos de diferentes maturidades e níveis de risco. Uma nota que deve ser feita decorre da melhor estrutura de mercados de países desenvolvidos: as previsões são feitas para períodos mais longos, equivalentes aos vencimentos dos títulos nestes países. Entre os trabalhos mais recentes, destacam-se BARR E CAMPBELL (1996), que usam um método alternativo (regressões em “*cross-section*”, em vez de séries de tempo) para estimar a estrutura a termo dos títulos ingleses e, por consequência, a previsão de inflação. Os

autores encontram melhor poder de previsão para a inflação futura do que para as taxas nominais futuras de juros. SÖDERLIND (1995), usando taxas de juros futuras americanas para calcular a inflação esperada, argumenta que o comportamento da série gerada é muito semelhante ao da pesquisa da Universidade de Michigan, mas o seu desempenho em termos do erro quadrado médio é pior que a das pesquisas para prever a taxa de inflação.

Coletando títulos com vencimento em dez anos para os países da OCDE, GAGNON (1996) verifica a presença de uma memória bastante longa para a formação das expectativas de inflação. RAGAN (1995), usando títulos americanos, no período entre 1976 e 1994, e canadenses, entre 1982 e 1994, com vencimentos entre um mês e cinco anos, confirma a hipótese de persistência das expectativas dos agentes, especialmente para o médio prazo (período entre 1 e 2 anos). De toda forma, ambos autores afirmam que isto não é uma prova de que as expectativas desviem da racionalidade perfeita, uma vez que esta rigidez pode ser um reflexo da credibilidade imperfeita da autoridade monetária (RAGAN, 1995, pg. 27). O argumento é justificado no exemplo de um processo de desinflação anunciado pela autoridade monetária. Se os agentes demoram a identificar sua tolerância ou capacidade de lidar com altas taxas de inflação, maiores períodos de inflação abaixo das expectativas são necessários para que a reputação da autoridade seja construída.

#### **1.4 DERIVAÇÃO DAS EXPECTATIVAS PARA O BRASIL**

Para derivar as expectativas de inflação para o Brasil, na indisponibilidade de pesquisas com série longa de dados e abrindo mão do uso de previsões de modelos, é necessário fazer uso da estrutura das taxas de juros. Conforme visto, a pesquisa do Banco Central não apresenta dados com a amostra de tamanho necessário para uma análise mais precisa. Por outro lado, o uso de estimativas de inflação, em especial para o Brasil, submete-se às críticas sobre a arbitrariedade dos modelos, propostas por BALL (2000). Os dados disponíveis sobre taxas de juros no *site* do Banco Central do Brasil iniciam em janeiro de 1990. Uma amostra de 152 observações não deixa de se constituir em um mínimo exigível para inferências razoáveis em termos econométricos. Desta forma, o procedimento adotado para aferir as expectativas de inflação ao longo deste trabalho fará uso das taxas de juros negociadas em mercado.

Para isto é necessário verificar as hipóteses capazes de sustentar a plausibilidade das informações contidas na informação apurada. Sobre o risco de “*default*”, é razoável supor que títulos de um mesmo país com estruturas semelhantes de captação e maturidade possuam o mesmo risco. Quanto à hipótese das expectativas, TABAK E ANDRADE (2001) estimam dois testes para o Brasil e rejeitam sua validade por causa da variação do prêmio de risco ao longo do tempo. Entretanto, uma vez que os títulos utilizados são de prazo curtíssimo e com vencimento no mesmo período de tempo, a hipótese não deve constituir uma restrição muito forte<sup>2</sup>. Mais do que isto, para títulos de prazo curtíssimo, a hipótese de validade da estrutura a termo não é rejeitada em um dos testes.

Os dados disponíveis para a construção da variável “inflação esperada” estão disponíveis no Banco Central do Brasil. As observações coletadas consistem no rendimento nominal do Certificado de Depósito Bancário (CDB) pré-fixado negociado no dia primeiro de cada mês e o rendimento do CDB pós-fixado com vencimento no último dia de cada mês, compostos para o período equivalente ao número de dias úteis do mês. As informações cobrem o período entre janeiro de 1990 até agosto de 2002. Uma observação importante é que os dados apresentados para o CDB pós-fixado consistem apenas da taxa de juros real, sem a inclusão da correção inflacionária referente ao período. Assim, o “*spread*” entre a taxa pré-fixada e a taxa pós-fixada disponível, na sua decomposição, expressa diretamente a taxa de inflação esperada. Nos termos da equação (3) da seção 1.3, isto equivale a calcular o inverso da diferença, sem usar o termo  $(1 + \pi_t)$ .<sup>3</sup>

Uma alternativa que poderia ser adotada em relação a este procedimento de cálculo consistiria em adicionar à informação disponível sobre CDBs pós-fixados a taxa de inflação que remunera estes títulos, no caso, o IGP-M da Fundação Getúlio Vargas. Calculando o erro de previsão dos agentes, seria possível medir as expectativas somando o erro de previsão à própria taxa de inflação. Todavia, este método traz dois inconvenientes importantes para a análise que se segue. Em primeiro lugar, o IGP-M não é o único indexador dos títulos pós-fixados. Como o valor divulgado se constitui em uma média, estaria criado aí um erro de medida potencialmente importante para a análise. O segundo

---

<sup>2</sup> O processo de correção da hipótese de invariância da política monetária dentro de cada período é feito dentro de cada um dos modelos estimados e discutido ao longo do capítulo 4.

<sup>3</sup> Uma análise mais completa do comportamento das expectativas e o gráfico com a comparação da taxa calculada em relação ao IPCA encontra-se no capítulo 4.



ponto que deve ser destacado é a indisponibilidade de dados do IGP-M em níveis elevados de desagregação, incluindo os seus pesos. Conforme será visto adiante, a composição da medida de assimetria do corte transversal da inflação depende crucialmente dos pesos exatos de cada um dos componentes.

A construção utilizada aqui para estimar as expectativas de inflação já foi aplicada em trabalhos anteriores, inclusive para o Brasil, mesmo com todas as turbulências econômicas pelas quais o país passou nas últimas duas décadas (ver BONOMO E GARCIA, 1997, e SCHOR, BONOMO E PEREIRA, 1998). As taxas utilizadas pelos autores são os retornos dos Certificados de Depósito Bancário (CDBs) pré-fixados e dos Certificados de Depósito Interbancários (CDIs), ajustadas para o período de trinta dias. Como o retorno do CDI diário corresponde à taxa de um título pós-fixado, pois é ajustado diariamente, a diferença entre as taxas corresponde ao erro de previsão da inflação dos agentes no período de acordo do CDB pré-fixado.

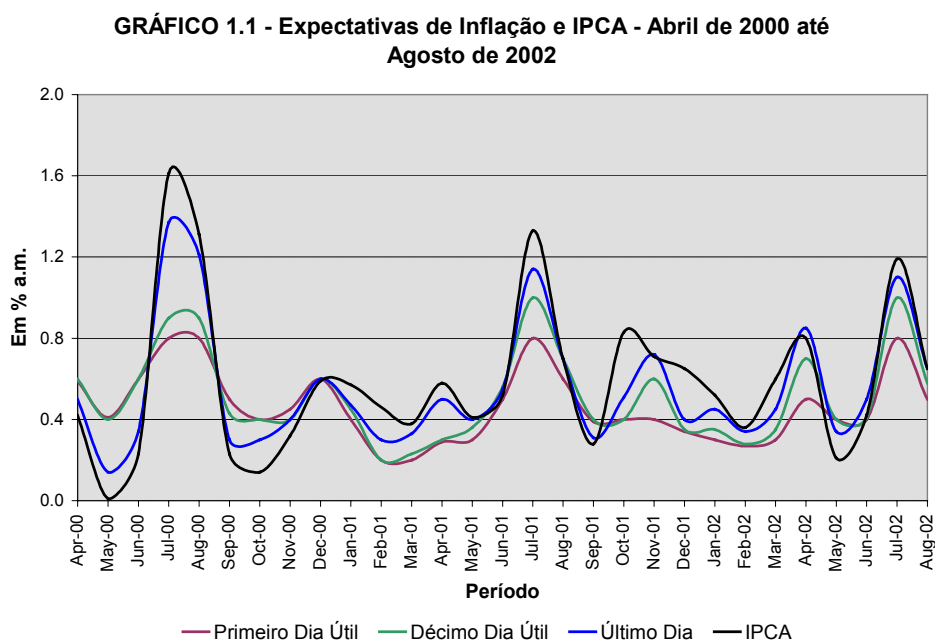
A derivação das expectativas pelo método adotado implica algumas relações importantes quanto à ordem cronológica dos eventos dentro de cada mês nos modelos que serão desenvolvidos. Por esta construção, temos:

1. Início do período  $t$ . Os agentes possuem toda a informação do período  $t-1$ .
2. Os agentes formam as suas expectativas para a inflação do período  $t$  a partir das informações disponíveis.
3. As informações do período  $t$  são disponibilizadas para os agentes.
4. Os agentes se ajustam em resposta às informações do período  $t$ .
5. Início do período  $t+1$ .

Em função deste “*timing*” proposto é que os agentes formam as suas expectativas para o período  $t$  dentro do próprio período. Este pressuposto é razoável para padrões de economias dado que existe uma defasagem entre o período de coleta e a divulgação dos dados econômicos. Mais ainda, no momento em que se supõe que o CDB pré-fixado no dia primeiro contém um componente de expectativa de inflação para o seu vencimento, é natural entender o período de maturidade do título como sendo o mês corrente da aplicação. Desta forma, a expectativa de inflação refere-se ao mês corrente da aplicação.

Um breve exercício, de caráter meramente ilustrativo, pode servir como motivação para o aprofundamento das pesquisas sobre expectativas no Brasil. A partir da série de

expectativas de inflação que o Banco Central divulga nas suas pesquisas, três séries foram construídas: (1) expectativas formadas no primeiro dia útil do mês em questão; (2) expectativas formadas no décimo dia útil do mês em questão; e (3) expectativas da véspera da divulgação do número oficial do IPCA. O gráfico 1.1 mostra as três séries construídas a partir das medianas das observações confrontadas com o IPCA.



Como se pode verificar, à medida que diminui a distância temporal entre expectativas e valor realizado, parece aumentar a convergência entre elas. De fato, uma análise de regressão simples, tendo como variável explicada o IPCA e como explicativa uma constante e a medida de expectativas, gera o resultado expresso na tabela A abaixo.

**TABELA A – Análise de Regressão – IPCA e Expectativas**

Equação de Teste:			
$IPCA = \alpha + \beta \text{ Expectativa} + \varepsilon$			
Expectativa	$\alpha$	$\beta$	$R^2$
Primeiro Dia Útil	-0,07845 (-0,52346)	1,4364 (4,7402*)	0,4542
Décimo Dia Útil	-0,0833 (-0,7190)	1,3096 (6,2810*)	0,5937
Último Dia	-0,0662 (-1,4890)	1,1718 (16,6992*)	0,9117

NOTA: (\*) indica significância do coeficiente estimado a 5%.

A tabela mostra que não existe um erro sistemático na previsão dos agentes

(expresso pela constante da regressão), mas a variância do erro diminui à medida que o tempo passa, uma vez que o coeficiente angular vai se aproximando da unidade. Também é importante destacar que as previsões iniciais tendem a ser mais conservadoras, no sentido de ficarem próximas da média da série, resultado expresso pelo coeficiente angular sempre maior do que a unidade. Por este breve e ilustrativo exercício, não se deve desconsiderar a presença de algum tipo de aprendizado por parte dos agentes ao longo do tempo, uma vez que as suas previsões sobre o comportamento da economia apresentam algum incremento ao longo do tempo.

Como uma síntese sobre a derivação e comportamento das expectativas dos agentes sobre as variações do nível de preços, deve-se destacar o viés presente em qualquer método de mensuração mais usual. Assim, qualquer inferência a ser feita deve partir do pressuposto de que aquela forma de auferir as expectativas é a maneira pela qual os agentes se comportam. Em termos de resultados, aponta-se, com frequência, independentemente da fonte, para uma persistência quase que permanente no processo de formação das expectativas. Restam identificar com maior precisão os motivos desta persistência: se os agentes possuem expectativas racionais e reagem assim em resposta a mudanças de regime na inflação, ou se, efetivamente, uma parcela significativa da população adapta as suas expectativas ao passado, pouco importando a sua percepção atual sobre o futuro da economia.

## **4. TEORIA E APLICAÇÕES DA CURVA DE PHILLIPS NOVO-KEYNESIANA**

Neste capítulo serão abordados aspectos teóricos e práticos que, reunidos, formam o que existe de mais importante na macroeconomia e na econometria modernas sobre a Curva de Phillips. Na seção 2.1, serão abordados os microfundamentos necessários para se chegar à concepção novo-keynesiana da Curva. A partir desta derivação, as consequências da abordagem são debatidas na seção 2.2, conduzindo, assim, para a análise dos dois problemas fundamentais na abordagem: o tratamento da inércia inflacionária e a relação entre processos de desinflação e o produto da economia. A seção 2.3 trata das estimações mais recentes da Curva de Phillips, seus aspectos metodológicos e resultados. Esta seção terá um caráter eminentemente empírico, sem deixar de destacar a concepção teórica formulada ao longo do capítulo. A combinação entre a prática econométrica e a teoria econômica volta a aparecer na seção 2.4, onde questões quanto ao uso de variáveis de controle são debatidos. Mais do que simplesmente um complemento, será visto que o uso de variáveis de controle possui uma função essencial do ponto de vista teórico. Conclusões gerais são apresentadas na seção 2.5.

### **2.1 MICROFUNDAMENTOS DA CURVA DE PHILLIPS NOVO-KEYNESIANA**

A versão mais moderna da Curva de Phillips busca juntar, em uma mesma estrutura teórica, a fundamentação do comportamento individual dos agentes às relações entre os agregados da economia. O pano de fundo consiste em justificar nas escolhas dos agentes a presença de rigidez de preços e inércia inflacionária. Assim, as recentes formulações têm como base os modelos de rigidez de preços ancorados na idéia de contratos justapostos (“*staggered contracts*”) dos trabalhos de TAYLOR (1980) e CALVO (1983). Os contratos justapostos assumem, então, o papel de gerador de rigidez no nível de preços no curto prazo.

Levando em conta aqui a argumentação de ROBERTS (1995, 1997, 1998 e 2001), derivaremos a Curva de Phillips gerada a partir da estrutura proposta por TAYLOR

(1980).<sup>1</sup> Em seguida, apresentamos o modelo de FUHRER e MOORE (1995), justificando com um pouco de álgebra, tal como em ROBERTS (1997), a compatibilidade do modelo daqueles autores tanto com uma formulação de “*sticky inflation*” com expectativas racionais quanto com uma formulação de “*sticky prices*” acrescido do relaxamento da hipótese de perfeição das expectativas dos agentes.

O modelo de TAYLOR (1980) parte da noção de que contratos são estabelecidos com vigência de dois períodos de tempo. Desta forma, a média dos salários pagos pelas firmas é:

$$w_t = (x_t + x_{t-1})/2 \quad (1)$$

, onde  $x_t$  é o vencimento recebido pelo trabalhador no segundo período do contrato ( $t-1$  corresponde ao primeiro período). Considerando que os trabalhadores se importam com alguma medida de excesso de demanda (desemprego –  $U_t$  –, por exemplo), e sendo  $p_t$  o nível de preços no período  $t$ , temos como oferta de trabalho a seguinte equação:

$$x_t - \frac{(p_t + p_{t+1}^e)}{2} = k - \alpha U_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Outra hipótese necessária é que as empresas trabalham em regime de concorrência monopolística, de tal forma que se possa supor que o “*markup*” dos salários para os preços seja normalizado para zero ( $p_t = w_t$ ). Assim, combinando as duas equações acima com esta hipótese, definindo  $\pi_t = p_t - p_{t-1}$  como a taxa de inflação em  $t$  e rearranjando os termos temos:

$$\pi_t - \pi_{t+1}^e = 4k - 2\alpha(U_t + U_{t-1}) + 2(\varepsilon_t + \varepsilon_{t-1}) - \text{Erro}(t) , \quad (3)$$

onde  $\text{Erro}(t) = \pi_t - \pi_t^e$  define um erro expectacional baseado em estimativas passadas dos agentes da taxa de inflação no presente<sup>2</sup>. Essencialmente, esta é uma Curva de Phillips equivalente à formulação de Friedman e Phelps. Uma diferença fundamental é a presença do termo  $\text{Erro}(t)$  na equação. Nas definições utilizadas por DAHL e HANSEN (2001), a expressão acima define o viés “*ex-post*” (“*ex-post bias*”), refletindo a probabilidade que

---

<sup>1</sup> É possível provar que o modelo de CALVO (1983) produz como resultado o mesmo conjunto de equações. Para demonstrações, ver WALSH (2000), páginas 218-220.

<sup>2</sup> Aparentemente, o erro expectacional seria do nível de preços. Entretanto, somando e subtraindo o nível de preços no período  $t$ , obtém-se a taxa de inflação corrente subtraído da taxa de inflação esperada - logo, o erro de previsão.

os agentes atribuem para a mudança de regime entre  $t-1$  e  $t$  e assumindo que a inflação segue um processo do tipo markoviano. Daqui para frente, a variável  $Erro(t)$  será definida como viés “*ex-post*”, para que seja feita a distinção necessária do erro de previsão estatístico. No modelo dos autores, os agentes tomam conhecimento do regime em que se encontram apenas na transição para o tempo subsequente. Assim, a atribuição de uma probabilidade diferente de zero para a mudança de regime causaria este viés nas expectativas.

O argumento de FUHRER e MOORE (1995) altera a equação (2) acima, baseando-se na idéia de que a percepção dos trabalhadores, ao negociarem os seus contratos, não é direcionada aos níveis de salários reais, mas às variações dos salários reais que os trabalhadores que assinaram os seus contratos no período imediatamente anterior obtiveram. Desta forma, a equação (2) passa a ter o seguinte formato:

$$(x_t - p_t) = \frac{(x_{t-1} - p_{t-1}) + (x_{t+1} - p_{t+1})^e}{2} + k' - \alpha' U_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Note-se que o salário real pedido pelos trabalhadores é uma média entre os salários reais pedidos no período anterior e as expectativas para os salários reais ao final do contrato, ajustado ao nível de atividade corrente na economia. Nos termos propostos por ROBERTS (1997), os autores aplicam uma equação que pode ser rescrita como:

$$\Delta x_t - \frac{(\pi_t + \pi_{t+1}^e)}{2} = k' - \alpha' U_t + \varepsilon_t, \quad (5)$$

onde  $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$ . Considerando novamente o processo de “*markup*” dos preços e combinando a equação (4) com a equação (1), temos:

$$\Delta \pi_t - \Delta \pi_{t+1}^e = 4k' - 2\alpha'(U_t + U_{t-1}) + 2(\varepsilon_t + \varepsilon_{t-1}) - Erro(t), \quad (6)$$

que é basicamente a mesma equação (3) acima, mas com a diferença (variação) da inflação e das expectativas futuras compondo a variável endógena. ROBERTS (1997) reescreve a equação (6) da seguinte forma:

$$\pi_t - \frac{(\pi_{t-1} + \pi_{t+1}^e)}{2} = \frac{k'}{2} - \alpha' \frac{(U_t + U_{t-1})}{2} + (\varepsilon_t + \varepsilon_{t-1}) - \frac{Erro(t)}{2} \quad (7)$$

O lado esquerdo da equação é modificado, desta vez para ter como variável explicada um tipo de erro de previsão da inflação pelos agentes, composto em parte pelas

expectativas de agentes racionais e o resto por agentes que fazem uma simples extrapolação do passado para o presente. Desta forma, a mesma equação proposta por FUHRER e MOORE (1995) pode comportar tanto o modelo de “*sticky inflation*” com expectativas racionais quanto o modelo de “*sticky prices*” com agentes possuindo diferentes processos de formação de expectativas.

Outro ponto importante que deve ser ressaltado: a variável endógena da equação (7) não expressa exatamente um “erro de previsão”, conforme propõe ROBERTS (1997). A melhor definição sobre a variável proposta talvez seja a diferença entre a inflação e o estado atual das expectativas, uma vez que a suposta “expectativa média dos agentes”, na verdade, é formada pela extrapolação da inflação passada e a expectativa do período atual sobre a inflação futura. Mais do que isto, ainda que se considere a divisão entre agentes que possuam diferentes processos de formação de expectativas, nada garante que a proporção entre eles seja igual. Assim, não é o erro sobre a inflação atual que é incluída na “média”. O erro sobre a inflação, no sentido que ROBERTS (1997) tentou atribuir em seu trabalho, talvez seja mais apropriado na definição exposta acima de viés “*ex-post*”, na linha de DAHL e HANSEN (2001).

Com esta base teórica exposta, as equações fundamentais para a análise passam a ser as de número (3), (6) e (7). As equações (3) e (7) equivalem à Curva de Phillips Aumentada de Friedman e Phelps no sentido tradicional, alterando somente o processo de formação das expectativas. A chamada “*Curva de Phillips Novo-Keynesiana*” está expressa na equação (3). Por outro lado, a equação (6) é o produto da alteração conceitual sobre contratos de FUHRER e MOORE (1995). Pelas equações propostas, a inflação possui uma dinâmica condicionada às suas expectativas e ao nível de atividade da economia. A relação é diretamente proporcional na comparação com a primeira variável, inversamente proporcional sobre a segunda.

Uma nota importante diz respeito à medida de nível de atividade. Deve ser observado que o desemprego foi adotado como medida de excesso de demanda agregada *a priori*, sem nenhuma explicação mais precisa para o fato. Esta variável aparece no modelo através da equação de oferta agregada. Assim, torna-se de pouca importância teórica qual a medida de excesso de demanda agregada que se relacionará com a taxa de inflação.

Todavia, existe uma longa discussão a respeito da medida correta de nível de atividade<sup>3</sup> que será retomada na seção 2.3.

A inclusão de um setor externo no modelo, partindo de pressupostos semelhantes aos expostos acima (*sticky prices* e contratos justapostos), foi feita em RAZIN e YUEN (2001). Os autores justificam, em um modelo bastante simples, as evidências, constatadas em estudos de economia internacional, que apontam que países com menor abertura da conta de capital da economia apresentam curvas de Phillips mais inclinadas. Supondo que os agentes consomem uma parcela  $n$  de um contínuo entre  $[0, 1]$  bens, em uma economia fechada (de tal forma que  $n = 1$ ) os modelos derivados tornam-se equivalentes à Curva de Phillips derivada em WOODFORD (2001).

## **2.2 CRÍTICAS E FORMULAÇÕES ALTERNATIVAS**

Apesar do aparente consenso sobre a construção da equação (3), alguns pontos ficam ainda obscuros na verificação empírica e na teoria implícita pela Curva de Phillips Novo-Keynesiana. Dois pontos principais parecem ser o maior alvo das críticas: a inércia na taxa de inflação e o comportamento da economia diante de processos de desinflação. MANKIW (2001) aponta uma terceira crítica, frisando inconsistências em funções de impulso-resposta geradas por choques monetários. Todavia, esta crítica, de certa forma, como o próprio autor coloca (página C57), é uma outra forma de mostrar os resultados contidos nas duas primeiras proposições.

Conforme explicam FUHRER e MOORE (1995), a inércia na inflação gerada pela Curva de Phillips Novo-Keynesiana é restrito ao período de ajuste do produto ao equilíbrio. Em outras palavras, eventuais desvios da inflação em relação ao valor esperado perduram apenas no período de tempo em que o choque sobre a demanda agregada ainda for efetivo. Este período é bem menor que a persistência estimada em trabalhos empíricos<sup>4</sup>.

---

<sup>3</sup> ROBERTS (2001) faz uma extensa discussão sobre isto, inclusive realizando as suas estimativas com três medidas diferentes. Maiores detalhes sobre a parte empírica na seção 2.3.

<sup>4</sup> ERCEG E LEVIN (2001) comentam estudos em que os períodos de alta persistência da inflação americana coincidem com políticas monetárias instáveis. GORDON (1996) conclui em seu trabalho que a inflação americana é dominada pela inércia, e que movimentos no desemprego possuem pequeno efeito de curto prazo sobre a inflação. CATI, GARCIA E PERRON (1995) encontram praticamente um passeio aleatório no comportamento da inflação brasileira no período anterior ao Plano Real.



Os próprios autores verificam que as funções de autocorrelação estimadas para a taxa de inflação aproximam-se muito da unidade.

O trabalho clássico de BALL (1994, 1995) fundamenta o segundo conjunto de críticas. O resultado demonstrado sobre a possibilidade de crescimento econômico como consequência de políticas deflacionárias críveis é altamente questionável empiricamente. O núcleo da argumentação está na possibilidade de ajustes muito rápidos das expectativas em resposta às políticas. Assim, se as expectativas tiverem a velocidade de ajuste necessária, o excesso de demanda pode não exercer influência alguma sobre a variação dos preços. MANKIWI E REIS (2001) utilizam a expressão “flexibilidade das expectativas” para justificar o resultado. GALÍ e GERTLER (1999) mostram que, iterando sucessivamente o termo de inflação esperada, o modelo novo-keynesiano pressupõe uma correlação positiva entre a variação da inflação no presente e a variação do hiato do produto no futuro. Assim, um crescimento da inflação hoje resultaria em um crescimento no hiato futuro. Entretanto, um padrão inverso é encontrado nos dados empíricos.

Algumas variações sobre o comportamento individual dos agentes econômicos buscam corrigir os problemas gerados pelo formato original. A proposição de FUHRER e MOORE (1995) é uma delas. Os autores alteram a função tradicional de oferta de trabalho, conforme visto pela equação (4), com a suposição de que os trabalhadores negociam os seus salários nominais a partir dos valores passados e da expectativa futura dos salários reais. Segundo os autores, esta formulação se adapta melhor aos dados americanos em relação aos estudos anteriores. FUHRER e MOORE (1995) frisam ainda que o modelo não impõe nenhuma rigidez real, nem se constitui em uma formulação de contratos indexados.

Severas críticas têm sido feitas a este trabalho. As críticas podem ser agrupadas em duas grandes linhas. O primeiro grupo de autores simplesmente refuta a formulação (HOLDEN e DRISCOLL, 2001), afirmando que a proposição sobre os contratos peca pela falta de realismo, ou está incompleta (TAYLOR, 1999). MANKIWI (2001) aponta que o modelo proposto, ao ser colocado em um sistema, ainda gera reduções no desemprego como resultado de processos deflacionários. Os críticos chegam a fazer proposições alternativas e concluem que o modelo clássico de TAYLOR (1980) absorve as propriedades do trabalho de FUHRER e MOORE (1995), mantendo os mesmos problemas e defeitos.

O segundo conjunto de autores (ROBERTS, 1997 e 1998, BALL, 2000) parte para suposições sobre o processo de formação de expectativas. Este tipo de abordagem tenta absorver dois tipos de críticas que as formulações tradicionais da Curva de Phillips recebem: se o comportamento dos agentes for dado como puramente adaptativo (“*backward-looking*”), o modelo submete-se à famosa crítica de Lucas; caso o comportamento seja formado através de expectativas racionais, temos o resultado acima de desinflação sem perda de produto. Desta forma, citando BALL (2000), cria-se o dilema: modelos com expectativas racionais falham em explicar fenômenos econômicos cruciais, enquanto que modelos com expectativas adaptativas sofrem na previsão em caso de mudanças de regimes de política monetária.

Neste aspecto, ROBERTS (2001) parece ter encontrado na econometria a sua justificativa para a presença de defasagens da taxa de inflação como variável explicativa do modelo. Segundo o autor, mesmo alterando-se a medida de nível de atividade, o modelo estimado implica a adoção da inflação passada como explicação da dinâmica inflacionária para que os dados apresentem uma melhor adequação. A adoção de *lags* acima do esperado pela teoria confirmaria a hipótese da existência de dois conjuntos de agentes com diferentes processos de formação de expectativas. Este trabalho também serve como crítica a GALÍ e GERTLER (1999), que afirmam que o modelo novo-keynesiano apresentaria bom ajuste apenas se a medida de excesso de demanda agregada fosse uma *proxy* do custo marginal do trabalho.

A partir daí, diversos trabalhos partiram para a formulação de hipóteses que justificasse a existência de dois grupos de agentes com diferentes processos de formação de expectativas. Este tipo de modelo condiz com o trabalho de BONOMO, CARRASCO e MOREIRA (2000). Os autores usam uma construção muito interessante ao agregar noções de aprendizado evolucionário da teoria dos jogos para os agentes. Assim, diante de um processo de desinflação, independentemente de credibilidade das autoridades, os agentes devem escolher entre fazer o ajuste considerado ótimo dos seus preços ou manter a sua estratégia anterior ao choque. Uma eventual “miopia” dos agentes faz com que eles incorram em perdas significativas, proporcionais ao tempo em que eles se mantêm utilizando a estratégia “adaptativa”. Desta forma, temos um modelo que gera perda de produto em desinflações críveis ou não, combinada com aprendizado dos agentes ao longo do tempo e inércia da taxa de inflação.

Ainda sobre a microfundamentação do modelo, MANKIW E REIS (2001) justificam a “miopia” dos agentes não pelo resultado da sua interação, mas pela quantidade de informação que os agentes recebem. Segundo estes autores, existem custos que os agentes devem arcar para obter as informações necessárias, no tempo certo e com a precisão devida para que a sua estimativa de inflação futura seja a melhor no menor tempo possível. Aparentemente, os autores encontram resultados mais consistentes com a realidade, uma vez que os fatos verificados empiricamente sobre custos de desinflação são todos explicados pelo modelo. Entretanto, em um artigo ainda mais recente, CARROLL (2001) questiona a existência de custos significativos para os agentes obterem informação. Segundo o autor, a grande maioria dos agentes obtém informação a um custo bastante baixo através de notícias de jornais. Partindo deste argumento, o autor desenvolve um modelo simples, baseado em estudos de epidemiologia, onde se justifica a lentidão dos agentes em ajustar as suas expectativas através da sua exposição às notícias.

Os resultados empíricos de CARROLL (2001) são questionáveis nos seus pressupostos<sup>5</sup>, ainda que o modelo tenha apresentado uma excelente adaptação aos dados. O autor encontra que aproximadamente 25% da população que responde à pesquisa da Universidade de Michigan possui expectativas perfeitamente atualizadas. Ainda sobre testes, ROBERTS (1998) encontrou, em uma estimação pontual, que aproximadamente 36% da população norte-americana mantém um processo de formação de expectativas adaptativas. Também é curioso em ROBERTS (1998) que a pesquisa da Universidade de Michigan apresenta uma proporção menor de pessoas com as expectativas neste formato, em relação ao “*Livingston Survey of Economists*”.

Vale a observação que, para o Brasil, ALMEIDA, MOREIRA e PINHEIRO (2002) replicam o estudo de ROBERTS (1997) para uma amostra entre 1990 e 1999. Os autores encontram evidências favoráveis ao modelo de FUHRER e MOORE (1995), rejeitando, assim, a hipótese de racionalidade imperfeita. Parece razoável criticar o trabalho pelo pequeno tamanho da amostra, uma vez que o estimador de mínimos quadrados em dois estágios utilizado é apenas consistente em grandes amostras. Além disso, os autores não fazem nenhuma construção alternativa buscando aferir as expectativas de inflação no

período, arbitrando a inflação futura realizada como a expectativa dos agentes. De toda a forma, este não deixa de ser um primeiro trabalho empírico na área para o Brasil.

### **2.3 A ECONOMETRIA DA CURVA DE PHILLIPS E A ESTIMAÇÃO DA NAIRU**

Talvez o resultado mais prático em termos de política econômica da estimativa de Curvas de Phillips esteja na mensuração da chamada taxa natural de desemprego, ou taxa de desemprego que não acelera a inflação (NAIRU, para Curvas de Phillips lineares). Antes de continuar, uma nota: ainda discute-se a validade empírica de uma representação como a da Curva. Os constantes deslocamentos, verificados especialmente ao longo dos anos 70, levantaram questionamentos quanto à efetiva validade do relacionamento entre inflação e desemprego. Nas palavras de STAIGER, STOCK e WATSON (2001, p. 2), os economistas passaram a se dividir em dois grandes grupos teóricos: “*theories in which ‘The Phillips Curve is alive and well, but...’ and those that proclaim that ‘The Phillips Curve is dead’.*”. Conforme será visto aqui, é razoável assumir que as afirmações propostas pelo primeiro grupo fazem mais sentido: a Curva de Phillips está viva e bem situada enquanto representação teórica, mas deve absorver um conjunto de propriedades que são levadas em conta na macroeconomia moderna.

Uma outra distinção dos trabalhos citados é fundamental. Existem, na área, dois objetivos principais e, inexplicavelmente, excludentes na aplicação dos trabalhos que fazem uso da Curva de Phillips. Um primeiro conjunto de autores preocupa-se com a estimação da NAIRU propriamente dita<sup>6</sup>. Para estes autores, o interesse maior está na mensuração do excesso de demanda, deixando em segundo plano avaliações teóricas de política monetária. O segundo conjunto de autores dá atenção para a teoria de política monetária, buscando verificar a consistência da Curva de Phillips enquanto construção teórica<sup>7</sup>. Desta forma, fazem uso de diferentes medidas de nível de atividade buscando auferir a robustez e a sustentabilidade empírica dos resultados derivados.

---

<sup>5</sup> O autor considera, para fins de teste, que a pesquisa da Universidade de Michigan e o “Survey of Professional Forecasters” são aproximações aceitáveis para o universo do povo americano e para as previsões divulgadas em jornais, respectivamente.

<sup>6</sup> Destacam-se nesta linha GORDON (1996), STAIGER, STOCK e WATSON (1996, 2001), DEBELLE e LAXTON (1997), PORTUGAL e MADALOZZO (2000), TEJADA e PORTUGAL (2001) e LIMA (2000).

<sup>7</sup> Ver ROBERTS (1995, 1997, 2001), GALÍ e GERTLER (1999)

Uma estimativa dos modelos derivados anteriormente está em ROBERTS (1995). A Curva de Phillips Novo-Keynesiana apresenta como expectativas a inflação esperada hoje para o período posterior. Esta formulação (com expectativas formadas em  $t$  para o período  $t+1$ ) difere, por exemplo, do modelo de Lucas com expectativas racionais. A justificativa para a Curva com esta propriedade está na rigidez nominal dos preços. Assim, suposta a ausência de rigidez, dentro do modelo com *staggering*, haveria o colapso das equações para a formulação de Lucas<sup>8</sup>. Como medida de expectativa, o autor faz uso das pesquisas de Michigan e do “*Livingston Survey*”. O autor utiliza o desemprego e o produto como medida de atividade econômica.

A estimativa é feita através de variáveis instrumentais, pois a formulação novo-keynesiana assume a presença de autocorrelação como resultado de erros expectationais. Buscando melhores resultados na correção do problema, o autor acrescenta um termo de médias móveis de primeira ordem no resíduo (MA(1)). Os instrumentos utilizados foram variações reais no preço do petróleo, compras do governo de bens e serviços, além de uma “*dummy*” com valor unitário quando a presidência americana é ocupada por governos democratas. Os dados cobrem o período entre 1949 e 1990 e possuem frequência anual, em função dos resultados das pesquisas que perguntavam a inflação para o ano seguinte. Os resultados em subamostras comprovam a estabilidade da curva estimada.

Buscando absorver propriedades de flutuação de curto prazo da taxa natural de desemprego, um conjunto de autores passou a fazer uso de instrumentos econométricos capazes de derivar as flutuações do instrumento de medida de excesso de demanda dentro de um intervalo de confiança razoável. GORDON (1996) estima uma Curva de Phillips com as propriedades tradicionais utilizadas em modelos convencionais, mas permite que a taxa natural de desemprego siga um passeio aleatório. O modelo estimado é o seguinte:

$$\pi_t = a(L)\pi_t + b(L)(U_t - U^*_t) + c(L)z_t + u_t \quad (8)$$

$$U^*_t = U^*_{t-1} + \varepsilon_t ,$$

onde  $U^*_t$  é a taxa natural de desemprego no instante  $t$ ,  $z_t$  é um vetor de variáveis de

---

<sup>8</sup> Ainda assim, não se deve apontar a rigidez de preços como a principal diferença entre os modelos de Lucas e os modelos Novo-Keynesianos. WOODFORD (2002), capítulo 3, páginas 20 em diante, mostra que modelos que supõe rigidez em alguns preços da economia, sem a hipótese de *staggering*, são capazes de gerar a Curva no formato proposto por Lucas.

controle relevantes,  $U_t$  é a taxa de desemprego e  $x(L)$  corresponde a um polinômio de defasagens. Note-se que, se a variância da segunda equação do sistema for igual a zero ( $\sigma^2_\varepsilon=0$ ), o modelo converge para as estimativas tradicionais. A estimativa é feita por máxima verossimilhança gaussiana, tal como proposto por HAMILTON (1994). As variáveis de controle incluem a variação da taxa real de câmbio, variação no preço relativo de alimentos e energia e variação no preço relativo de produtos importados, além de uma “*dummy*” para controles de preço impostos no governo Nixon e os desvios da produtividade da sua tendência.

GORDON (1996) recomenda, a partir de seus resultados, cuidados no uso da taxa natural de desemprego enquanto guia de política monetária, dada a imprecisão de suas estimativas condicionadas à medida da inflação. Os resultados apresentaram forte sensibilidade em relação à variância da NAIRU. Ainda assim, apesar da sensibilidade, as medidas foram estáveis em subamostras e apresentaram intervalos de confiança bastante estreitos. Sobre a hipótese de concavidade da curva, esta é rejeitada em favor da formulação linear. Como recomendação de política econômica, GORDON (1996) sugere que a autoridade monetária deixe claro qual índice de preços é o alvo de política condicionado a uma dada medida de excesso de demanda.

O artigo de GORDON (1996) não deixa de ser uma resposta à estimativa de STAIGER, STOCK e WATSON (1996), que apresenta intervalos de confiança extremamente elevados (a taxa natural de desemprego estimada para o ano de 1990 oscilava entre 5,16% e 7,24%). Esta estimativa utilizou a hipótese do passeio aleatório da inflação, onde a inflação esperada corresponde à inflação passada. A estimativa não permitiu a variação ao longo do tempo da NAIRU, tal como em GORDON (1996), podendo ser esta a fonte principal da imprecisão das estimativas. Apesar do problema, os autores deixam claro que a taxa de desemprego tem um bom poder de previsão sobre a taxa de inflação.

A questão da concavidade da Curva ganha importância novamente em DEBELLE e LAXTON (1997). Para estes autores, a concavidade da Curva de Phillips estimada é fundamental no modelo. Os autores rejeitam a formulação linear para os Estados Unidos, Canadá e Reino Unido, fazendo uso de estimativas geradas pelo filtro de Kalman. O objetivo principal do filtro passa a ser derivar a NAIRU a partir de um componente não-

observável da equação. A imposição de restrições na matriz de covariância das equações de estado e de medida exerce papel fundamental nos resultados obtidos. Os autores fazem uso de uma medida de expectativas extraída a partir das taxas de juros negociadas em cada país.

A primeira tentativa de abordar explicitamente os problemas resultantes da inércia inflacionária nos Estados Unidos foi feita em FUHRER e MOORE (1995). As simulações a partir do vetor de correção de erros (VEC, em inglês), segundo os autores, apresentariam melhor adaptação aos dados norte-americanos, inclusive em questões como a “taxa de sacrifício” decorrente de processos de desinflação. Entretanto, ROBERTS (1997), conforme visto, questiona os resultados obtidos usando um modelo supondo expectativas com racionalidade imperfeita, encontrando evidências fortes em favor da formulação de “*sticky prices*” com variância nas expectativas. Os dados utilizados são semi-anuais e o método de estimação é o de mínimos quadrados em dois estágios (MQ2E). A justificativa para o método empregado está nas potenciais fontes de viés em estimações tradicionais por causa de correlação entre o resíduo e a medida de nível de atividade e inflação defasada. O autor fez uso de duas pesquisas como *proxy* para as expectativas – a da Universidade de Michigan e o “*Livingston Survey*”. Outras variações estão na medida de nível de atividade: são utilizados o desemprego, a taxa de desemprego sem a tendência, o produto excluindo a tendência através do filtro de Hodrick-Prescott e a utilização da capacidade instalada.

A questão de estrutura da dinâmica inflacionária foi abordada em GALÍ e GERTLER (1999). Como registro, deve-se notar que o trabalho dos autores já permite a oscilação para uma forma intermediária entre expectativas perfeitamente racionais e adaptativas, como um resultado decorrente da constatação empírica do relacionamento entre produto corrente e inflação futura. A grande crítica dos autores está na medida de atividade: segundo GALÍ e GERTLER (1999), a imprecisão na medida de nível de atividade de equilíbrio gera distorções nas estimativas. Esta imprecisão é decorrência direta da impossibilidade de mensuração precisa deste componente. Assim, uma medida de custo marginal real seria de maior validade nas estimativas, por possuir as propriedades desejáveis de correlação com o nível de atividade e não ter componentes implícitos que necessitem de estimação.

As estimativas de GALÍ e GERTLER (1999) usam dados trimestrais entre o

primeiro trimestre de 1960 e o quarto de 1997. O método de estimação é o método dos momentos generalizados (GMM), usando como instrumentos a participação do trabalho na renda, o desvio do produto da sua tendência, a diferença entre taxas de juros de curto e longo prazos, além da própria medida de inflação defasada em quatro períodos. Os autores ainda fazem um exercício adicional interessante, decompondo os parâmetros estimados em elementos que formam a estrutura teórica proposta por CALVO (1983). Entretanto, este se mostrou de pouca valia, uma vez que foi altamente sensível ao método de estimação e seu conjunto de instrumentos. Uma nota importante é que as estimativas convergem, como em outros estudos, para a maior importância das expectativas racionais do que as expectativas formadas adaptativamente. Entretanto, a presença de expectativas adaptativas não deve ser questionada, em função da alta precisão dos parâmetros estimados. Em outras palavras, o peso da formação adaptativa sobre as expectativas é pequeno, mas a sua importância não deve ser esquecida.

A estrutura novo-keynesiana pura, com expectativas racionais e o uso de custos marginais do trabalho, tal como proposto por GALÍ e GERTLER (1999) é revista novamente por ROBERTS (2001). Nesta nova revisão literária e econométrica, ROBERTS (2001) conclui que o uso de custos marginais do trabalho torna a estimativa extremamente sensível em relação à própria medida de custo marginal. Pelo lado das expectativas, o autor abandona as expectativas geradas em pesquisas para fazer uso da inflação futura realizada (inflação em  $t+1$  como *proxy* das expectativas em  $t$  para a inflação em  $t+1$ ). O uso desta medida faz com que o método de estimação seja MQ2E, buscando evitar inconsistências. Todavia, o acréscimo de defasagens adicionais da inflação realizada para corrigir os problemas de especificação faz com que o autor questione novamente, mas com novos argumentos, o postulado da racionalidade perfeita.

STAIGER, STOCK e WATSON (2001) realizam novo estudo cobrindo o período entre 1960 e 2000. Os autores utilizam uma formulação com parâmetros variados no intercepto, buscando estimar as variações da NAIRU através das variações daquele componente. O modelo é basicamente o mesmo de GORDON (1996), mas a variação está na constante, em vez da medida do nível de atividade. A estimação foi feita através do Filtro de Kalman. Os resultados dos autores permitem a rejeição da hipótese de que “*the Phillips Curve is dead*”. Mais ainda, os autores ressaltam, pelos resultados, que explicações de questões sobre salários, preços e desemprego devem ser procuradas em suas



próprias tendências univariadas, tamanha a instabilidade dos parâmetros estimados no tempo. Entretanto, deve ser questionado o fato de não ter sido estimado nenhum modelo supondo relações não-lineares entre a inflação e o desemprego, na linha proposta em DEBELLE e LAXTON (1997).

Para o Brasil, três trabalhos chamam a atenção na área, especialmente em função da sua metodologia econométrica. PORTUGAL e MADALOZZO (2000) usam duas metodologias para cálculo da NAIRU. A primeira técnica é a tradicional, baseada em função de transferência a partir de uma curva de Phillips, enquanto a segunda é a estimação de um componente não-observável dentro do desemprego. A idéia deste segundo método é eliminar os principais componentes de curto prazo que determinam o desemprego (sazonalidade e ciclos curtos) e ter a estimativa dos termos restante como uma medida de NAIRU. O índice de preços utilizado é o INPC do IBGE e as taxas de desemprego trabalhadas são geradas pelas pesquisas do IBGE e do DIEESE. Supondo que, em períodos de inflação elevada, os custos de errar nas previsões de inflação são elevados, os autores fazem uso de estimativas de inflação através dos modelos ARIMA como medida das expectativas. Esta forma de cálculo das expectativas já havia sido descrita como um procedimento razoável em SARGENT (1993).

Os autores, de certa forma, rejeitam a segunda metodologia, uma vez que, ao decompor a taxa de desemprego através do Filtro de Kalman, a estimativa do “*NAIRU gap*” torna-se inconsistente com as previsões de uma Curva de Phillips. A decomposição estrutural, em outras palavras, não permite a existência de um erro sistemático em relação à taxa de desemprego que pudesse ser determinante da dinâmica da taxa de inflação.

O segundo trabalho é o de TEJADA e PORTUGAL (2001). Os autores, através de um modelo de parâmetros variados, permitem a não-linearidade da Curva de Phillips, nos moldes de DEBELLE e LAXTON (1997). A equação estimada assume o seguinte formato:

$$\pi_t = \alpha\pi_{t-1} + (\gamma_t \text{NAIRU}_t) \cdot \frac{1}{u_t} - \gamma + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\gamma_t = \gamma_{t-1} + \vartheta_t$$

As estimativas realizadas através do Filtro de Kalman efetivamente parecem ser

mais consistentes que em PORTUGAL e MADALOZZO (2000)<sup>9</sup>. As séries derivadas permitem uma variação mais suave da NAIRU ao longo do tempo, o que parece ser um resultado mais consistente com concepções de desemprego estrutural. Ainda que não fosse este o objetivo principal do trabalho dos autores, é um registro que deve ser colocado em função da mudança no método de estimação em termos de literatura brasileira.

O terceiro artigo que chama a atenção é o de LIMA (2000). Dentre todos os trabalhos vistos, com certeza é o que apresenta instrumental econométrico mais complexo. A justificativa para a sofisticação de procedimentos é a sua direta relação com a instabilidade vivida pelo país nos últimos vinte anos. Os modelos estimados são dois: o primeiro usa resíduos do tipo ARCH na equação de média, assumindo o seguinte formato:

$$\begin{aligned}\Delta\pi_t &= \alpha_1\Delta\pi_{t-1} + \alpha_2\Delta\pi_{t-2} + \sum_{s=1}^3\beta_s(U_{t-s} - \text{NAIRU}_t) + \gamma Z_t + \Lambda\varepsilon_t^* + \varepsilon_t \\ \beta_{s,t} &= \beta_{s,t-1} + \vartheta_t \\ \varepsilon_t &\sim N(0, \sigma^2)\end{aligned}\tag{10}$$

, onde  $Z_t$  representa um vetor de variáveis de controle, formado pelas *dummies* sazonais, e  $\varepsilon^*$  representam os resíduos padronizados da equação.

O segundo modelo usa o instrumental de mudanças markovianas de regime na variância para corrigir a sua mudança ao longo do tempo. Ambos os métodos buscam levar em conta na estimativa de inflação a incerteza em períodos de alta volatilidade da economia. O modelo assume o seguinte formato:

$$\begin{aligned}\Delta\pi_t &= \alpha_1\Delta\pi_{t-1} + \alpha_2\Delta\pi_{t-2} + \sum_{s=1}^3\beta_s(U_{t-s} - \text{NAIRU}_t) + \gamma Z_t + \varepsilon_t \\ \beta_{s,t} &= \beta_{s,t-1} + \vartheta_t \\ \varepsilon_t &\sim N(0, \sigma_{S_t}^2) \\ \vartheta_t &\sim N(0, Q_{S_t})\end{aligned}\tag{11}$$

, onde  $S_t = 1, 2$ .

Em ambas formulações, o autor considera como medida de expectativa a inflação passada, usando, desta forma, como variável endógena a variação da taxa de inflação. É interessante observar que, mesmo com os cuidados no procedimento, as estatísticas sobre

---

<sup>9</sup> Comparações entre medidas da NAIRU encontram-se no capítulo 4.

os erros de previsão do modelo não apresentam resultados muito satisfatórios.

#### **2.4 VARIÁVEIS DE CONTROLE: ASSIMETRIA DA INFLAÇÃO**

A questão sobre o controle de choques exógenos de oferta, capazes de deslocar em nível a Curva de Phillips estimada, sempre foi deixado como um complemento quase que totalmente arbitrado pelo pesquisador. A noção de controle sobre os choques tem dois objetivos fundamentais, um de cunho técnico (econométrico) e outro de interpretação econômica dos resultados. Os aspectos técnicos sobre este tipo de controle referem-se ao problema, clássico da econometria de séries de tempo, em realizar estimações com a omissão de variáveis relevantes (ver GREENE, 2000, páginas 334 em diante). As perdas referentes à capacidade de explicação do modelo, decorrentes de autocorrelação residual, tornam-se muito grandes caso variáveis fundamentais não sejam incluídas na estimação.

O uso de variáveis de controle permite também a inclusão de dados importantes dentro da análise de política econômica. No caso de choques de oferta, discute-se, por exemplo, se as metas de inflação devem ser fixadas sobre o núcleo da inflação (“*core inflation*”) ou sobre a inflação disponibilizada normalmente ao público, sem cortes<sup>10</sup>. O foco principal é a hipótese de que a meta de inflação deve ser transparente ao máximo, permitindo assim que a autoridade monetária se justifique caso o objetivo não tenha sido alcançado. É buscando este tipo de transparência e melhor capacidade de estabelecer uma meta factível com o comportamento da economia que o controle de choques de oferta ganha força.

A abordagem clássica de controle dos choques utiliza-se de informações de uma cesta de produtos que, dentro da economia, possuam oferta relativamente inelástica. A justificativa para o acréscimo da variação dos preços é a maior volatilidade esperada dos preços destes produtos em resposta a choques exógenos. A partir da escolha desta cesta de produtos, duas opções ficam disponíveis para o pesquisador: retirar estes produtos do índice de preços escolhido para a análise (formando, assim, uma espécie de “núcleo” de inflação como variável explicada), ou incluir estas variações como explicativas no modelo do índice completo de preços.

---

<sup>10</sup> Sobre o tema, ver BERNANKE, LAUBACH, MISHKIN e POSEN (1999), capítulo 3.

A grande crítica ao uso de índices de preços desagregados é a incapacidade do método de eliminar a consequência do choque – ou seja, a propagação de choques de um setor para a economia como um todo. O acréscimo das informações sobre variação de preços com várias defasagens no tempo permite justamente a eliminação deste comportamento indesejável, pois acaba controlando os efeitos de propagação no curto prazo destes choques. Os exemplos mais comuns de séries utilizadas como controle de choques são as variações do preço do petróleo no mercado internacional, as variações do preço de bens importados (ver GORDON 1996) e as variações do preço de alguns tipos de alimentos (ver STAIGER *et alli*, 1996 e MIO, 2001).

O método de controle de choques através da determinação de cestas de produtos tem sofrido críticas feitas por autores insatisfeitos com a restrição imposta sobre a fonte dos choques: parece ser uma hipótese muito forte supor que apenas alguns setores da economia apresentem variações bruscas no seu nível de preços. Por outro lado, o acréscimo de muitas séries de dados, abrangendo grande parte dos componentes do índice de preços, acaba criando um núcleo muito estreito de variação efetiva da inflação. Tendo em vista este tipo de restrição, BALL e MANKIW (1995) sugerem o uso de momentos estatísticos mais elevados da composição da taxa de inflação na sua dimensão transversal. A presença de elevada assimetria na variação dos preços examinada em “*cross-section*” é justificada em um modelo no qual firmas possuem “custos de cardápio” (“*menu costs*”) para reajustar os seus preços. Desta forma, apenas as empresas com acréscimo de receita superior a estes custos atualizam seus preços contemporaneamente aos choques.

Tendo esta hipótese formulada, BALL e MANKIW (1995) realizam testes que comprovam efetivamente a presença de elevado componente de assimetria na inflação norte-americana. O resultado, surpreendente de certa forma, é a perda de capacidade de explicação da cesta de produtos quando são acrescentadas as variáveis representativas da assimetria e curtose da distribuição da inflação. Ainda dentro deste tópico, MIO (2001) utiliza uma medida de assimetria sobre dados japoneses e confirma a hipótese levantada por BALL e MANKIW (1995) sobre a eficiência deste tipo de controle sobre choques de oferta. Neste ponto, o autor vai ainda mais longe, relacionando a inércia inflacionária presente nos dados japoneses com a assimetria da distribuição dos dados: a persistência no processo de variação do nível geral de preços japoneses existe inteiramente por causa da propagação dos choques sobre diferentes setores da economia, não existindo um

componente “autônomo” de inércia.

A medida de assimetria de MIO (2001) possui algumas propriedades interessantes: ela consiste na diferença entre a inflação apresentada e a inflação “aparada” em seus valores extremos por uma percentagem do total pré-determinada. Nos termos do autor:

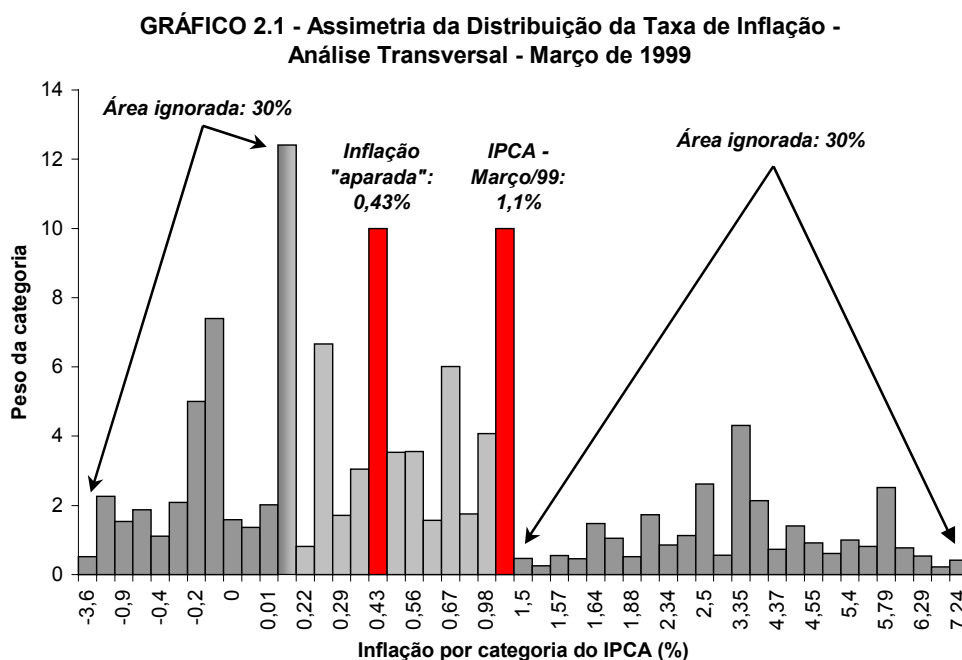
$$SKEW_t = \pi_t - \pi_t^{30\%} = \sum_{i=1}^N \omega_{it} \pi_{it} - \frac{\sum_{j=1}^M \omega_{jt} \pi_{jt}}{\sum_{j=1}^M \omega_{jt}}, \quad (12)$$

onde  $\pi_t^{30\%}$  é a taxa de inflação aparada em 30% em cada cauda,  $\omega_{it}$  é o peso do item  $i$  no período  $t$ ,  $N$  é o número de itens que compõem o índice de preços total e  $M$  o número restante após a exclusão.

O resultado final desta diferença é justamente a soma dos componentes extremos da série, representando, desta forma, uma medida de assimetria. A figura 2.1 abaixo mostra a distribuição dos componentes no quarto dígito (total de 47 itens, ampliado para 52 a partir de agosto de 1999) que formam o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) do IBGE. No eixo horizontal está a taxa de inflação registrada em março de 1999 para cada um dos 47 componentes, enquanto que no eixo vertical apresenta-se o peso de cada componente sobre o índice geral. Os pontos localizados na cor vermelha localizam o IPCA apresentado no mês (1,1%) e a média nova (0,43%), calculada depois da exclusão de 30% das observações em cada extremo da amostra<sup>11</sup>. A significativa diferença apresentada entre as taxas (especialmente para períodos de baixa inflação) é resultado da distribuição dos componentes extremos do IPCA. Vale lembrar que, em março de 1999, o Brasil passava pelo pior momento da crise cambial iniciada em janeiro daquele ano.

---

<sup>11</sup> A escolha de calcular a média aparada apenas com 40% do centro do IPCA deve-se a estudo apresentado em seminário do Banco Central do Brasil sobre núcleo de inflação a partir do texto para discussão de FIGUEIREDO (2001). O autor aponta que este nível de corte tende a valorizar os efeitos de assimetria, que é justamente a medida desejada como variável de controle para a estimação do Brasil.



Deve-se constatar, assim, que dois aspectos diferentes de choques de oferta são captados pela medida de assimetria: ela oferece a medida do choque em si sobre toda a economia e oferece uma medida de persistência do choque ao longo do tempo. O primeiro aspecto é decorrência direta do cálculo do índice de assimetria, pois quanto mais assimétrica for a distribuição do índice, mais setores estarão em posições extremas em termos de variações de preço; logo, maior terá sido o choque. Um corolário natural desta observação é que, quanto maior a variância da distribuição dos preços, dada a assimetria, maior será a variação do índice de preços<sup>12</sup>.

Fica sendo importante, então, justificar o uso da medida proposta por MIO (2001) como uma *proxy* para choques de oferta. A tabela B abaixo traz uma regressão simples, com dados entre janeiro de 1990 e agosto de 2002, efetuada tendo como variável explicada o coeficiente de assimetria. As variáveis explicativas são variações mensais de componentes específicos do IPCA. Foram escolhidos alguns preços que, ao menos durante algum tempo, foram controlados pelo governo. Estes preços, de um modo especial, possuem a característica de apresentarem reajustes periódicos após o Plano Real e regras próprias no período anterior. Além disso, foram acrescentados seis termos autorregressivos da própria assimetria, buscando eliminar problemas de autocorrelação serial, e onze

<sup>12</sup> Ver BALL e MANKIWI (1995), página 165.

“*dummies*” sazonais (não reportadas).

**TABELA B** – Análise de Regressão – Variável Dependente *SKEW*

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.196885	0.116284	1.693133	0.0930
Aluguéis	0.063275	0.012492	5.065100	0.0000
Transporte Público	-0.094567	0.023736	-3.984221	0.0001
Comunicações	0.006355	0.003693	1.721062	0.0878
Energia Elétrica	0.014865	0.006950	2.138828	0.0344
Gasolina	0.019436	0.011222	1.731974	0.0858
SKEW(-1)	0.158516	0.104161	1.521832	0.1306
SKEW(-2)	-0.155886	0.076398	-2.040453	0.0434
SKEW(-3)	-0.026236	0.056454	-0.464735	0.6429
SKEW(-4)	0.069545	0.086813	0.801092	0.4246
SKEW(-5)	-0.136985	0.093343	-1.467551	0.1448
SKEW(-6)	0.108044	0.063544	1.700311	0.0916
R-squared	0.552301	Mean dependent var		0.313530
Adjusted R-squared	0.472225	S.D. dependent var		0.706406
S.E. of regression	0.513191	Akaike info criterion		1.637650
Sum squared resid	32.39387	Schwarz criterion		1.882878
Log likelihood	-97.25350	F-statistic		11.44900
Durbin-Watson stat	2.088967	Prob(F-statistic)		0.000000

O que se pode inferir da análise é a presença significativa a 10% de um valor razoável de assimetria no IPCA, mesmo descontados os fatores colocados no modelo. No mais, note-se a alta significância dos termos estimados de preços controlados e os seus efeitos na medida de assimetria. Como exemplo de interpretação, um aumento de um ponto percentual nos aluguéis implica o aumento da diferença entre o IPCA anunciado e o seu núcleo de, em média, 0,06%<sup>13</sup>. Chama a atenção o resultado negativo do coeficiente relativo aos preços do item “Transportes Públicos”. É provável que este resultado seja consequência de uma relação causal entre os preços dos combustíveis e os preços deste mercado. Assim, aumentos no item “Combustíveis” tenderiam a anteceder mudanças nos preços dos transportes públicos, implicando que este preço faria parte da propagação do choque nos combustíveis, reduzindo a distância entre o IPCA e o seu núcleo.

Este exercício simples parece comprovar a importância da medida de assimetria na análise que se seguirá para o Brasil. Por um lado, ela apresenta o efeito dos choques e sua propagação ao longo do tempo. Variáveis binárias marcando choques normalmente não controlam este fenômeno verificado *a posteriori*. Por outro lado, a variável exerce controle

<sup>13</sup> Em função da presença de valores negativos na medida de assimetria, não foi possível a transformação dos dados para a forma logarítmica.

forte sobre componentes presentes no IPCA com regularidade, como a sazonalidade, ponderando os seus efeitos conforme a importância de cada item na composição do IPCA. De fato, os trabalhos de BALL e MANKIWI (1995) e MIO (2001) fazem uso dos índices de preços completos e não controlam as regressões realizadas com fatores sazonais. As medidas de momentos estatísticos elevados exercem este papel nas estimativas.

## **2.5 NOTAS CONCLUSIVAS E INTRODUÇÃO AO ESTUDO PARA O BRASIL**

O arcabouço teórico proposto por TAYLOR (1980) implicou grandes desenvolvimentos para a sustentação da Curva de Phillips ao longo do tempo. Todavia, como ROBERTS (1997 e 2001) tem sustentado, a formulação novo-keynesiana precisa de um arcabouço teórico mais completo, capaz de responder a duas grandes questões: (1) a presença de inércia na taxa de inflação; e (2) as consequências de processos de desinflação sobre o lado real da economia. A linha de pesquisa proposta pelo autor e em trabalhos subsequentes passa pela avaliação do processo de formação de expectativas dos agentes

Entretanto, alguns fatores ainda devem ser considerados. Entre eles, de fundamental importância é a imposição de uma medida de excesso de demanda que apresente um bom poder de explicação sobre a dinâmica inflacionária. Vendo a questão por este ângulo, parece que os autores que buscam a sustentação da Curva de Phillips apenas como um arcabouço teórico esquecem de fazer considerações precisas sobre o componente que descreve o lado real da economia. Em outras palavras, relegar a um segundo plano as relações entre o desemprego e a hipótese de uma taxa natural que expresse as limitações da estrutura econômica não parece ser uma estratégia de pesquisa das mais corretas.

Vendo o problema teórico por esta perspectiva, o trabalho a ser desenvolvido no capítulo 4 abordará a estrutura da Curva de Phillips Novo-Keynesiana em três aspectos fundamentais. Em primeiro lugar, uma avaliação detalhada do comportamento das expectativas no Brasil tentará caracterizar questões importantes na dinâmica da economia no período em questão, vistas pelo ângulo de percepção dos agentes. Em seguida, a estimação da Curva de Phillips levará em conta tanto os resultados obtidos na avaliação das expectativas quanto a percepção da necessidade de estimar um componente estrutural que se relacione com a taxa de desemprego – a NAIRU. Sobre esta questão, será sustentada a necessidade de incorporar uma relação não-linear entre a taxa de inflação e o



desemprego para que a representação seja capaz de expressar devidamente o comportamento econômico. Por último, a avaliação da Curva de Phillips enquanto construção teórica consistente com a realidade será verificada na última seção do trabalho, ao se estudar as relações entre a inflação e os instrumentos de política monetária.

Todo este estudo não deixará de levar em conta questões como o controle de choques exógenos. A incorporação de custos de cardápio parece exercer papel fundamental na dinâmica econômica do Brasil, apesar da alta variabilidade da taxa de inflação ao longo dos últimos doze anos. De fato, como será visto, a análise do corte transversal da inflação efetivamente agrega informações fundamentais do ponto de vista da observação de choques exógenos e sua propagação.

Os objetivos do trabalho seguem um encadeamento natural que será desenvolvido ao longo do capítulo 4. Entretanto, é possível adiantar que as hipóteses de ausência de racionalidade perfeita dos agentes e a presença de uma relação não-linear entre a taxa de inflação e o desemprego exercem condição fundamental no entendimento do comportamento da economia. Deixar de considerar estes fatores ao longo da análise será equivalente a ignorar questões importantes na avaliação da política econômica do período.

### 3. METODOLOGIA

Neste capítulo será desenvolvido em mais detalhes o procedimento econométrico adotado ao longo do capítulo 4. O objetivo principal do capítulo não será, com certeza, desenvolver minúcias e conceitos básicos a respeito de temas que já são de amplo domínio e aplicação em trabalhos acadêmicos. Tópicos como raízes unitárias, cointegração e sistemas de equações serão desenvolvidos de tal forma que peculiaridades pertinentes ao trabalho ganhem destaque, em vez de ficar concentrados em conceitos e definições. Estes apenas serão mostrados onde estritamente necessários.

A seção 3.1 tratará de questões sobre estacionariedade e o tratamento dado ao problema de raízes unitárias. As diferenças entre os testes que buscam captar a presença de tendências estocásticas constituem o foco principal da seção. A seção 3.2 trata do problema da análise de regressão com séries não-estacionárias e a aplicação do conceito de cointegração. Desenvolvimentos mais cuidadosos são feitos na seção 3.3, que trata da estimação de sistemas de equações. Os resultados mais relevantes que sustentam o método aplicado na seção 4.4 são todos desenvolvidos nesta parte do texto.

Em função de sua complexidade, as seções 3.4 e 3.5 tornam-se as mais extensas do capítulo. A seção 3.4 descreve a aplicação do filtro de Kalman em modelos de parâmetros variados. Depois de derivado o filtro, são desenvolvidos tópicos relevantes na aplicação realizada ao longo do capítulo 4. A seção 3.5 trata do uso e importância de modelos markovianos em séries de tempo que possuem quebras estruturais. Destaca-se a semelhança da sua estimação com o Filtro de Kalman e os resultados empíricos obtidos em outras estimações no que diz respeito à estrutura dos modelos.

#### 3.1 ESTACIONARIEDADE E RAÍZES UNITÁRIAS

Grande parte das estimativas a serem realizadas depende fundamentalmente da concepção de estacionariedade das séries utilizadas. Segundo HAMILTON (1994, página 46), uma série  $Y$  é dita *fracamente estacionária* quando a covariância entre  $y_t$  e  $y_{t-j}$  depende apenas de  $j$ , o espaço de tempo separando as observações, e não de  $t$ , a data da observação. Matematicamente:

$$E(y_t) = \mu, \quad \forall t$$

$$E (y_t - \mu)(y_{t-j} - \mu) = \gamma_j, \quad \forall t \text{ e } j$$

A verificação da presença de raízes unitárias nas séries no trabalho foi feita pelos procedimentos mais clássicos na literatura econométrica: os testes de Dickey-Fuller aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP) fazem uso da mesma estrutura básica da equação de teste, tendo como diferença fundamental a generalização do último para a possibilidade de resíduos correlacionados ou heteroscedásticos.

A estatística de teste é computada, em ambos os casos, a partir da estimativa da equação derivada abaixo. Seja, por questão de simplicidade, um processo AR(1) com coeficiente  $\alpha$  desconhecido:

$$y_t = \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{1}$$

Subtraindo  $y_{t-1}$  em ambos os lados da equação (1), temos:

$$y_t - y_{t-1} = \alpha y_{t-1} - y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{2}$$

$$\Delta y_t = (\alpha - 1) y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Esta é a equação básica proposta pelo teste de Dickey-Fuller. Para controlar a hipótese de autocorrelação serial, torna-se necessário adicionar valores defasados de  $\Delta y$ . Desta forma, a equação de teste para ambos os procedimentos supõe o formato da equação (3) abaixo. Note-se que, conforme a equação do teste ADF propõe, a hipótese nula do teste corresponde à presença de raízes unitárias na série.

$$\Delta y_t = (\alpha - 1) y_{t-1} + \delta_0 \Delta y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-2} + \dots + \varepsilon_t \tag{3}$$

O teste de Phillips-Perron é um teste não-paramétrico que controla autocorrelação de ordens altas. Este teste usa estimativa robusta à heteroscedasticidade e autocorrelação sobre os resíduos para evitar estes problemas sobre a equação. O teste é dito não-paramétrico por considerar como estimativa dos resíduos a distribuição espectral destes na frequência zero. Fundamentalmente, a diferença deste teste em relação ao teste ADF é que a correção para autocorrelação, que antes era feita através do acréscimo de defasagens para  $\Delta y$ , agora é computada na estatística de teste. Esta correção é aplicada através da estimação por mínimos quadrados ordinários (OLS), com as devidas matrizes de correção, dos parâmetros populacionais necessários à estatística. Assintoticamente, a distribuição do teste PP é equivalente a do teste ADF, fazendo-se uso como tabelas também os resultados computados por MACKINNON (1991).

A vantagem do teste PP passa a ser, então, a consideração dos problemas que possuem séries com, estruturalmente, dois comportamentos distintos da variância. Estas séries poderiam aceitar a hipótese nula com maior frequência, ao entender a mudança estrutural como uma mudança do segundo momento estatístico condicionado ao período no tempo. Note-se que o teste ADF exerce o controle apenas sobre a autocorrelação serial através da inclusão de defasagens adicionais na equação de teste, relegando a segundo plano questões sobre a variância da série.

Considerando-se a questão dos termos determinísticos e a correção para autocorrelação residual da equação de teste, o procedimento de escolha da equação que melhor caracteriza o teste de raiz unitária no processo gerador dos dados seguirá a metodologia de HARRIS (1995): estima-se a melhor equação de teste com tendência e constante; em caso de estacionariedade e não-significância da tendência, retira-se este termo até obter a melhor equação de teste com constante. Segue-se assim sucessivamente até a exclusão de todos os termos determinísticos. Os critérios de escolha da melhor equação serão os de informação de Akaike e Schwarz, e a defasagem máxima de cada equação testada será de doze meses.

### **3.2 PERSPECTIVAS DE LONGO PRAZO: COINTEGRAÇÃO**

De fato, o uso de séries não-estacionárias em estudos econométricos é extremamente comum, e suas conseqüências bastante graves na verificação das hipóteses levantadas. Entretanto, uma consideração importante foi feita por ENGLE e GRANGER (1987), ao tratar da questão vista sob a perspectiva de estimações de vetores de longo prazo. Antes, duas definições: uma série que necessita do uso do operador de defasagens apenas uma vez para que se torne estacionária é denominada integrada de ordem um, ou  $I(1)$ ; uma série estacionária é dita integrada de ordem zero, ou  $I(0)$ . Segundo ENGLE e GRANGER (1987), séries que possuam uma combinação linear entre elas que gerem resíduos  $I(0)$  são ditas *cointegradas*.

A importância da definição reside na necessidade fundamental de separar, dentro da análise, as informações de curto e de longo prazo contidas nas séries. Ao fazer o uso de séries diferenciadas em regressão, componentes de longo prazo são perdidos, deixando os resultados mais pobres em termos de robustez na análise. Mais do que isto, o uso de séries

diferenciadas pode, até com frequência, comprometer a interpretação dos resultados estimados.

Formalmente, a definição de ENGLE e GRANGER (1987) propõe o seguinte: sejam dois vetores de séries,  $Y$  e  $X$ , ambos  $I(1)$ . Supõe-se, para facilitar, que  $Y$  seja um vetor coluna. Se existir um vetor  $\beta$  tal que a combinação linear:

$$Y_t = \beta X_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

seja capaz de formar um vetor estacionário  $\varepsilon_t$ , então  $Y$  e  $X$  são ditos cointegrados e  $\beta$  é chamado de *vetor de cointegração*. A inexistência de um vetor de cointegração pode implicar o problema conhecido por *regressão espúria*. A estimação da equação em nível quando não existe o vetor de cointegração altera substancialmente a matriz de variância, comprometendo os testes  $t$  e  $F$  sobre os parâmetros estimados. O problema de regressão espúria pode ser corrigido de três formas distintas: estimação da equação com as séries em diferença, adição de defasagens, tanto da variável dependente como das independentes, na equação e o uso do procedimento de Cochrane-Orcutt para estimação por mínimos quadrados generalizados (GLS).

Dois procedimentos são os mais utilizados para a verificação quanto à existência vetores de cointegração. O primeiro, mais simples, é o método de Engle e Granger, que consiste na verificação da estacionariedade dos resíduos após uma estimação por OLS do vetor de parâmetros da regressão linear. Este procedimento pode ser criticado pelos mesmos argumentos contra os testes de raízes unitárias. Neste caso, a hipótese nula de ausência de cointegração (resíduos não-estacionários) é frequentemente aceita, mesmo quando de fato os resíduos não possuem raízes unitárias. Logo, a deficiência do teste de raízes unitárias compromete o teste de cointegração.

O procedimento adotado aqui é o proposto por JOHANSEN (1995). Ele tem a vantagem, entre outras, de determinar com exatidão o número de vetores de cointegração existentes. Este resultado, pelo teste de Engle e Granger, fica condicionado aos testes de estacionariedade dos resíduos em diferentes combinações entre variáveis. A idéia básica consiste em verificar se as restrições impostas pelos vetores de cointegração são compatíveis com a estimação de um vetor auto-regressivo (VAR) irrestrito.

Seja  $Y$ , agora, um vetor de variáveis cujo processo estocástico pode ser descrito pelo VAR irrestrito de ordem  $p$ . Tal como no teste para presença de raízes unitárias, a

representação do VAR(p) pode ser reescrita tal como na equação (3) da seção anterior:

$$\Delta Y_t = \zeta Y_{t-1} + \delta_0 \Delta Y_{t-1} + \delta_1 \Delta Y_{t-2} + \dots + \delta_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

com:  $E(\varepsilon_t) = 0$

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_\tau') = \Omega, \text{ para } t = \tau$$

$$= 0, \text{ para } t \neq \tau$$

Supondo ainda que cada variável de  $Y$  seja  $I(1)$ , mas que existem  $h$  combinações lineares que sejam estacionários, é possível provar que  $\zeta$  pode ser escrito na forma:

$$\zeta = -\mathbf{B}\mathbf{A}' , \quad (6)$$

onde  $\mathbf{B}$  é uma matriz  $n \times h$  e  $\mathbf{A}'$  é  $h \times n$ . A estimação do sistema é feita por “*Full-Information Maximum Likelihood*” (FIML). A estimação por este método produz distribuições assintóticas dos testes sobre o número de vetores de cointegração que não são normais, mas os testes a respeito dos próprios vetores de cointegração possuem características bem conhecidas.

Para a determinação do número de vetores de cointegração, o teste básico verifica se a expressão do VAR(p) restrito pode ser reescrita sob a forma de um VAR(p-1) sujeito aos vetores de cointegração estimados. A forma utilizada para verificar o número de vetores consiste em comparar, através da verossimilhança concentrada após a estimação, a hipótese nula de que existem  $n$  vetores de cointegração contra a hipótese alternativa de que existem  $n+1$ . O teste é no estilo de razão de verossimilhança, onde se comparam os autovalores da matriz  $\zeta$  através da estatística do traço. A idéia última é que o rank da matriz  $\zeta$  acaba por determinar o número de relações de cointegração através do teste de hipótese proposto. Importante destacar que, para um sistema com  $n$  variáveis, devem existir, no máximo,  $n-1$  vetores de cointegração. Caso contrário, é possível demonstrar que todas as variáveis do sistema são estacionárias<sup>1</sup>.

### 3.3 ESTIMAÇÃO DE SISTEMAS DE EQUAÇÕES

A estimação de sistemas de equações será desenvolvida na seção 4.4, onde se consideram os impactos de choques sobre instrumentos e objetivos de política monetária

---

<sup>1</sup> Para mais detalhes e demonstrações do teste de cointegração de Johansen, ver HAMILTON (1994), capítulo 20.

sobre a economia. A literatura tradicional da área considera suficientes as estimativas de sistemas auto-regressivos, como VAR, onde as expectativas de inflação são reduzidas a uma proporção de seus valores passados. Todavia, ao se fazer a estimação de equações com variáveis muito semelhantes no seu comportamento (como inflação e inflação esperada, por exemplo), a estimativa tradicional perde muito de sua eficácia. O porquê desta perda é desenvolvido nesta seção, juntamente com a solução proposta para o sistema desejado.

Um sistema de equações é uma representação do tipo

$$Y_t = X_t^* \beta + \varepsilon_t, \quad (7)$$

onde  $Y_t$  é um vetor coluna de  $m$  variáveis ditas endógenas,  $X_t^*$  é uma matriz  $n \times m$  de variáveis exógenas, tal que:

$$X_t^* = \begin{bmatrix} X_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & X_2 & 0 & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & X_m \end{bmatrix}, \quad (8)$$

$\beta$  é um vetor de parâmetros a serem estimados e  $\varepsilon_t$  é um vetor coluna de resíduos da regressão. Cada matriz  $X_i$ , componente de  $X_t^*$ , possui tamanho  $T \times k_i$ , onde  $k_i$  corresponde ao número de variáveis da equação  $i$ . Sob a hipótese de estimação por OLS, a matriz de covariância dos resíduos apresenta o seguinte formato:

$$V = E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \sigma^2 I_m \otimes I_T, \quad (9)$$

onde  $\otimes$  define o produto de Kronecker. Define-se a matriz de correlação contemporânea entre os resíduos por  $\Sigma$ , onde os elementos da matriz são definidos por  $\sigma_{ij} = E(\varepsilon_i \varepsilon_j)$ .

Este tipo de modelo aparece, normalmente, em duas situações em economia: (i) estruturas que pressupõem um equilíbrio, onde uma variável endógena tem a sua condição determinada por uma série de fatores comuns às demais variáveis endógenas do sistema; e (ii) modelos baseados em processos de otimização individual dos agentes (ver RUUD (2000) e GREENE (2000) com exemplos para ambos os casos).

Algumas propriedades interessantes de sistemas podem ser definidas agora. HAMILTON (1994, páginas 293-294) mostra que, em um VAR(p), a estimação que maximiza a verossimilhança do sistema irrestrito é equivalente à aplicação de OLS em

cada uma das equações individualmente. GREENE (2000, página 616-617) generaliza este resultado, provando que, em qualquer sistema de equações, se as variáveis dependentes forem as mesmas e o sistema não apresentar nenhuma restrição de parâmetros dentro ou fora das equações, a estimação por OLS é consistente e a mais eficiente<sup>2</sup>.

Ainda nesta linha, GREENE (2000, página 616) expõe os resultados de outros autores para determinar condições em que a estimativa do sistema por OLS é equivalente à estimativa por GLS:

1) Se a matriz de covariância for bloco-diagonal entre equações, a estimação por OLS é equivalente à estimativa por GLS. O fato de serem determinadas por um conjunto de fatores comuns pode implicar a existência de correlações entre as variáveis endógenas dos modelos estimados e os seus resíduos. A explicação para o fenômeno é que a estimação de formas reduzidas de sistemas (onde as variáveis endógenas são explicadas estritamente pelas variáveis exógenas) transforma os resíduos da forma reduzida em uma combinação linear da parte não explicada do modelo na sua forma normal. Assim, a presença de elevada correlação linear entre os resíduos de diferentes equações pode ser evidência de violação dos pressupostos básicos da análise de regressão.

2) Se, mesmo com a diferença entre as variáveis explicativas do sistema, não existir correlação alguma entre os resíduos das equações, então a estimação por OLS é equivalente à estimação por GLS.

3) Se as variáveis explicativas de uma das equações representarem uma partição de  $X_t$ , ou seja, se algumas variáveis explicativas constituírem algumas das equações do sistema, e ao menos uma das equações do sistema for formada por todas as variáveis explicativas incluídas, então a estimação por GLS não traz vantagem alguma sobre a estimação por OLS. Desta forma, estimar por OLS cada uma das equações é mais razoável.

A estimação de VAR possui grande aceitação dentro da econometria tradicional, seja por propriedades interessantes, derivadas da sua estimação por OLS, seja por sua praticidade para a resolução de diferentes problemas propostos com uma mesma

---

<sup>2</sup> Demonstração em formato mais matemático, menos intuitivo, encontra-se em RUUD (2000), páginas 702 e 703.



estimação, através de sistemas estruturais<sup>3</sup>. Entretanto, pouca atenção se dá em relação à primeira hipótese levantada acima, justamente a hipótese que gera os problemas citados no início desta seção. Violada alguma das condições listadas, a estimação de VAR se torna imprópria, pelas relações existentes entre as equações e desconsideradas na estimação. São estas relações entre as matrizes de covariância que dão o nome para o estimador SUR (“*seemingly unrelated regression*”), ou seja, vendo pelos parâmetros e variáveis envolvidas, não parece haver relação alguma entre as equações. Todavia, a estrutura de covariância comum torna o sistema interligado.

Na linha proposta do modelo das equações 7 a 9, temos que, se existe uma correlação contemporânea entre os resíduos, a matriz de covariância  $V$  apresenta o seguinte formato:

$$V = \Sigma \otimes I_T = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \dots & \sigma_{1m} \\ \sigma_{21} & \sigma_{21} & \dots & \sigma_{2m} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sigma_{m1} & \dots & \dots & \sigma_{mm} \end{bmatrix} \quad (10)$$

Na inexistência da correlação, temos que  $\sigma_{ij} = 0, \forall i \neq j$ . Este é o resultado de uma estimação do sistema que seja consistente através de OLS: a matriz de covariância se restringe a uma matriz diagonal.

Existem duas formas de estimar o sistema por SUR. As estimativas por FGLS e FIML iterada possuem propriedades assintóticas equivalentes<sup>4</sup>. O último método é o mais popular, conhecido por método de Zellner, que faz uso de uma estimativa que é calculada pela iteração entre as matrizes de parâmetros e de variância. A estimativa consistente inicial da matriz de variância condicional, tal como na estimativa por FGLS, é a matriz de variância amostral dos resíduos obtida por OLS.

O estimador do método de Zellner possui o seguinte formato:

---

<sup>3</sup> O uso de VAR estrutural se constitui, basicamente, no teste da hipótese de determinados valores para alguns dos parâmetros do sistema e a recomposição das equações estruturais a partir da verificação destas hipóteses sobre os parâmetros. Sobre o uso e os cuidados na interpretação de VAR estrutural, ver HAMILTON (1994), páginas 324-336.

<sup>4</sup> Ver a demonstração em RUUD (2000), páginas 705-706.

$$b_Z = \left( X' \left( \hat{\Sigma}^{-1} \otimes I \right) X \right)^{-1} X' \left( \hat{\Sigma}^{-1} \otimes I \right) Y, \quad (11)$$

onde  $\hat{\Sigma}$  é uma estimativa consistente de  $\Sigma$  cujos elementos característicos são:

$$s_{ij} = \frac{(y_i - X_i b_{OLS})'(y_j - X_j b_{OLS})}{\max(T_i, T_j)} \quad (12)$$

A diferenciação no denominador da estimativa da variância deve-se à hipótese das amostras possuírem tamanhos distintos entre equações após os ajustes necessários. Neste trabalho, a estimativa dos parâmetros será feita, em cada iteração, por mínimos quadrados não-lineares, para a obtenção da estimativa de  $s_{ij}$ , seguida da estimação por GLS não-linear para completar o processo. Este método permite não apenas o controle da variância entre equações como também a possibilidade de imposição de restrições na matriz de coeficientes.

Uma estatística de teste importante é a razão de verossimilhança (LR). Seu uso é fundamental na verificação de hipóteses sobre os parâmetros estimados. A realização do teste é trivial em modelos comuns, sendo de ampla utilização na imposição de estruturas em VAR. Entretanto, em estimações por SUR, um resultado importante é mostrado por GREENE (2000, página 626): o teste LR pode ser decomposto de tal forma que

$$LR = -2( \log(L_r) - \log(L_u) ) = T ( \log|\Sigma_r| - \log|\Sigma_u| ) , \quad (13)$$

onde os subíndices  $r$  e  $u$  denotam os componentes dos modelos sujeitos à restrição da hipótese nula e irrestritos, respectivamente. O uso do teste será fundamental na composição das equações do sistema, uma vez que a imposição do número de defasagens de um modelo não é diferente de um teste de hipótese sobre se os coeficientes da defasagem adicional são iguais a zero.

### 3.4 **MODELOS DE PARÂMETROS VARIADOS: O FILTRO DE KALMAN**

Na seção 4.3, a NAIRU é estimada através de um modelo de parâmetros variados. O uso de modelos com parâmetros variados vem ganhando força na literatura em função de sua praticidade para estimação e o seu alto poder de explicação dos fatos econômicos. Grande parte da praticidade na estimação destes modelos é decorrência direta da aplicação

do filtro de Kalman. O filtro de Kalman é um algoritmo que atualiza sequencialmente as projeções lineares de um sistema a partir de novas informações incorporadas à estimação. As novas projeções lineares incorporam toda a informação disponibilizada até então no modelo, sendo ideais para a estimação de modelos com parâmetros variados e para a estimação do comportamento de variáveis não-observáveis.

O uso do filtro, todavia, pressupõe que a equação a ser estimada pode ser escrita em um formato especial: o formato de estado de espaços (“*state-space form*”). Um modelo no formato de estado de espaços é formado por duas equações básicas, escritas no formato matricial abaixo:

$$\begin{aligned} Y_t &= H_t \beta_t + A Z_t + e_t \\ \beta_t &= B + F \beta_{t-1} + v_t \\ e_t &\sim \text{i.i.d.N}(0, R) \quad , \\ v_t &\sim \text{i.i.d.N}(0, Q) \\ E(e_t v'_s) &= 0 \end{aligned} \tag{14}$$

onde  $Y_t$  é um vetor de variáveis de tamanho  $n \times 1$ ,  $\beta_t$  é um vetor  $k \times 1$  de variáveis não-observáveis de estado,  $H_t$  é uma matriz  $n \times k$  de dados,  $Z_t$  é um vetor  $r \times 1$  de variáveis exógenas,  $B$  e  $v_t$  têm o tamanho  $k \times 1$ . Exige-se que  $R$  e  $Q$  sejam matrizes positivas definidas para que sejam expressões da variância dos resíduos. A primeira equação do sistema é chamada de *equação de observação*, ou de medida, enquanto que a segunda é conhecida por *equação de estado*, ou de transição. Importante notar que o sistema de equações é bastante flexível, permitindo que todos os parâmetros, inclusive a variância, sejam alterados no tempo. Mais do que isto, modelos ARIMA e modelos de componentes não-observáveis (tendência, ciclo, sazonalidade) podem ser reescritos neste formato<sup>5</sup>.

Estando o modelo colocado no formato de estado de espaços, a aplicação do filtro de Kalman passa a ser direta. A visão de um processo em duas etapas parece ser mais adequada para compreender a intuição do funcionamento do algoritmo. Na primeira etapa, em um instante  $t$  do tempo qualquer, a melhor previsão possível para  $t+1$  é feita, usando toda a informação disponível até  $t$ . A segunda etapa faz a comparação entre a previsão realizada no primeiro passo e a informação realizada em  $t+1$ . Este processo é repetido ao

---

<sup>5</sup> Exemplos de aplicações em KIM e NELSON (2000), capítulo 3, e em HAMILTON (1994).

longo de toda a amostra, formando, assim, um conjunto de estimativas para os parâmetros que se altera no tempo. A estimativa gerada pelo filtro de Kalman é aquela que melhor minimiza o erro quadrático médio.

A derivação do filtro a ser mostrada aqui segue PORTUGAL (1993). O trabalho mostra duas equações de previsão, que formam a primeira etapa do Filtro, mais duas equações de atualização, que constituem a segunda etapa. Supondo conhecidos os valores de  $b_{t-1}$  e sua matriz de covariância no instante  $t$ , temos:

$$\Sigma_{t/t-1} = E[(b_{t/t-1} - \beta_t)(b_{t/t-1} - \beta_t)'] \quad (15)$$

Usando como melhor previsão de  $\beta_t$  a equação de estado:

$$b_{t/t-1} = B + F_t b_{t-1} \quad (16)$$

Define-se, agora, o erro de previsão da equação (15) como:

$$b_{t/t-1} - \beta_t = B + F_t b_{t-1} - \beta_t$$

Substituindo a equação de estados no erro de previsão, e aplicando o seu resultado na equação (15) acima, temos:

$$\Sigma_{t/t-1} = F_t \Sigma_{t-1} F_t' + R_t \quad (17)$$

As equações (16) e (17) mostram a melhor previsão possível para o vetor de estados e a sua matriz de covariância, fazendo uso apenas da informação disponível até o período  $t-1$ . Para a etapa de atualização, precisamos definir o erro de previsão da equação de observação:

$$\varepsilon_t = Y_t - X_t' b_{t/t-1} = X_t' (\beta_t - b_{t/t-1}) + e_t \quad (18)$$

Sendo o valor esperado do erro de previsão  $\varepsilon_t$  igual a zero e a variância no tempo definida, aplica-se GLS sobre a equação de observação. Substituindo os termos apropriados, temos<sup>6</sup>:

$$b_{t/t} = (\Sigma_{t/t-1}^{-1} + X_t' H_t^{-1} X_t)^{-1} (\Sigma_{t/t-1}^{-1} b_{t/t-1} + X_t' H_t^{-1} Y_t) \quad (19)$$

Manipulando a expressão, chega-se ao chamado “ganho de Kalman” ( $K_t$ ), que reflete o mecanismo utilizado para incrementar as previsões do vetor de estados:

---

<sup>6</sup> Maiores detalhes da derivação, ver PORTUGAL (1993).

$$\begin{aligned} \mathbf{b}_{t/t} &= \mathbf{b}_{t/t-1} + \mathbf{K}_t (\mathbf{Y}_t - \mathbf{X}'_t \mathbf{b}_{t/t-1}) \\ \mathbf{K}_t &= \Sigma_{t/t-1} \mathbf{X}_t (\mathbf{X}'_t \Sigma_{t/t-1} \mathbf{X}_t + \mathbf{H}_t)^{-1} \end{aligned} \quad (20)$$

Observe-se que, se o erro de previsão realizado for zero, o parâmetro previsto não apresenta nenhuma alteração. Existindo o erro, a previsão é atualizada pelo fator  $\mathbf{K}_t$ . A equação de atualização da variância é derivada a partir de manipulações algébricas da equação (20), aplicadas à equação de observação. Desta forma, é possível chegar ao seguinte resultado:

$$\Sigma_{t/t} = \Sigma_{t/t-1} - \Sigma_{t/t-1} \mathbf{X}_t (\mathbf{X}'_t \Sigma_{t/t-1} \mathbf{X}_t + \mathbf{H}_t)^{-1} \mathbf{X}'_t \Sigma_{t/t-1} \quad (21)$$

Portanto, as equações (16), (17), (20) e (21) completam o funcionamento do algoritmo nas suas duas fases. Atribuindo valores iniciais para as previsões do vetor de estados e da sua variância, o algoritmo atualiza estas previsões de forma a cumprir a minimização do erro quadrático médio.

A atribuição dos valores de inicialização do algoritmo é uma tarefa que exige alguns cuidados, em função da necessidade de compatibilizar a velocidade de convergência do algoritmo com a flexibilidade exigida para que os melhores valores sejam obtidos. Uma possibilidade razoável, adotada aqui neste trabalho, é a estimação do modelo inteiro por OLS e o uso dos parâmetros estimados como valores iniciais. Este método tem a vantagem de apresentar boa velocidade de convergência, independentemente da variabilidade dos parâmetros no tempo. Como desvantagem, a presença de mudanças de regime significativas pode levar ao uso de valores inapropriados. A correção deste problema potencial é feita com a estimação parcial do modelo, fazendo uso apenas das primeiras  $k$  observações, onde  $k$  corresponde ao número de parâmetros na equação de observação. Uma vantagem deste método especificamente para este trabalho diz respeito à amostra selecionada. A disponibilidade de dados apenas a partir do início de 1990 faz com que a variância no período inicial seja elevada, em função do choque provocado pelo Plano Collor I, em março daquele ano. Desta forma, a seleção da amostra acabou gerando um comportamento na convergência do algoritmo semelhante ao uso de uma *priori* difusa, termo dado na econometria bayesiana para distribuições iniciais com variância muito elevada.

Outra observação importante refere-se às previsões realizadas no modelo. O primeiro passo, de previsão, gera uma série de dados contendo a informação acumulada até

o período exatamente anterior ao da estimação. Esta série é conhecida como a previsão *filtrada*, ou previsão um passo à frente. O uso do filtro de Kalman permite a realização de uma previsão mais apurada, fazendo uso de toda a informação contida na amostra em cada instante do tempo. O uso das quatro equações fundamentais começando a partir de  $T$ , passando por  $T-1$ ,  $T-2$ , e assim sucessivamente até os valores iniciais da amostra geram a previsão conhecida por *alisada*. A previsão alisada é a melhor em termos de minimização do erro quadrático médio fazendo uso de toda a informação da amostra. Esta última parte ganha força na derivação da NAIRU, uma vez que reflete, no caso da previsão filtrada, a percepção dos agentes sobre a variável naquele instante de tempo. A estimação da NAIRU através da série alisada permite inferências sobre o “verdadeiro” comportamento da série, no sentido de construir informações com o melhor uso possível de toda a informação contida na amostra utilizada.

### **3.5 QUEBRAS ESTRUTURAIS E REGIMES MARKOVIANOS**

A seção 4.2 desenvolve um teste que aprofunda as informações acerca da racionalidade dos agentes, baseando-se fundamentalmente em modelos que fazem uso de matrizes de transição de regimes markovianos. Este tipo de modelo não-linear teve como aplicações iniciais a modelagem de ciclos econômicos<sup>7</sup>. Em decorrência direta da sua fácil interpretação, muitos outros modelos passaram a incorporar esta técnica posteriormente.

A previsão de modelos com estruturas bruscamente alteradas é um procedimento complicado, se considerarmos questões relevantes para a previsão, como o tipo de mudança que afetou o comportamento da série (apenas no nível ou na inclinação), a chance do regime anterior retornar em períodos futuros (para o caso de fenômenos transitórios), a adequação dos modelos estimados em diferentes regimes, e assim por diante. Desta forma, tem ganhado muita força em estudos econométricos a capacidade dos modelos arbitrarem endogenamente se o valor verificado em determinado instante do tempo corresponde a determinado regime.

O procedimento de estimação de um processo markoviano ganha força na medida

---

<sup>7</sup> HAMILTON (1994) faz uma resenha muito boa sobre os desenvolvimentos na área de ciclos econômicos, incluindo aí o seu trabalho pioneiro, além de outras aplicações interessantes.

que permite a correção de eventos discrepantes dentro da amostra. O uso de “*dummies*” para corrigir eventuais choques exógenos sobre o modelo é, em grande medida, uma atividade arbitrária e restrita, no sentido de não ser possível atingir com a variável binária todos os componentes estimáveis do modelo (a variância da regressão, por exemplo). Por outro lado, o uso de modelos do tipo Markov-Switching elimina o aspecto arbitrário da análise e permite a estimação de distintos componentes do modelo em diferentes regimes da série. Outra vantagem da formulação é apontada por CLEMENS e KROLZIG (2001): testes realizados pelos autores em diferentes séries mostram que a representação autorregressiva do modelo com mudanças de regime tende a ser mais parcimoniosa que a sua equivalente linear.

Desenvolvendo agora o formato geral do modelo para que se chegue na estimação, suponha um modelo simples qualquer:

$$Y_t = X_t \beta_{S_t} + u_t \quad (22)$$

$$u_t \sim N(0, \sigma^2_{S_t}) \quad ,$$

onde  $S_t=0, 1, 2, (\dots), M$  corresponde aos  $M$  regimes presentes nos dados. Se os períodos de mudanças de regime são conhecidos *a priori*, o modelo acima representa tão somente uma estimativa com o uso de variáveis “*dummies*” corrigindo as diferenças nos regimes. Assim, a função densidade de probabilidade condicional apresenta o seguinte formato genérico:

$$f(Y_t | X_t, S_t) = \begin{cases} f(Y_t | X_t, \beta_1) \Rightarrow S_t = 1 \\ \dots \\ f(Y_t | X_t, \beta_M) \Rightarrow S_t = M \end{cases} \quad (23)$$

Nesta formulação, o parâmetro a ser estimado,  $\beta_i$ , apresenta diferentes valores, condicionais ao regime no qual a amostra está contida. A novidade contida na estimação de modelos MS-VAR é a inclusão de processos de cadeias de Markov discretas para discriminar a presença dos  $M$  distintos e não-observáveis regimes. Para derivar a função de verossimilhança, consideremos a densidade conjunta de  $Y_t$  e dos regimes  $S_t$  e  $S_{t-1}$  como sendo o produto entre as densidades marginal e condicional dos processos:

$$f(Y_t, S_t, S_{t-1} | Y_{t-1}, S_{t-1}) = f(Y_t | S_t, Y_{t-1}, S_{t-1}) f(S_t, S_{t-1} | Y_{t-1}, S_{t-1}) \quad (24)$$

Integrando as funções densidade para todos os possíveis regimes do presente e do

que foram no período anterior, temos que a função de verossimilhança apresenta o seguinte formato para toda a amostra:

$$\ln L = \sum_{t=1}^T \ln \left\{ \sum_{S_t=0}^M \sum_{S_{t-1}=0}^M f(Y_t | S_t, S_{t-1}, Y_{t-1}) \Pr[S_t, S_{t-1} | Y_{t-1}, S_{t-1}] \right\} \quad (25)$$

Como KIM e NELSON (2000, página 61) deixam claro, a função de verossimilhança torna-se uma espécie de média ponderada das densidades condicionais, onde o fator de ponderação corresponde à probabilidade de transição de regimes. Para um processo autorregressivo de ordem  $p$ , define-se a probabilidade de transição de um regime para outro como sendo condicional em relação ao conjunto de informações disponíveis no período anterior e ao próprio regime verificado no período anterior. Desta forma:

$$\Pr(S_t | \{S_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}, \{Y_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}) = \Pr(S_t | S_{t-1}, \beta) \quad (26)$$

Esta definição do processo gerador de probabilidades de transição é que diferencia os modelos do tipo Markov-Switching de outros modelos de limiar. Nestes modelos, o limiar que determina se o processo se encontra no regime  $a$  e não no regime  $b$  é constante ao longo de toda a amostra. No MS-VAR, este limiar muda à medida que o conjunto de informação disponível é ampliado.

De toda forma, ainda falta definir a estimação da probabilidade conjunta de  $S_t$  e  $S_{t-1}$ . Para esta estimação, o algoritmo EM, utilizado por HAMILTON (1990) para determinação de regimes não-observáveis, segue procedimento similar ao filtro de Kalman, consistindo basicamente em dois passos. O primeiro é a *previsão*, onde o algoritmo deriva a probabilidade de transição esperada dado o conjunto de informação do passado:

$$\Pr[S_t = j, S_{t-1} = i | Y_{t-1}, S_{t-1}] = \Pr[S_t = j | S_{t-1} = i] \Pr[S_{t-1} = i | Y_{t-1}, S_{t-1}] \quad (27)$$

Note-se que o primeiro termo do lado direito é a probabilidade de transição, enquanto que o segundo termo é a atualização de informação da probabilidade de transição no período anterior. O segundo passo é a *atualização*, onde o erro da previsão das probabilidades é incorporado como informação nova para previsões futuras. Desta forma, também de forma análoga ao Filtro de Kalman, o filtro proposto por Kim obtém como produto da estimação dois tipos de probabilidade de transição: a probabilidade contendo todo o conjunto de informação da amostra (probabilidade alisada) e a probabilidade que usa somente a informação disponível até o instante do tempo da estimação (probabilidade filtrada).



Um dado importante que é retirado da matriz de probabilidade de transição é a expectativa de duração dos regimes. Para a fórmula geral desta duração, constata-se, de início, que a probabilidade de permanecer no regime  $j$  dado que já se estava neste regime é dada pelo termo  $p_{jj}$  da matriz. Logo, a probabilidade que a duração do regime seja de apenas um período corresponde a  $1-p_{jj}$ . Para dois, três e  $n$  períodos, temos:

$$\begin{aligned}
 \Pr(D = 2) &= p_{jj}(1 - p_{jj}) \\
 \Pr(D = 3) &= p_{jj}p_{jj}(1 - p_{jj}) \\
 (...) & \\
 \Pr(D = n) &= p_{jj}^{n-1}(1 - p_{jj})
 \end{aligned}
 \tag{28}$$

A generalização deste modelo, não aplicada aqui neste trabalho, é conhecida como MS-VAR. Ela consiste na estimação de um sistema de equações com o mesmo conjunto de variáveis explicativas em cada equação (tal como em um VAR linear), permitindo, todavia, a estimação compatível com a presença de diferentes regimes. É importante destacar, como observação final, que a previsão neste tipo de modelo envolve um cuidado adicional: além da previsão do efeito de um choque dentro do processo autorregressivo, deve ser também estimada qual é a composição das probabilidades no ponto do tempo em que se deseja a previsão.

## **4. UMA CURVA DE PHILLIPS NOVO-KEYNESIANA PARA O BRASIL**

O objetivo principal deste capítulo é propor hipóteses novo-keynesianas sobre o comportamento do processo de formação de preços da economia brasileira. Estas hipóteses seguem a busca de fundamentação microeconômica para modelos que tratam do funcionamento da macroeconomia, em especial no que diz respeito à hipótese de rigidez nominal em preços e salários. Especificamente sobre o processo de formação dos preços, linhas mais adiantadas de pesquisa na área buscam justificativas para o fenômeno, constatado empiricamente, da inércia inflacionária. Conforme visto no capítulo 2, este grupo de autores atribui ao processo de formação de expectativas a fonte principal do comportamento inercial da inflação.

A seção 4.1 faz observações sobre o tratamento da estacionariedade das séries ao longo do trabalho, em especial da taxa de inflação, tendo em vista a longa discussão iniciada nos anos 80 no país. A seguir, o capítulo abordará três pontos fundamentais: i) a análise da interação entre expectativas e inflação no Brasil; ii) a estimação de uma Curva de Phillips para o Brasil levando em conta explicitamente questões propostas pelos autores novo-keynesianos sobre a rigidez de preços e o comportamento das expectativas; e iii) o funcionamento da política monetária em um ambiente determinado pela Curva de Phillips estimada neste formato. Estes três itens constituem, respectivamente, as seções 4.2, 4.3 e 4.4.

### **4.1 CONSIDERAÇÕES PRELIMINARES: ESTACIONARIEDADE E AMOSTRA**

A tabela C abaixo apresenta a lista completa das variáveis utilizadas ao longo de todo o trabalho. Todos os dados estão disponíveis nos *sites* da internet do Banco Central do Brasil, IBGE, DIEESE e IPEADATA. A amostra utilizada compreende o período entre janeiro de 1990 e agosto de 2002, formada por observações mensais. O componente sazonal foi retirado pelo método Census X-11 da taxa de crescimento do estoque de M1 e das taxas de desemprego produzidas pelo IBGE. Quando uma variável utilizada tiver o seu componente sazonal extraído, a expressão “*Census*” designará esta variável. Por motivos discutidos na seção 4.3, não foi feita a extração do componente sazonal da taxa de inflação, das suas expectativas e da medida de assimetria. Sobre a taxa de juros, não faz sentido

pensar na existência de um componente sazonal em uma variável de forte componente arbitrário por parte da autoridade monetária. A variável *Erro* é equivalente ao viés “*ex-post*” definido na seção 2.1 segundo as proposições de DAHL e HANSEN (2001).

**TABELA C – Lista de Variáveis Utilizadas**

Variável	Sigla
Índice de Preços ao Consumidor Amplo - IBGE	IPCA
Variação do Índice de Preços ao Consumidor Amplo - IBGE	$\Delta$ IPCA
Expectativas de Inflação	EXPEC
Variação das Expectativas de Inflação	$\Delta$ EXPEC
Viés “ <i>ex-post</i> ”	Erro
Coefficiente de Assimetria	SKEW
Variação do Coeficiente de Assimetria	$\Delta$ SKEW
Taxa Selic	SELIC
Variação da Taxa Selic	$\Delta$ SELIC
Taxa de Crescimento do Agregado M1 Dessazonalizado pelo Processo Census X-11	M1-Census
Variação da Taxa de Crescimento de M1 Dessazonalizada pelo Processo Census X-11	$\Delta$ M1-Census
Desemprego Aberto – IBGE – 30 Dias	U30
Desemprego Aberto – IBGE – 30 Dias - Dessazonalizado pelo Processo Census X-11	U30-Census
Variação da Desemprego Aberto – IBGE – 30 Dias	$\Delta$ U30
Desemprego Aberto – IBGE – Semana	US
Desemprego Aberto – IBGE – Semana - Dessazonalizado pelo Processo Census X-11	US-Census
Desemprego Aberto – Região Metropolitana SP - DIEESE	UDI
Produção Física Industrial Dessazonalizada – Indústria Geral – IBGE	Y

Todo o estudo baseado em séries de tempo deve, necessariamente, iniciar com algum tipo de informação a respeito da estacionariedade das séries utilizadas. No Brasil, este tipo de análise ganha mais importância ainda em função da presença de significativas quebras estruturais ou mudanças de regime na economia e suas influências no comportamento das variáveis. Levando isto em consideração, a realização de testes de raiz unitária deve levar em conta, além do baixo poder dos testes disponíveis, as informações advindas de outros artigos específicos na área.

A presença de ao menos uma quebra estrutural significativa nos dados, localizada em julho de 1994 (implantação da moeda nova no Plano Real), nos leva a adotar também o teste de PP, já que o teste ADF possui um poder estatístico menor. Testes alternativos, na

linha realizada por CATI, GARCIA e PERRON (1995), não foram realizados por não ser o principal objetivo do trabalho. Entretanto, as suas conclusões, tais como as de outros artigos que fizeram uso de séries temporais mais longas, são fundamentais para caracterizar a dinâmica das variáveis envolvidas no trabalho. O poder reduzido dos testes de raízes unitárias também levou a evitar o uso de sua aplicação em partições da amostra, tendo em vista eventuais comprometimentos dos resultados apurados.

É interessante verificar que, ao contrário do esperado por CATI, GARCIA e PERRON (1995), as variáveis *IPCA* e *EXPEC* apresentaram raízes unitárias no teste ADF. Os autores argumentam que testes tradicionais, em função da presença de quebras estruturais, tendem a apontar para a estacionariedade das séries. Todavia, ao estimar as equações de teste levando-se em conta as mudanças de regime, o resultado obtido não se sustenta. É possível que a resposta dada pelo teste na amostra disponível aqui seja decorrência do uso de uma parte muito pequena da série calculada.

**TABELA D – Teste de Raiz Unitária**

	Phillips-Perron		Dickey-Fuller Aumentado	
	Estatística	Lag	Estatística	Lag
IPCA	-4,509759*(t)	4	-2,666528 (t)	3
$\Delta$ IPCA	-11,94200*	4	-11,63112*	2
EXPEC	-4,289080* (t)	4	-2,691923 (t)	4
$\Delta$ EXPEC	-11,19376*	4	-8,588965*	3
Erro	-14,0051* (t)	4	-4,3255*	13
U30-Census	-3,190934 (t)	4	-2,833521 (t)	11
$\Delta$ U30-Census	-12,45257*	4	-3,447476*	10
Skew	-12,37264* (t)	4	-3,267694 (t)	9
$\Delta$ Skew	-26,76453*	4	-9,241024*	8
SELIC	-4,541840* (t)	4	-2,806695 (t)	3
$\Delta$ SELIC	-10,29747*	4	-9,646973*	3
M1-Census	-12,20901* (t)	4	-2,782187 (t)	12
$\Delta$ M1-Census	-34,23335*	4	-3,531824*	11

NOTA: (\*) indica rejeição da hipótese nula de raiz unitária a 1%. “Lag” indica o número de defasagens utilizado na estatística de teste. (t) indica o uso de tendência determinística e intercepto na equação de teste.

Sobre a estacionariedade da taxa de inflação, e, por consequência direta, das suas expectativas, uma observação importante deve ser feita, ainda que antecipe um tanto do procedimento dos passos seguintes do capítulo. A importância dos efeitos da possível presença de raízes unitárias nas séries de inflação seria magnificada especialmente nas

seções 4.2 e 4.3. Em ambas, o uso das variáveis em nível possui justificativa. Na estimação da Curva de Phillips, a ausência de estacionariedade causaria prejuízos se não existisse uma relação de cointegração que ligasse a variável dependente com o conjunto de variáveis exógenas. Como pode ser mostrado, testes apontam inclusive para a existência de mais de um vetor de cointegração. No caso da estimação de um sistema de equações, vale a observação feita por HAMILTON (1994, páginas 651-653), ao expor opiniões sobre o uso de sistemas de equações com séries não-estacionárias, onde ele sustenta que a estimação fazendo uso das séries em diferença retira informações de longo prazo contidas nos dados<sup>1</sup>. Assim, a recomendação, a partir da confirmação da existência de um vetor de cointegração, é o uso das séries em nível.

Avaliando os demais resultados apresentados na tabela D, não resta dúvidas sobre o comportamento dinâmico do viés “*ex-post*”, ainda que a estacionariedade seja em torno de uma tendência segundo o teste PP. As variáveis *SKEW*, *MI* e *SELIC* apresentam comportamento equivalente às variáveis de inflação e expectativas. O teste ADF aceita a hipótese de raiz unitária, enquanto o teste PP aponta para a estacionariedade. Entretanto, deve-se frisar que a variável para controle da política monetária a ser utilizada é a primeira diferença da taxa SELIC. Assim, como a variável  $\Delta SELIC$  apresentou-se claramente estacionária, não temos aqui um problema para a estimação. Por outro lado, o teste Phillips-Perron mostra que são muito grandes as chances de estacionariedade da variável de assimetria e da taxa de crescimento de M1. Mais do que isto, o teste ADF aponta para estacionariedade a 10% de significância para a variável *SKEW*. Assim, as hipóteses de estacionariedade para a variação da taxa SELIC e para a medida de assimetria não parecem ser uma grande restrição para a estimação. A evidência apresentada em PASTORE (1995) sobre a existência de cointegração entre a taxa de inflação e a taxa de crescimento do estoque de moeda serve como argumentação para o resto deste trabalho.

---

<sup>1</sup> Sobre o uso de sistemas em diferença, o autor coloca: “*The drawback to this approach is that the true process may not be a VAR in differences. Some of the series may in fact have been stationary, or perhaps some linear combinations of the series are stationary, as in a cointegrated VAR. In such circumstances a VAR in differenced form is misspecified*” (página 652). Ainda na mesma seção, o autor coloca as vantagens do uso das séries em nível: “(1) *The parameters that describe the system’s dynamics are estimated consistently. (2) Even if the true model is a VAR in differences, certain functions of the parameters and hypothesis tests based on a VAR in levels have the same asymptotic distribution as would estimates based on differenced data. (...)*” (página 652).

Por outro lado, o teste sobre a série do desemprego não rejeitou a hipótese de raiz unitária. Este resultado não é o mais comum na literatura empírica (ver PORTUGAL e MADALOZZO, 2000), mesmo com o uso da transformação *logit* aplicada para variáveis limitadas entre intervalos<sup>2</sup>. É muito provável que este seja um resultado decorrente de pequenas amostras, uma vez que testes realizados com amostras significativamente maiores não sustentam este resultado. Sendo a hipótese sobre grandes amostras confirmada, torna-se impossível ser o desemprego a fonte de eventuais problemas de correlação espúria.

Desta forma, coletadas as devidas evidências através dos testes e de artigos correlacionados, algumas suposições podem ser feitas para o desenvolvimento restante do trabalho:

- A estacionariedade da inflação é um tópico secundário na análise, tendo em vista a presença de vetores de cointegração entre as variáveis envolvidas no estudo. Argumento igual, em princípio, vale para a variável *SELIC*. Todavia, como o seu uso estará restrito à primeira diferença da série, não fará muita diferença a dinâmica da série em nível.

- A eventual estacionariedade da inflação implica a estacionariedade das suas expectativas. Esta, talvez, seja a hipótese mais forte imposta. Todavia, tendo sido extraída das taxas de juros, como exposto no capítulo 1, é razoável supor que sua dinâmica seja muito semelhante à da inflação e das taxas de juros, ambas variáveis testadas em CATI, GARCIA e PERRON (1995), com resultados semelhantes.

- Comportamento semelhante deve ser atribuído à taxa de crescimento de M1: se ela for estacionária, não existe problema; a presença de raízes unitárias é compensada pela existência de cointegração com a taxa de inflação apontada por PASTORE (1995).

- O desemprego parece ser uma variável estacionária, a despeito dos resultados dos testes na amostra. O resultado é apoiado por estudos com maiores amostras na área. Desta forma, existe também a tendência de que a NAIRU não registre a presença de raízes unitárias.

---

<sup>2</sup> Detalhes sobre o comportamento do desemprego no Brasil e a aplicação de transformações para o teste de raiz unitária estão em PORTUGAL e MADALOZZO (2000).

## **4.2 ANÁLISE DAS EXPECTATIVAS**

Modelos que usam o pressuposto de racionalidade perfeita têm sido sistematicamente criticados, tanto pela força de suas hipóteses quanto por resultados demonstrados que contradizem a verificação empírica. A idéia de que os agentes econômicos possuem ampla e irrestrita visão sobre o comportamento da economia, realmente, trouxe avanços significativos para a teoria econômica, em especial no processo de seleção de equilíbrios. De toda forma, a macroeconomia moderna tem buscado alternativas em relação a esta forma de selecionar equilíbrios teóricos, através do relaxamento de suas hipóteses básicas.

As críticas sobre o uso de modelos de Expectativas Racionais têm se concentrado em dois pontos: em primeiro lugar, a sua comprovação empírica tem deixado espaços para dúvidas com relação à sua aceitação; por outro lado, as conseqüências teóricas do uso deste formato de expectativas contradizem o senso comum. Neste ponto, SARGENT (1993), já se antecipava, constatando a assimetria de informação entre o agente econômico e o economista que formula os seus modelos. O autor destaca que esta assimetria aparece em econometria, por exemplo, na impropriedade do uso de testes com processo de mudanças de regime (SARGENT, 1993, página 26). Segundo ele, se os agentes soubessem que existe a probabilidade de mudança de regime ao longo do processo, como deveriam postular modelos de expectativas racionais, o comportamento dos agentes seria significativamente diferente. Análise semelhante sobre a formação de expectativas fazem DAHL e HANSEN (2001).

Nesta seção, procuramos realizar um teste sobre a racionalidade econômica dos agentes no Brasil através de um modelo de mudança de regime. O teste padrão será decomposto de tal forma que possa ser estimado através de um modelo univariado com mudanças markovianas. Este processo de mudança de regime será fundamental para captar a alteração no comportamento dos agentes frente a eventos exógenos. Desta forma, o teste não pressupõe a racionalidade, conforme a crítica de SARGENT (1993), mas utiliza a mudança de regime para entender o comportamento dos agentes. A próxima seção explica a teoria implícita nos testes e na mensuração das expectativas aqui adotada. Em seguida, os resultados do teste são apresentados.

#### 4.2.1 ESTRUTURA TEÓRICA

Um teste de racionalidade perfeita que pode ser feito evolui, de certa forma, o procedimento trivial adotado em BAKHSHI e YATES (1998) ou em GRANT e THOMAS (1999). A idéia é simples e consiste em verificar se, em média, a inflação esperada é uma estimativa não-viesada e eficiente da inflação realizada. O teste consiste em estimar uma equação de cointegração no seguinte formato:

$$\pi_t = \alpha + \beta\pi_t^e + u_t \quad , \quad (1)$$

onde  $\pi_t$  é a inflação em  $t$ ,  $\pi_t^e$  é a inflação esperada para o momento  $t$  com a informação disponível até  $t-1$  e  $u_t$  é um ruído branco. Para que as expectativas sejam racionais, os parâmetros  $\alpha$  e  $\beta$  devem ter, respectivamente, os valores 0 e 1. Esta condição garante a ausência de viés nas expectativas. A eficiência na formação das expectativas é garantida pela ausência de autocorrelação nos resíduos da equação. O modelo tem a vantagem de considerar a possibilidade de que a taxa de inflação possua uma tendência estocástica. Assim, um teste de cointegração deve resultar, além da ausência de autocorrelação, em resíduos estacionários.

Note-se que a equação pode, ainda, apresentar o seguinte formato:

$$\text{Erro}(t) = \pi_t - \pi_t^e = \alpha + u_t \quad (2)$$

Este formato pressupõe que o valor de  $\beta$  seja igual à unidade. Fazendo esta suposição, temos que os resíduos compõem elemento fundamental do erro de previsão da inflação, mais um termo de nível, expresso por  $\alpha$ . Assim, o erro de previsão da taxa de inflação pode ser visto como um ruído branco com constante. Nos termos colocados por DAHL e HANSEN (2001), a expressão acima define o viés “*ex-post*”, visto no contexto de derivação da Curva de Phillips do capítulo 2, onde o termo  $\alpha$  expressa a probabilidade que os agentes atribuem para a mudança de regime entre  $t-1$  e  $t$ .

Este formato, que isola o viés “*ex-post*” da previsão dos agentes, é mais interessante para os propósitos do trabalho, pois uma representação AR estacionária do erro de previsão da inflação passa a representar o comportamento de longo prazo do erro. Pode parecer um conflito entre teoria e verificação empírica postular a presença de expectativas racionais em um modelo onde o erro de previsão pode ser sistematizado, uma vez que a hipótese clássica sob expectativas racionais consiste em caracterizá-lo como um



ruído branco de média zero e variância constante. Sob as hipóteses tradicionais, eventuais erros dos agentes na previsão da taxa de inflação ocorrem ocasionalmente, sendo, assim, não sistemáticos. Entretanto, a estimação de uma equação autorregressiva implica, após sucessivas iterações, uma convergência para a média do processo. Suponha um processo do tipo AR(1) para a variável  $Erro(t)$ , com uma primeira iteração em relação a  $Erro(t-1)$ :

$$\begin{aligned} Erro(t) &= \alpha + \theta_1 Erro(t-1) + u_t \\ Erro(t) &= \alpha + \theta_1 (\alpha + \theta_1 Erro(t-2) + u_{t-1}) + u_t \end{aligned} \quad (3)$$

Iterando sucessivamente o componente autorregressivo, temos:

$$\begin{aligned} Erro(t) &= \alpha + \theta_1 \alpha + \theta_1^2 \alpha + \theta_1^3 \alpha + \dots + u_t + \theta_1 u_{t-1} + \theta_1^2 u_{t-2} + \dots \\ Erro(t) &= \frac{\alpha}{1 - \theta_1} + \frac{u_t}{1 - \theta_1} \end{aligned} \quad (4)$$

O último passo é, portanto, decorrente da presença de uma progressão geométrica de razão  $\theta_1$ . Para modelos AR(p), a redução para a média implica no acréscimo, dentro do denominador, dos coeficientes estimados. Assim, a equação estimada, com um AR parcimonioso, pode ser reduzida a um passeio aleatório com média. A noção aqui passa a ser a seguinte: o viés “*ex-post*” no presente até pode ser autocorrelacionado com o viés “*ex-post*” observado anteriormente, em algumas defasagens. Todavia, a soma dos coeficientes autorregressivos deve ser tal que o seu valor absoluto seja menor que a unidade. Assim, no longo prazo, o valor da constante, descontado dos efeitos de curto prazo, representa a média do viés do erro de previsão.

Mais uma vantagem do uso do viés “*ex-post*” pode ser percebida do ponto de vista estatístico: a variável composta é estacionária, independentemente das hipóteses feitas sobre o processo gerador dos dados da inflação. Se a hipótese do “*random walk*” da variação da inflação for verdadeira, a diferença entre duas séries cointegradas resulta em um resíduo estacionário. Por outro lado, se a inflação for efetivamente estacionária, a diferença em relação às expectativas naturalmente gera uma variável I(0).

#### 4.2.2 APLICAÇÃO DO TESTE

Antes da estimação do modelo, é necessário fazer algumas considerações a respeito da série calculada para a variável  $EXPEC$ . Três distorções importantes em relação à verdadeira evolução das expectativas devem ser consideradas: (i) a presença de um prêmio de risco para inflação em títulos pré-fixados; (ii) a garantia de manutenção da política

monetária no período; e (iii) a composição das taxas para apuração do “*spread*”. Os prêmios pagos por aplicações pré-fixadas incluem, normalmente, uma remuneração extra ao investidor decorrente da incerteza gerada por maiores taxas de inflação no período. Assim, espera-se que, quanto maior a taxa de inflação, maior será o prêmio de risco a ser pago.

Outra possível distorção é a validade da hipótese de que a expectativa de política monetária dentro do mês é efetivamente cumprida pela autoridade monetária. Esta condição é crucial na decomposição das taxas de juros, pois ela garante que  $E(r_t) = r_t$ , possibilitando assim a exatidão do “*spread*” como medida de expectativa de inflação. A correção deste problema será aplicada na estimação dos testes de racionalidade. A inclusão de variáveis de controle para este fenômeno possibilita evitar erros significativos para a análise.

O terceiro fator de distorção é o cálculo das expectativas como sendo a diferença simples entre as remunerações de CDB’s disponibilizadas pelo Banco Central. Em períodos de inflação baixa, o componente que multiplica a variação dos preços pela taxa real acordada ( $\pi_t \cdot r_t$ ) é reduzido para valores próximos de zero. O mesmo não pode ser dito em períodos de inflação elevada. Assim, é importante o cuidado da composição das taxas de juros, em vez da simples diferença para calcular as expectativas.

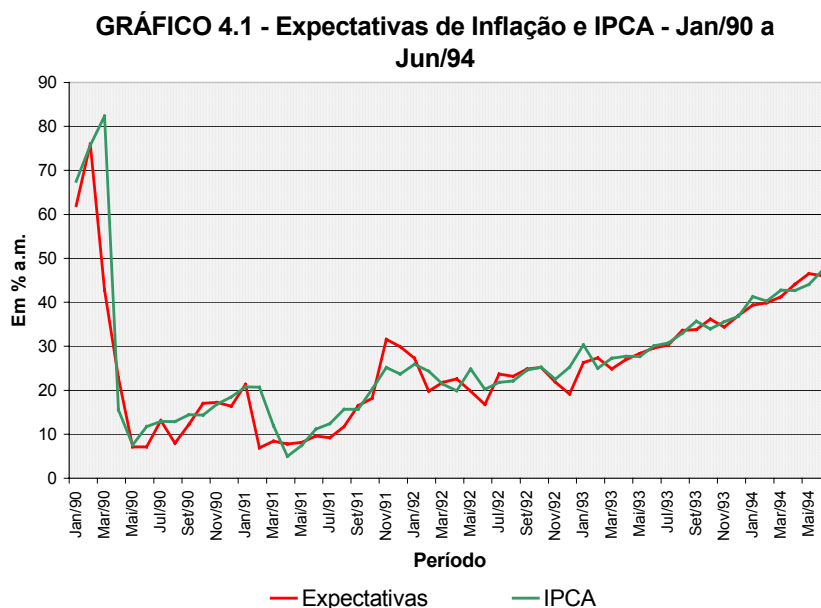
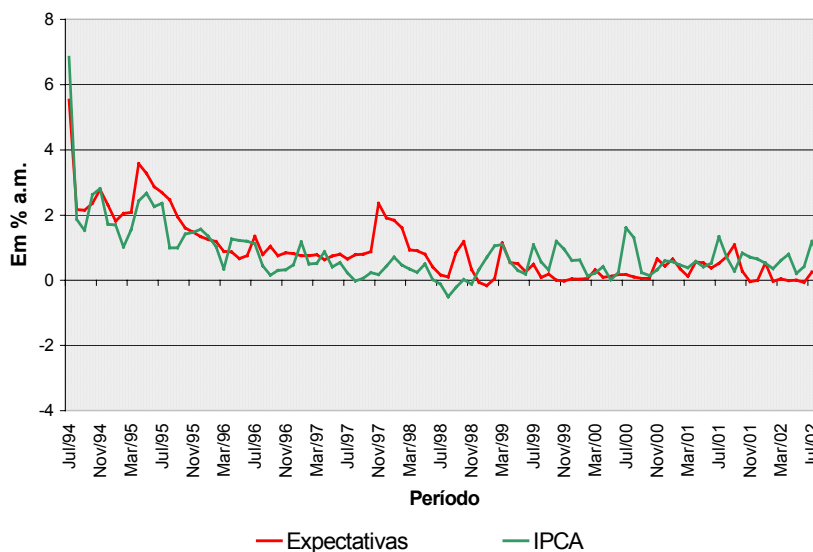


GRÁFICO 4.2 - Expectativas de Inflação e IPCA - Jul/02 a Ago/02



Avaliando através de amostras parciais, como proposto pelos gráficos 4.1 e 4.2, confirma-se aparentemente a impressão de inexistência de viés decorrente de prêmio de risco pela inflação elevada, uma vez que a expectativa medida caminha junto com a taxa de inflação do período. Por outro lado, no período pós-Real, o “*spread*” apresenta uma clara tendência decrescente, mostrando sistematicamente valores inferiores à taxa de inflação a partir de janeiro de 1999. É interessante verificar que o IPCA tende a ficar localizado em níveis abaixo das expectativas em períodos de forte desvalorização cambial (janeiro de 1999 e julho de 2001).

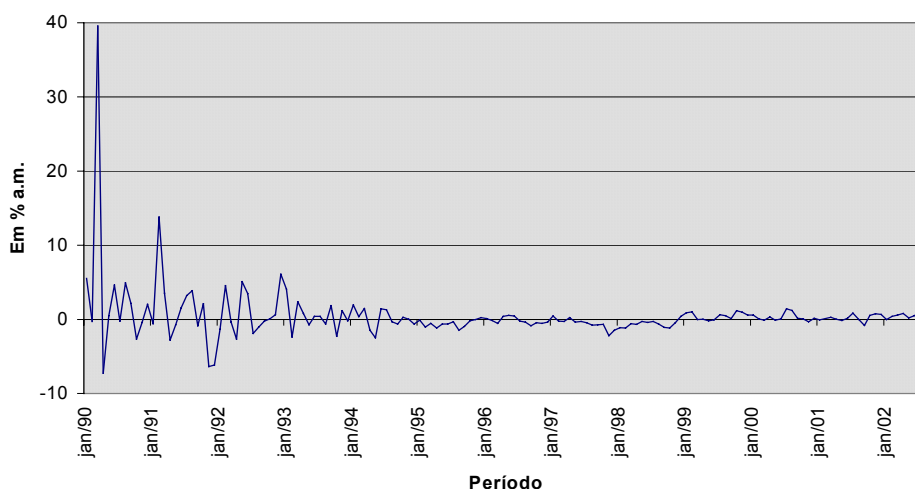
Segundo BERNANKE *et alii* (1999), uma hipótese interessante sobre regimes de “*inflation targeting*” pode ser confirmada ao verificar uma acomodação das expectativas sobre a inflação futura. Os autores constatam que a implantação de regimes de metas de inflação em diferentes países, mais do que controlar a própria inflação, torna-se fator fundamental na formação de expectativas futuras. A queda da inflação esperada ao longo do tempo pode ser justificada por ganhos de credibilidade ou pela melhor compreensão dos objetivos de política econômica a partir de julho de 1994. Por esta hipótese, o Plano Real trouxe, mais do que o controle das taxas de inflação, um choque definitivo na percepção dos agentes sobre a economia.

Conforme exposto no item 4.1.1, a análise do comportamento das expectativas será feita através do viés “*ex-post*”. A variável *Erro* foi composta com quatro índices de preço:

o Índice Geral de Preços, Disponibilidade Interna (IGP-DI) e Índice Geral de Preços, Mercado (IGP-M), da Fundação Getúlio Vargas e o Índice de Preços ao Consumidor Ampliado (IPCA) e Índice Nacional de Preços ao Consumidos (INPC) do IBGE. Em todas as composições as expectativas mensuradas tiveram comportamento semelhante.

Neste trabalho, apenas a variação em relação ao IPCA será utilizada. Basicamente, dois motivos justificam o uso exclusivo do IPCA: em primeiro lugar, é o índice considerado como meta de política monetária para o regime de metas de inflação, estabelecido em 1999; em segundo lugar, qualitativamente os resultados são pouco sensíveis em relação ao índice de preços que compõe o viés posterior. O anexo A traz algumas considerações sobre o índice e o método utilizado para correção de problemas na apresentação dos dados do IPCA. O gráfico 4.3 mostra a evolução no tempo da série composta pelo IPCA.

**GRÁFICO 4.3 - Viés "Ex-Post" em Relação ao IPCA - Jan/90 a Ago/02**



O procedimento padrão para modelos univariados passa pela avaliação da presença de raízes unitárias nas variáveis utilizadas. Conforme exposto no item 4.1, não existem motivos para dúvidas quanto a estacionariedade do viés "ex-post": ambos os testes realizados apontam para a estacionariedade da variável. Resta questionar se a representação é razoável nos termos dos testes básicos realizados por BAKHSHI e YATES (1998) e em GRANT e THOMAS (1999). A tabela E traz os resultados do teste de cointegração entre inflação e a medida de expectativas. O VAR estimado de melhor critério de informação apresentou apenas uma defasagem.

**TABELA E – Teste de Cointegração: IPCA e Expectativas – Método de Johansen**

Autovalor	Razão de Verossimilhança	Valor Crítico a 5%	Valor Crítico a 1%	Número de Vetores de Cointegração
0.408681	104,9192	15,41	20,04	Nenhum **
0.159755	26,10927	3,76	6,65	No máximo 1 **

NOTA: (\*\*) indica rejeição da hipótese nula de N vetores de cointegração a 1%. VAR estimado com uma defasagem.

O vetor de cointegração normalizado estimado possui o seguinte formato:

$$\text{IPCA} = 1,018560 \text{ SPREAD} + 0,254051 \\ (0,01586)$$

Um teste simples efetuado através do desvio-padrão estimado não rejeita a hipótese de que o coeficiente de inclinação seja igual à unidade. Ainda assim, a constante estimada é significativa na equação. Este é um primeiro sinal de desvios na racionalidade perfeita: as expectativas tendem a subestimar sistematicamente a taxa de inflação. Note-se que este desvio não implica ausência de estacionariedade, pois o viés posterior pode ser estacionário em um patamar determinado pela constante do vetor de cointegração.

A estimação de um modelo linear univariado levou em conta o correlograma da variável. O modelo escolhido foi um AR(1), que não apresentou autocorrelação residual, sendo preferido, desta forma, a um AR(6) que, apesar de ter critérios de informação mais satisfatórios, apresentou o problema nos resíduos. Os resultados da estimativa e outras estatísticas importantes do modelo linear encontram-se no anexo B. O termo autorregressivo não apresentou significância estatística, tal como a constante estimada. Como uma consequência, o  $R^2$  apresentou valor muito baixo e a estatística  $F$  de significância dos parâmetros não rejeita a hipótese de ambos componentes serem indiferentes de zero. Esta pode ser considerada uma evidência em favor da racionalidade perfeita dos agentes, pois, com o acerto sistemático das previsões sobre a inflação futura, o erro de previsão torna-se próximo de um ruído branco. O modelo apresenta resíduos tipo ARCH apenas na décima primeira ordem. Destaca-se também que a representação pode ser considerada estacionária, pois o teste de Wald rejeita a hipótese nula de que o coeficiente autorregressivo seja igual à unidade.

O modelo com regime único deve ser avaliado com respeito à existência de regimes alternativos. Alguns procedimentos são tradicionais na avaliação deste fenômeno. Um deles é a distribuição da variável estudada: a proximidade de uma distribuição gaussiana implica a existência de um único regime, enquanto que a presença de uma distribuição

bimodal, ou mesmo de caudas grossas (ver sobre isto HAMILTON, 1994, página 687), acaba demonstrando sinais da existência de mais de um regime. Pela tabela F, de estatística descritiva da variável, o teste Jarque-Bera está longe de configurar uma distribuição normal para os dados. O coeficiente de assimetria justifica este comportamento.

**TABELA F – Estatística Descritiva – Viés “Ex-Post”**

Média	0.460734	Mediana	-0.022393	Máximo	39.58131
Desvio-Padrão	3.827322	Assimetria	7.312726	Mínimo	-7.290335
Variância	14.64839	Curtose	74.12512		
Jarque-Bera	33393.68		Prob.	0.000000	

Um segundo recurso utilizado para verificar a presença de diferentes regimes nos dados são os testes de estabilidade. É trivial e dispensável mostrar que o teste de Chow aponta para a existência de uma quebra estrutural em julho de 1994. Entretanto, outros testes podem fornecer alguma intuição interessante. O teste RESET rejeita a hipótese nula de especificação correta do modelo a 10% com a inclusão um termo não-linear. Ainda assim, note que a melhora no critério de informação de Akaike é apenas marginal.

O último teste, porém não menos fundamental, especifica a evolução e a variância dos parâmetros estimados em estimações recursivas. A tabela G abaixo mostra a variância dos coeficientes estimados ao longo do processo de estimação recursiva. Como se pode notar, a constante apresentou a maior mudança ao longo das estimações. Mais do que isto, o intervalo gerado, dependendo do período de análise em questão, pode ser considerado bastante amplo<sup>3</sup>.

**TABELA G – Variância dos Coeficientes Estimados Recursivamente**

Coeficiente	Variância	Desvio-Padrão
C	7,125225904	2,669311878
AR(1)	0,008979313	0,094759237

NOTA: Cálculo da variância e desvio-padrão dos coeficientes estimados recursivamente dentro do processo ARIMA (1,0,0). A amostra começa com a estimação em abril de 1990, perfazendo um total de 149 observações.

As evidências coletadas permitem aferir que é provável que o processo dinâmico esteja bem estimado. Todavia, o elevado intervalo de confiança estimado para a constante, em conjunto com a evidência gerada pelo teste RESET, leva a crer que captar não-

<sup>3</sup> Considerando o intervalo gerado por duas vezes o desvio-padrão amostral, pode-se afirmar que, ao longo de todo período, a constante esteve entre o intervalo de -5,77 e 4,90. Um intervalo deste tamanho, no curto prazo, para analisar a inflação esperada a partir do Plano Real acaba sendo uma aproximação bastante inverossímil da realidade.

linearidades no modelo pode ser uma boa alternativa para incrementar a capacidade de explicação dos dados sobre o viés “*ex-post*”. Resta, então, testar ainda se o modelo a ser adotado é preferível a formulação próxima do passeio aleatório verificado no modelo linear.

#### 4.2.3 UMA REPRESENTAÇÃO DO VIÉS “EX-POST” POR MUDANÇAS DE MARKOV

A estimação da equação do viés “*ex-post*” abrindo a possibilidade de mudanças de regime irá apresentar aqui um único formato, onde a média, os termos autorregressivos e a variância do processo estocástico serão passíveis de mudanças em torno de três regimes<sup>4</sup>. Desta forma, o modelo tem o seguinte formato:

$$\begin{aligned}
 \text{Erro}(t) &= \mu_{S_t} + \sum_{i=0}^k \theta_{i,S_t} \text{Erro}(t-i) + u_{S_t} \\
 \mu_{S_t} &= \mu_1 S_{1t} + \mu_2 S_{2t} + \mu_3 S_{3t} \\
 \theta_{S_t} &= \theta_1 S_{1t} + \theta_2 S_{2t} + \theta_3 S_{3t} \\
 S_{jt} &= 1 \Leftrightarrow S_t = j \\
 S_{jt} &= 0, \text{ c.c.} \\
 j &= 1, 2, 3 \\
 \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \end{pmatrix} &\sim N \left( 0, \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_3^2 \end{bmatrix} \right)
 \end{aligned} \tag{5}$$

Buscando determinar o número mais adequado de regimes para a estimação, foi utilizado o teste J de DAVIDSON e MACKINNON (1981). O teste busca contrastar o poder de explicação de diferentes modelos através dos valores previstos para dentro da amostra. Assim, uma regressão linear simples tendo como variável endógena a variável prevista e como variáveis explicativas duas previsões de diferentes modelos permite constatar qual o modelo faz o melhor ajuste dos dados. Os modelos utilizados no teste estão listados na tabela H. Os modelos foram selecionados de forma a verificar a consistência de três componentes fundamentais: dinâmica autorregressiva, número de regimes e “*dummies*” para planos econômicos. Também é informado na tabela o valor

---

<sup>4</sup> Modelos menos complexos, com mudanças em apenas alguns componentes (média ou variância), foram testados sem sucesso no ajuste aos dados. É bastante provável que a presença de mudanças nos termos AR tenha sido o principal motivo de rejeição dos modelos alternativos pelo problema de autocorrelação residual.

estimado para os critérios de informação mais tradicionais (Akaike e Schwarz).

A justificativa para o uso de variáveis binárias está na violação da condição de manutenção da política monetária ao longo do período coberto pelos CDBs. É trivial sustentar que haveria um erro na previsão de inflação diante da implantação de um processo abrupto de desinflação. Argumentos em contrário podem dizer que, sob regimes de hiperinflação, os agentes racionalmente atribuem probabilidade positiva para um choque sobre a economia. Entretanto, o erro de previsão acaba se constituindo, tal como no viés “*ex-post*”, na probabilidade de não-ocorrência do evento de choque. Duas variáveis foram adotadas para fins de teste: uma cobrindo o período de congelamento de preços do Plano Collor II (fevereiro a junho de 1991) e uma nos meses posteriores à mudança de moeda para o Real (julho de 1994). Ambas as “*dummies*” são variáveis que possuem valor um para o espaço de tempo compreendido pelo evento.

**TABELA H – Relação de Modelos Testados Através dos Critérios de Informação**

Modelo	Estrutura	“ <i>Dummies</i> ”	AIC	SIC
Linear	AR(1)	-	5,5397	5,5996
MS(2)AR(1)	AR(1)	-	3,3806	3,5404
MS(2)AR(1)-d	AR(1)	Plano Collor II e no Plano Real	3,4229	3,6627
MS(2)AR(1)-d1	AR(1)	Plano Collor II	3,4034	3,6032
MS(2)AR(5)	AR(5)	-	2,8929	3,2184
MS(2)AR(5)-d	AR(5)	Plano Collor II e no Plano Real	2,8870	3,2939
MS(2)AR(5)-d1	AR(5)	Plano Collor II	2,8600	3,2262
MS(3)AR(5)	AR(5)	-	2,8475	3,3967
MS(3)AR(5)-d	AR(5)	Plano Collor II e no Plano Real	2,9240	3,5953
MS(3)AR(5)-d1	AR(5)	Plano Collor II	2,7376	3,3479

NOTA: Todos os modelos incluíram constante na estimação. Valores em vermelho nas colunas “AIC” e “SIC” mostram os modelos selecionados através de critérios de informação. “MS” denota modelos com mudanças markovianas. “AR” mostra componentes autorregressivos. “AIC” – “Akaike Information Criterion”. “SIC” – “Schwarz Information Criterion”.

É interessante notar que os critérios de informação apontam para resultados distintos na seleção de modelos: enquanto o critério SIC aponta para o modelo MS(2)AR(5)<sup>5</sup>, o critério de Akaike mostra superioridade do modelo MS(3)AR(5)-d1. Entretanto, algumas considerações devem ser feitas sobre este resultado. A primeira, de fundamental importância, é a rejeição do número baixo de defasagens para explicar a

<sup>5</sup> A nomenclatura aplicada aos modelos segue a estrutura proposta por KROLZIG (1998): “MS(x)AR(y)” mostra que o modelo em questão é um Markov-Switching com “x” regimes e estrutura autorregressiva com “y” defasagens. “d” discrimina o uso de “*dummies*” nos Planos Collor II e Real, enquanto que “d1” mostra o uso de “*dummies*” apenas no Plano Collor II.



persistência do viés “*ex-post*”. Os melhores modelos em termos de dinâmica apontaram para modelos autorregressivos de ordem cinco. No que diz respeito ao uso de “*dummies*”, os critérios divergem no seu processo de escolha. Entre os modelos testados, aqueles com “*dummies*” tendem a ser preteridos em relação aos modelos autorregressivos simples. Entretanto, este resultado perde alguma robustez com um controle mais elaborado das variáveis incluídas.

Este é um resultado interessante, pois reflete a insignificância da “*dummy*” que aponta para o período de implantação do Plano Real. Na grande maioria dos modelos estimados para comparação, a variável binária referente ao Plano Real se mostrou sempre indiferente de zero a 5% de significância. É possível que esta resposta das estimações seja consequência da antecipação das medidas de implantação do Plano Real pelas autoridades monetárias. Desta forma, não houve a surpresa dos agentes com a implantação da nova moeda.

Os resultados da tabela I reportam os testes de alguns modelos contendo melhor seleção de variáveis de controle. Como se pode verificar, modelos lineares ou de especificações dinâmicas mais simples são sempre rejeitados em favor de modelos mais complexos. Um modelo que apresentou resultados interessantes foi o MS(3)AR(5), ao superar o seu equivalente com uma variável controlando o congelamento do Plano Collor II. Entretanto, este resultado é inconsistente com a análise através de critérios de informação contida na tabela H. Mais ainda, o critério de informação de Akaike acaba apontando para um modelo com bom poder de explicação e excelente ajuste aos dados, conforme será visto a seguir. A tabela com os resultados de todos os modelos encontra-se no anexo B.

A estimação do modelo com mudanças markovianas e apenas uma variável de controle (congelamento de preços do Plano Collor II) apresentou os resultados que aparecem na tabela J<sup>6</sup>. Os testes apontam para a rejeição do modelo linear em favor do modelo com mudança de regime. O teste de DAVIES (1977), padrão para confirmação da presença de mais de um regime, mostra a grande aceitação do modelo markoviano. Além

---

<sup>6</sup> A partir deste ponto, todas as computações de modelos com mudanças markovianas são feitas através do pacote MS-VAR 1.30, escrito por Hans-Martin Krolzig para uso mediante citação no software Ox 3.00, desenvolvido por Jurgen Doornik.

disso, todos critérios de informação também apontam para a superioridade do modelo estimado sobre o equivalente linear. O anexo B apresenta as estatísticas de teste sobre os resíduos do modelo.

**TABELA I – Teste J – Número de Regimes**

Teste	Valor Estimado	Estatística $t$	Escolha
Linear vs. MS(2)AR(1)-d1	0,636933	3,869482	MS(2)AR(1)-d1
Linear vs. MS(3)AR(5)-d1	1,016563	17,03038	MS(3)AR(5)-d1
MS(2)AR(1)-d1 vs. MS(2)AR(5)-d1	0,975699	10,78761	MS(2)AR(5)-d1
MS(2)AR(1)-d1 vs. MS(3)AR(5)-d1	0,994653	16,22412	MS(3)AR(5)-d1
MS(2)AR(5) vs. MS(3)AR(5)	1,078637	18,15003	MS(3)AR(5)
MS(2)AR(5) vs. MS(3)AR(5)-d1	1,017146	14,79181	MS(3)AR(5)-d1
MS(3)AR(5) vs. MS(3)AR(5)-d1	0,514212*	8,719056*	MS(3)AR(5)

NOTA: Teste J de DAVIDSON e MACKINNON (1981). “Teste” reporta os modelos confrontados, com o primeiro modelo constituindo a hipótese nula, o segundo a alternativa. “Valor Estimado” mostra a estimativa do coeficiente do modelo alternativo na equação de teste. “Estatística  $t$  informa a significância do parâmetro estimado no teste. (\*) frisa a escolha do modelo da hipótese nula. “Escolha” mostra o modelo preferível pelo teste realizado.

Os resíduos não apresentam sinais de autocorrelação, firmando assim o bom ajuste do modelo aos dados. Este é um comportamento não verificado em modelos com apenas dois regimes. Desta forma, modelos com maior parcimônia pecam na capacidade de ajuste aos dados disponíveis. Ainda sobre a estrutura do modelo, destaca-se a distância do valor da soma do processo AR da unidade em relação aos termos significativos a 5%, aceitando, então, a hipótese levantada por PERRON (1990) sobre a estacionariedade de séries com diferentes médias no tempo. Segundo este autor, testes para captar a presença de raízes unitárias em séries com diferentes médias possuem baixa capacidade de aceitação da hipótese alternativa de estacionariedade.

A análise de sensibilidade do modelo, entretanto, capta alguns problemas remanescentes. A formulação com três regimes na variância, por exemplo, não foi suficiente para eliminar a presença de resíduos tipo ARCH de primeira ordem a 5% de significância. O teste é realizado com os resíduos gerados pelas probabilidades alisadas, buscando, na linha de GARCIA e PERRON (1996), captar a presença de alterações na variância que sejam dependentes do regime corrente. Para contrastar, seguindo o procedimento de KIM e NELSON (2000), não foram encontradas evidências de resíduos tipo ARCH com o teste realizado com os resíduos padronizados.

Ainda que o ajuste dos dados tenha sido satisfatório, o modelo ainda apresenta

problemas na caracterização do processo em si. A presença de significativa correlação de primeira ordem no erro de previsão não deixa de ser um sinal da falta de capacidade preditiva do modelo sem o auxílio de componentes adicionais exógenos à estrutura proposta.

**TABELA J** – Estimativa do Modelo com Mudanças de Regime – MS(3)AR(5)-d1

Variável	Coefficiente	Std. Error	t-Statistic
Regime 1 – Standard Error: 0,13019			
C (Regime 1)	-0,6891	0,0507	-13,5952
AR(1)	0,6424	0,0150	42,8139
AR(2)	-0,5132	0,0136	-37,7882
AR(3)	0,0168	0,0169	0,9939
AR(4)	-0,1302	0,0134	-9,7302
AR(5)	0,0359	0,0191	1,8803
Collor II	-0,6891	0,0507	-13,5952
Regime 2 – Standard Error: 0,48182			
C (Regime 2)	-0,0185	0,0495	-0,3745
AR(1)	0,5845	0,0861	6,7882
AR(2)	-0,0248	0,0818	-0,3026
AR(3)	0,0897	0,0198	4,5379
AR(4)	-0,0540	0,0167	-3,2403
AR(5)	0,1194	0,0151	7,9072
Collor II	-4,3723	94,9852	-0,0460
Regime 3 – Standard Error: 2,1882			
C (Regime 3)	1,5081	0,4551	3,3136
AR(1)	-0,4969	0,1424	-3,4896
AR(2)	-0,0990	0,1790	-0,5532
AR(3)	-0,2933	0,1541	-1,9037
AR(4)	-0,1276	0,1615	-0,7898
AR(5)	-0,1270	0,1213	-1,0462
Collor II	10,5075	1,8273	5,7504
Comparação com o Modelo Linear:			
no. Obs. per eq.:	147	in the system:	146
no. Parameters:	30	linear system:	8
no. Restrictions:	16		
no. Nuisance p.:	6		
log-likelihood:	-171,2123	linear system :	-292,5500
AIC criterion:	2,7376	linear system :	4,0891
HQ criterion:	2,9856	linear system :	4,1552
SC criterion:	3,3479	linear system :	4,2519
LR linearity test:	242,6753	Chi(16)=[0.0000] **	Chi(22)=[0.0000] **
DAVIES =	[0.0000] **		

Entretanto, mais importante que a previsão da variável é a caracterização do processo. Como o gráfico 4.4 mostra, os regimes 2 e 3 determinam a existência de processos de baixa e alta inflação, respectivamente. O regime 2 é caracterizado por baixa variância do erro de previsão, inexistência de erros sistemáticos (uma vez que a constante é

indiferente de zero) e alta persistência do viés posterior em relação aos demais regimes. O regime 3 aparenta ser de sistemática subestimação da inflação do mês (normal para períodos de inflação muito alta) e semelhante persistência do viés posterior na comparação com o regime 2. Já o regime 1 captou com detalhes dois picos, localizados entre abril e junho de 1991 e julho e agosto de 1994. Em ambos os casos, os períodos conferem com expectativas de inflação muito superiores às efetivamente realizadas, seja pela expectativa de fim do congelamento de preços no primeiro pico ou pela incredulidade quanto ao funcionamento do plano de estabilização implantado em julho de 1994.

É interessante notar, voltando para a tabela de resultados, a forma como o regime 1 se manifesta: possui uma persistência bastante baixa, com um erro sistemático bastante significativo. Ou seja, é provável que os agentes sofram perdas bastante duras por permanecer em um erro de superestimação da taxa de inflação. Neste ponto, BONOMO, CARRASCO e MOREIRA (2000) já haviam derivado um modelo no qual os agentes são penalizados em processos de desinflação bruscos. O que o modelo dos autores não prevê é a penalização dos agentes também por esperar taxas de inflação mais elevadas em um ambiente de inflação com trajetória já ascendente. O teste J já havia determinado que o modelo com três regimes possuía uma quantidade maior de informação explicada que o seu equivalente de dois regimes. É possível que esta caracterização responda por boa parte dos ganhos atribuídos no modelo mais completo.

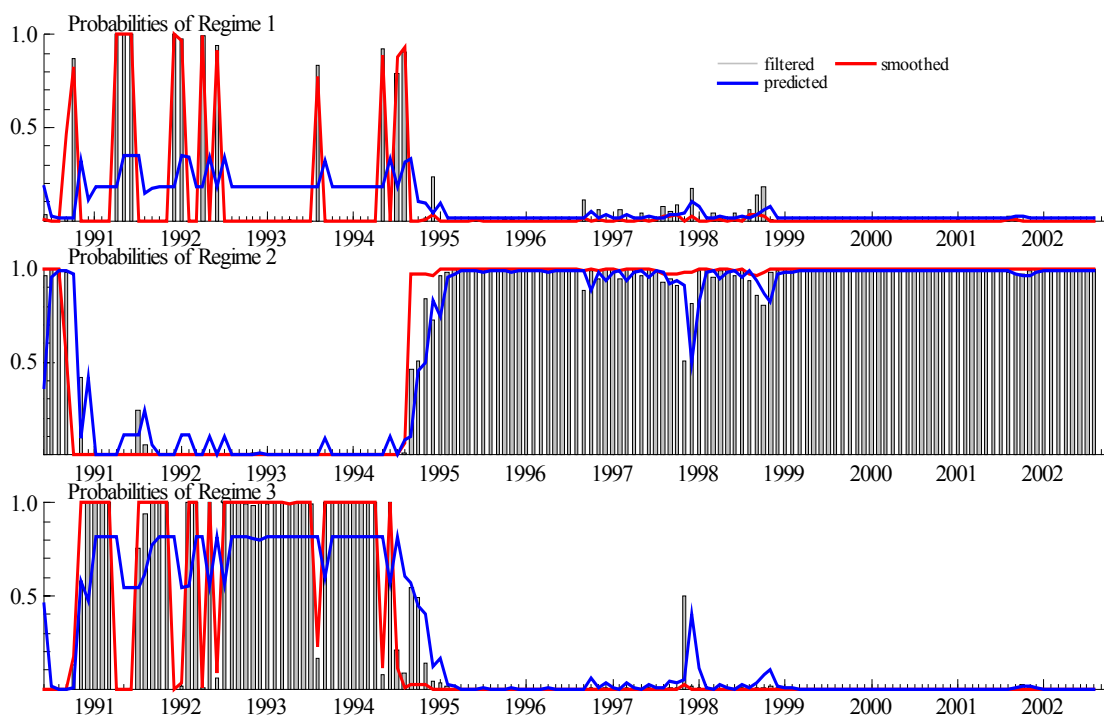
Mais um ponto que caracteriza o regime 1 é a sua durabilidade. A matriz de transição de regimes é dada por:

$$P = \begin{bmatrix} 0,3463 & 0,1042 & 0,5496 \\ 0,01159 & 0,9884 & 9,540 E - 11 \\ 0,1846 & 2,062 E - 5 & 0,8154 \end{bmatrix}$$

Como se pode notar, a maior probabilidade, a partir do momento que se entra neste “regime de crise”, é da percepção dos agentes se encaminhar para o regime 3, de maior variância e alto erro de previsão. Fica difícil, assim, especular sobre a possibilidade de existência de algum efeito de aprendizagem dos agentes durante as crises. Aparentemente, os agentes tentariam compensar o erro realizado com outro erro, agora na direção inversa. Ainda sobre a matriz, verifica-se que a probabilidade de estar no regime 1 e nele permanecer é a menor calculada, resultando em uma durabilidade de, aproximadamente, 1 mês e meio, contra uma probabilidade de 86 meses e meio de permanecer no regime 2

dado que já se estava neste. Este resultado é decorrência direta dos pontos no tempo onde se manifestaram os regimes: o regime 1 sempre foi seguido por seqüências de tempo do regime de alta inflação. A única exceção no regime 1 é o período entre julho e agosto de 1994, quando a economia entrou na sua fase de permanente baixa inflação.

**GRÁFICO 4.4 – Probabilidades Estimadas – MS(3)AR(5)-d1**

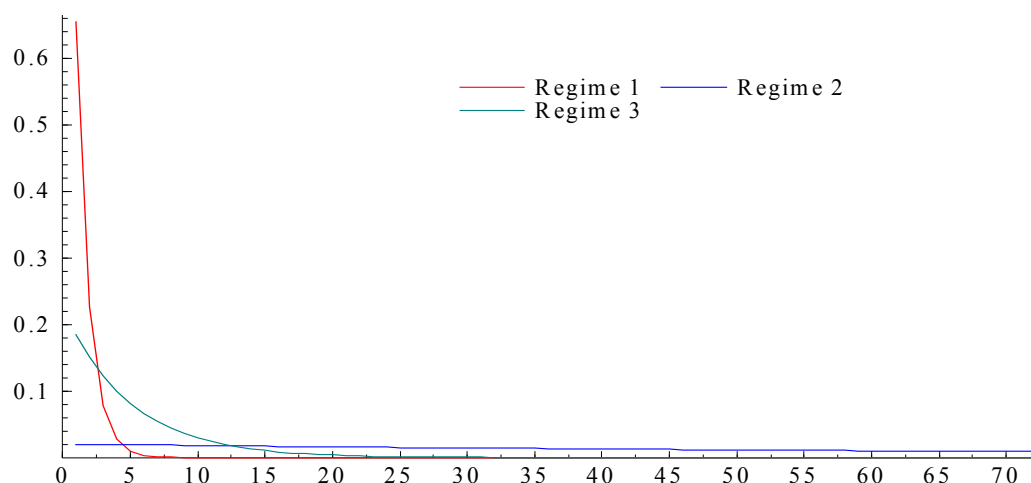


Os gráficos 4.5 e 4.6 mostram as probabilidades de duração dos regimes. No gráfico 4.5, a probabilidade expressa é incondicional ao estado anterior. O eixo horizontal mostra o período de permanência em um mesmo regime. Isto justifica o fato da soma das probabilidades em cada ponto do tempo serem menores que a unidade. Apesar de ter duração garantida de um mês e meio, a probabilidade de permanência no regime 1 caiu dramaticamente como a curva mostra. Os outros dois regimes apresentam um comportamento mais estável neste sentido, confirmando a hipótese de que a diferenciação inicial de dois regimes só servia, em síntese, para separar os processos de alta e baixa inflação. A necessidade de um terceiro regime era realmente muito grande para a explicação dos dados.

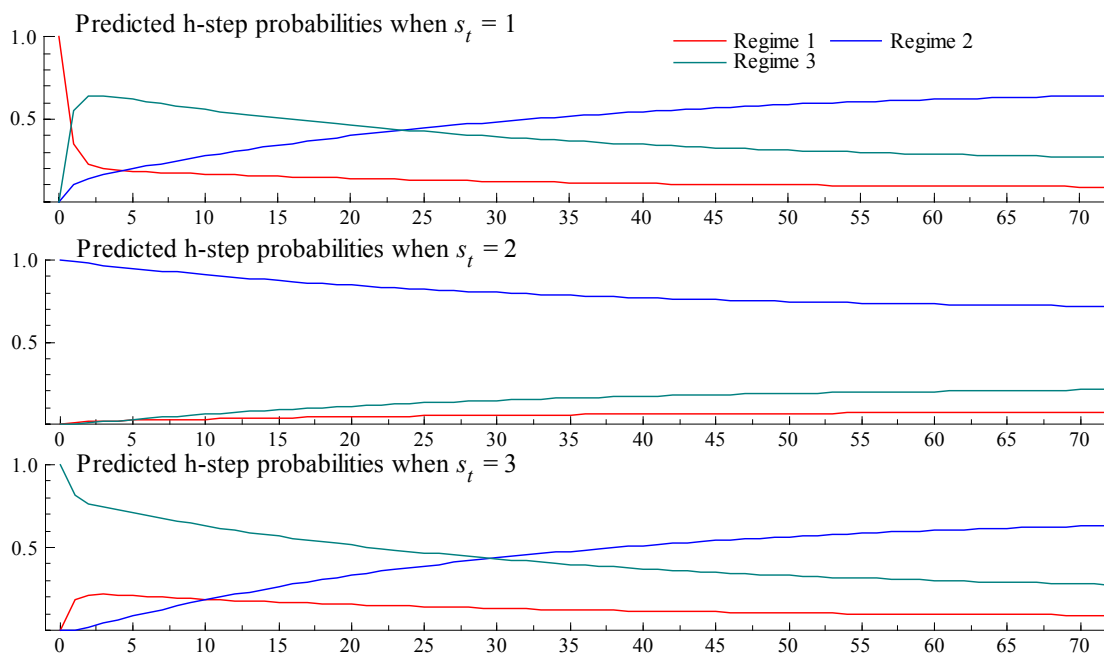
Por outro lado, o gráfico 4.6 mostra a estimativa de transição ou permanência em um regime, dado que no período anterior a economia se encontrava em determinado estado, passando uma noção de trajetória entre estados ao longo do tempo. Desta forma, a

entrada da economia no regime 1 tende a, no curto prazo, provocar uma passagem para um estado de alta inflação. Deve-se notar que, no longo prazo, a estadia em um regime de alta inflação tende a mudar para um regime mais estável, de menor volatilidade e maior previsibilidade do comportamento da economia. Conforme a máxima desenvolvida no estudo de casos crônicos de inflação, parece que inclusive pelo lado das expectativas “toda a hiperinflação possui um fim em si mesmo”.

**GRÁFICO 4.5 – Probabilidades de Duração dos Regimes – MS(3)AR(5)-d1**



**GRÁFICO 4.6 – Probabilidades de Duração Condicional ao Regime Anterior – MS(3)AR(5)-d1**



#### 4.2.4 EXPECTATIVAS E A CURVA DE PHILLIPS

Dada esta representação do comportamento dos agentes diante da inflação, alguns pontos devem ser levados em conta em estimações de Curvas de Phillips para o Brasil:

1. A percepção sobre a economia brasileira por parte dos agentes transita entre estados bem definidos para fins de análise. Estes estados são caracterizados pela volatilidade da inflação no período e pela persistência do comportamento dos agentes no tempo.

2. A transição entre estados da economia também tem características bastante próprias, relacionadas com o ambiente de política econômica sob a qual a economia está inserida. Períodos de confusão dos agentes podem levar tanto para fases de crise extrema como para fases de calma. Desta forma, a ação do governo em expor claramente a política econômica exerce papel fundamental na determinação das expectativas dos agentes.

3. A estimação de funções do tipo da Curva de Phillips deve considerar a ausência de linearidade do comportamento dos agentes. Esta ausência de linearidade abre possibilidades infinitas para a estimação da NAIRU e, conseqüentemente, diferentes dinâmicas do processo devem ser levadas em conta na análise. FERRI, GREENBERG e DAY (2001) chamam a atenção que formas não-lineares, manifestadas como mudanças de regimes, podem atingir a estimação da curva de três formas: na relação entre expectativas e inflação (a rigidez nominal de preços), na relação entre inflação e o excesso de demanda e na relação entre inflação e os fatores exógenos ao modelo.

Aqui, não pretendemos entrar na linha proposta por FERRI *et alli* (2001), que propõem um modelo de curva com transição entre regimes determinada por um limiar (“*threshold*”). A forma de modelo proposta para dinâmica endógena entre regimes (SETAR) parece ser bastante limitada ao propor um patamar fixo para a transição. Por outro lado, os modelos com mudanças markovianas incorporam a informação disponível para atualizar o valor do limiar constantemente. Desta forma, o próprio limiar passa a ser afetado pela dinâmica do modelo. Esta representação parece ser mais razoável para tratar de dinâmicas endógenas, já que um mesmo tipo de comportamento pode se manifestar diante de quadros econômicos completamente distintos. Como exemplo, foi visto que, em termos de comportamento de previsão da inflação, os agentes se comportaram de forma

semelhante em abril e junho de 1991 (período de aceleração inflacionária) e em julho e agosto de 1994 (desinflação do Plano Real). Ou seja, em dois ambientes completamente distintos da economia, o comportamento dos agentes acabou se repetindo.

Todavia, estimações com mudanças markovianas já foram realizadas para o Brasil, em LIMA (2000). A abordagem aqui adotada é que a imposição de hipóteses pouco restritivas geram resultados mais interessantes e com menores margens de erro em relação ao comportamento da Curva de Phillips ao longo do tempo. A estimação da NAIRU levará em conta a ausência de linearidade, mas o formato da não-linearidade será colocado “de fora para dentro” do modelo estimado, conforme será visto a seguir.

### **4.3 ESTIMAÇÃO DA NAIRU PARA O BRASIL**

O objetivo principal desta seção é realizar a estimação da Curva de Phillips tendo em vista as proposições teóricas levantadas no capítulo 2 e os desenvolvimentos realizados sobre as expectativas na seção anterior. Detalhes adicionais sobre estas hipóteses são discutidos a seguir. A estimativa propriamente dita encontra-se na seção 4.3.2. Os tópicos seguintes tratam sobre a robustez da estimação realizada, a comparação com trabalhos anteriores e a interpretação que deve ser dada aos resultados obtidos.

#### **4.3.1 CONSIDERAÇÕES PRELIMINARES: EXPECTATIVAS E VARIÁVEIS DE CONTROLE**

A estimativa da NAIRU para o Brasil levará em conta quatro características fundamentais de estimativas tradicionais da curva de Phillips nos modelos desenvolvidos nos últimos anos: método de estimação, comportamento das expectativas, medida de nível de atividade e variáveis de controle. Em última instância, o diferencial sobre os trabalhos recentes está contido dentro destes quatro tópicos. Nesta seção, duas distinções fundamentais em relação a trabalhos anteriores serão feitas. Estas diferenças buscam, em última instância, dar o segundo passo para confirmar a ausência de um processo de formação de expectativas perfeitamente racional. A rejeição completa de um processo “white noise” para o viés “ex-post” ao longo de toda a série acaba se constituindo no primeiro passo.

O método de estimação já foi largamente discutido na sessão de metodologia econométrica. Apenas algumas observações de cunho empírico cabem ser destacadas aqui.



Em primeiro lugar, o uso do Filtro de Kalman para obter a NAIRU possibilita o uso completo das informações em cada ponto no tempo através do processo de alisamento. A consequência direta disto é a menor variabilidade da série estimada. Este resultado é importante tendo em vista o uso de dados mensais. Buscando dar maior estabilidade aos parâmetros estimados PORTUGAL e MADALOZZO (2000), LIMA (2000) e TEJADA e PORTUGAL (2001) fazem uso de séries trimestrais. O que diferencia o trabalho dos autores é o uso do Filtro de Kalman nos dois últimos. Entretanto, para dar coerência à análise realizada desde o início do trabalho, não faz sentido alterar a frequência para esta estimação. Mais ainda, como será visto, a série gerada não será incoerente com o conceito de uma NAIRU de curto prazo, conforme o proposto por ESTRELLA e MISHKIN (1998).

A composição das expectativas no modelo estimado será o primeiro dos diferenciais deste trabalho em relação à literatura recente no Brasil. O uso de modelos ARIMA para fazer uma previsão de inflação constitui, efetivamente, uma regra de bolso para implementar empiricamente a hipótese de expectativas perfeitamente racionais. Todavia, se pudermos decompor a expectativa de inflação em dois processos, racional e adaptativo, torna-se uma tarefa arbitrária diferenciar, dentro da previsão realizada, qual o componente de adaptação a valores passados contido na medida. A arbitrariedade aqui consiste nas intervenções propostas em resposta a choques, dada a capacidade destas em alterar o comportamento AR estimado.

Desta forma, a proposição de solução para esta questão estará baseada em uma espécie de problema de omissão de variável relevante: se for possível discriminar no modelo o comportamento de algum dos processos de formação de expectativas através do uso de variáveis adicionais, a medida de expectativa de inflação adotada apresentará o comportamento estrito do processo alternativo. Torna-se óbvio que o processo a ser separado da medida de expectativa de inflação é o processo adaptativo, ainda que isto termine resultando na perda adicional de informações na amostra pelo uso de valores defasados da própria taxa de inflação.

O segundo diferencial a ser adotado em relação aos modelos convencionais estimados para o Brasil é o uso de variáveis de controle. Diferentemente de PORTUGAL e MADALOZZO (2000) e de LIMA (2000), que adotaram variáveis binárias para observar diferenças realizadas entre os planos econômicos no Brasil, duas variáveis apenas serão

adotadas aqui. A primeira é o diferencial da taxa básica de juros controlada pela autoridade monetária brasileira (SELIC) em relação ao mês anterior. Esta variável é incluída para que seja respeitada a condição de validade da medida de expectativa de inflação<sup>7</sup>. Desta forma, espera-se que a variação da taxa paga pelo Governo entre dois meses seja capaz de captar os diferenciais na política monetária adotada.

A segunda variável de controle adotada é a medida de assimetria do corte transversal da inflação, proposta por MIO (2001). A idéia da variável é absorver não apenas os choques sobre a economia brasileira, mas também a sua propagação no tempo. A discussão teórica sobre a variável já foi feita no capítulo 2, mas algumas propriedades interessantes da medida devem ser destacadas aqui. Em primeiro lugar, a característica eminentemente estacionária da evolução desta medida no tempo, evitando problemas de regressão espúria. Os testes sobre a presença de raízes unitárias realizados anteriormente permitem confirmar o resultado.

Em segundo lugar, por ser uma medida capaz de apresentar em uma única série todos os choques que desviam a distribuição do índice de preços da normalidade, espera-se que variáveis adicionais normalmente vistas na literatura como peça de controle já estejam com o seu comportamento descrito pela medida de assimetria. Incluem-se, inclusive, nestas variáveis de controle, componentes sazonais. Daí a realização das estimações sem a correção sazonal da taxa de inflação e das suas expectativas. Os trabalhos de BALL e MANKIW (1995) e MIO (2001) fazem uso de índices de inflação sem correção para sazonalidade, justamente por supor que fatores sazonais são capazes de gerar distorções que retiram a distribuição dos componentes da sua forma normal.

Trabalhos americanos fazem uso de diferentes variáveis buscando medir a diferença

---

<sup>7</sup> Deve-se lembrar, conforme visto no capítulo 1, que três condições deveriam ser respeitadas para que o diferencial entre o título pré-fixado e o pós-fixado apresentasse a expectativa dos agentes quanto à inflação futura. A primeira, adotada depois da verificação da literatura sobre o tema no capítulo 1, é a validade da Hipótese das Expectativas. A segunda consiste na presença de igual risco entre títulos de igual prazo no país. Já a terceira, abordada neste tópico, é a manutenção da política monetária dentro do prazo de vencimento dos títulos em questão.

entre o potencial da economia e os valores realizados<sup>8</sup>, inclusive dentro de um referencial semelhante ao da curva de Phillips. Aqui, o marco de análise estará concentrado na taxa de desemprego aberta de 30 dias do IBGE. Para fins de comparação, outras variáveis medindo o nível de atividade foram utilizadas. As duas medidas de desemprego principais do IBGE tiveram o seu componente sazonal excluído através do processo “Census ARIMA – X11”<sup>9</sup>.

O uso de variáveis alternativas buscando medir o nível de atividade possui aqui o objetivo de validar conclusões obtidas sobre as expectativas. Inferências adicionais sobre modelos alternativos não serão feitas por dois motivos: (i) as conclusões a partir de variações da taxa de desemprego (desemprego dessazonalizado ou aplicação de diferentes taxas) são basicamente as mesmas sobre o comportamento da diferença entre a taxa natural estimada e a taxa de desemprego verificada (“*NAIRU gap*”); e (ii) o uso do produto industrial como aproximação do produto brasileiro apresentou resultados inversos aos esperados. Isto pode ser decorrência direta de mudanças estruturais em uma das pontas daquilo que GORDON (1996, página 7) define como “*the ‘triangle’ model of inflation*”<sup>10</sup>: a conhecida “Lei de Okun”, que relaciona nível de emprego com variações no produto.

---

<sup>8</sup> Destaques para ROBERTS (1995), que faz uso do desvio do PIB em relação a uma tendência quadrática determinística, GALI e GERTLER (1999), que usa a participação na renda do trabalho do setor “*non-farm*” da economia, e ROBERTS (2001), que usa o desvio do PIB em relação a tendência estimada pelo filtro de Hodrick-Prescott, utilização da capacidade instalada na manufatura e a participação na renda do fator trabalho.

<sup>9</sup> É possível que exista alguma diferença entre a série utilizada aqui e a apresentada no *site* do IBGE. A decomposição aqui foi feita com a série inteira através do programa disponibilizado no *site* americano: [www.census.gov](http://www.census.gov). Desta forma, ajustes alternativos no processo eventualmente realizados pelo IBGE foram desconsiderados aqui.

<sup>10</sup> Segundo GORDON (1996), três equações básicas de modelos macroeconômicos clássicos justificam estimativas de Curvas de Phillips. Segundo o autor, além da própria curva e da “Lei de Okun”, uma identidade que relacione o crescimento nominal do hiato do produto com a variação de preços e o crescimento real do produto caracterizam um modelo no qual determinantes da demanda agregada e choques sobre a oferta agregada não são excluídos do referencial geral de análise. Ainda segundo o autor, a exclusão de algum destes componentes constitui fonte de viés nas estimativas.

A indisponibilidade de medidas de produto agregado da economia de frequência mensal obriga o uso da produção industrial como *proxy* da economia<sup>11</sup>. Entretanto, já é possível tomar como certa a existência, durante a década de 90, de um forte processo de reestruturação industrial<sup>12</sup>, quebrando, desta forma, a relação entre emprego e produto. Mais do que isto, a indústria de transformação vem perdendo participação no produto da economia. Assim, estimativas do produto potencial através do mesmo referencial empregado aqui constituem resultados sem significância, uma vez que potenciais fontes de correção do viés (decorrentes de mudanças na produtividade) são omitidas<sup>13</sup>.

#### 4.3.2 ESTIMATIVA: UMA NAIRU DE CURTO PRAZO PARA O BRASIL

A estimativa realizada pressupõe a relação convexa entre inflação e desemprego proposta em DEBELLE e LAXTON (1997) e os resultados são apresentados na tabela K. Assume-se aqui que o único coeficiente da equação de medida estimado que varia ao longo do tempo é a medida de influência do nível de atividade sobre a inflação. O formato convexo da curva supõe custos crescentes, em termos de desemprego, para que se obtenham taxas menores de inflação. De forma análoga, existem custos crescentes, em termos de inflação, para que se obtenham taxas cada vez menores de desemprego.

A equação proposta para a estimativa apresenta algumas propriedades interessantes para a extração da NAIRU. Desenvolvendo a equação estimada em DEBELLE e LAXTON (1997), temos:

$$\pi_t = \alpha \pi_t^e + \alpha * \pi_{t-1} + \frac{(\gamma * \pi_t \text{ NAIRU}_t - \gamma u_t)}{u_t} + \beta_1 \text{SKEW}_t + \beta_2 \Delta \text{SELIC}_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\pi_t = \alpha \pi_t^e + \alpha * \pi_{t-1} + \frac{(\gamma * \pi_t \text{ NAIRU}_t)}{u_t} - \frac{\gamma u_t}{u_t} + \beta_1 \text{SKEW}_t + \beta_2 \Delta \text{SELIC}_t + \varepsilon_t$$

$$\pi_t = \alpha \pi_t^e + \alpha * \pi_{t-1} + (\gamma * \pi_t \text{ NAIRU}_t) \cdot \frac{1}{u_t} - \gamma + \beta_1 \text{SKEW}_t + \beta_2 \Delta \text{SELIC}_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

---

<sup>11</sup> O PIB mensal estimado pelo IPEA não possui a mesma amostra disponível em relação às outras medidas de atividade.

<sup>12</sup> Ver CACCIAMALI e BEZERRA (1997) e BONELLI e FONSECA (1998) como um referencial básico sobre o assunto.

<sup>13</sup> De fato, estimativas realizadas com o mesmo conjunto de variáveis implicaram em uma correlação positiva entre o hiato do desemprego e do produto no período estimado, contrariando o resultado esperado pela teoria econômica.

Logo, a constante do modelo retrata o parâmetro fixo  $\gamma$  que pondera a série gerada do componente não-observável  $\gamma^*$ . A variável utilizada para medir o nível de atividade passa a ser, portanto, o inverso da taxa de desemprego, enquanto que a NAIRU estimada é o resultado da razão entre o negativo de  $\gamma^*$  e  $\gamma$ .

Como se pode notar na tabela K, todos os coeficientes estimados são significativos e possuem o sinal esperado pela teoria. A soma do valor estimado para os coeficientes de expectativas aproxima-se da unidade. A estatística  $t$  para esta única restrição linear não rejeita a hipótese nula de uma soma igual a um, a despeito dos baixos valores estimados para a variância<sup>14</sup>. Note-se, também, o alto valor da estatística  $R^2$ , comprovando o bom ajuste da regressão realizada.

**TABELA K – Estimativa da Curva de Phillips – Janeiro/90 a Agosto/02**

	Coeficiente	Desvio Padrão	Estatística “t”	Prob.
$\gamma$	-8.735281	1.411316	-6.189460	0.0000
$\alpha$	0.749142	0.045299	16.53755	0.0000
$\alpha^*$	0.218704	0.057766	3.786036	0.0002
$\beta_1$	0.885852	0.149229	5.936188	0.0000
$\beta_2$	0.092981	0.041562	2.237145	0.0269
Final $\gamma^*$	73.93179	2.884639	25.62948	0.0000
Variância da Equação de Medida	2.277436	0.249294	9.135558	0.0000
Variância da Equação de Estado	15.06066	7.658521	1.966523	0.0513
Máximo[abs( $\Delta u^*$ )]:	-0.97405 (março/91)	Máximo[ $u^*_t - u_t$ ]:	2.02409 (agosto/90)	
Log Likelihood	-294.8187			
$\pi_t = \alpha \pi_t^e + \alpha^* \pi_{t-1} + \frac{(\gamma^*_t \text{NAIRU}_t - \gamma u_t)}{u_t} + \beta_1 \text{SKEW}_t + \beta_2 \Delta \text{SELIC}_t + \varepsilon_t$ $\gamma^*_t = \gamma^*_{t-1} + v_t$				
R-squared	0.988737	Mean dependent var	8.672663	
Adjusted R-squared	0.988415	S.D. dependent var	12.73898	
S.E. of regression	1.371114	Sum squared resid	263.1936	
Durbin-Watson stat	2.234003			

<sup>14</sup> Não foi possível realizar o teste LR em função da ausência de convergência do algoritmo para o cálculo da verossimilhança do modelo alternativo.

A formulação estimada pelo filtro apresenta propriedades que devem ser avaliadas. Como exemplo, é possível aceitar, avaliando a variância da equação de estado, que a NAIRU estimada altera-se ao longo do tempo a um nível de significância de 10%. A maior variação mensal da taxa natural estimada foi de praticamente um ponto percentual, registrada no mês seguinte à implantação do Plano Collor II (fevereiro de 1991). Por outro lado, o maior hiato do desemprego (“*NAIRU gap*”) foi registrado no auge da recessão provocada no Plano Collor I.

Sobre a variável de ajuste das expectativas, vale destacar a significância das mudanças na taxa SELIC como fator importante para explicar flutuações na taxa de inflação. Efetivamente, parece que surpresas decorrentes de alterações na política monetária afetam o comportamento das expectativas. Se as alterações fossem previstas com alguma exatidão pelos agentes, esta informação estaria contida no “*spread*” calculado, tornando as variações na taxa primária insignificantes para explicar o comportamento contemporâneo da taxa de inflação.

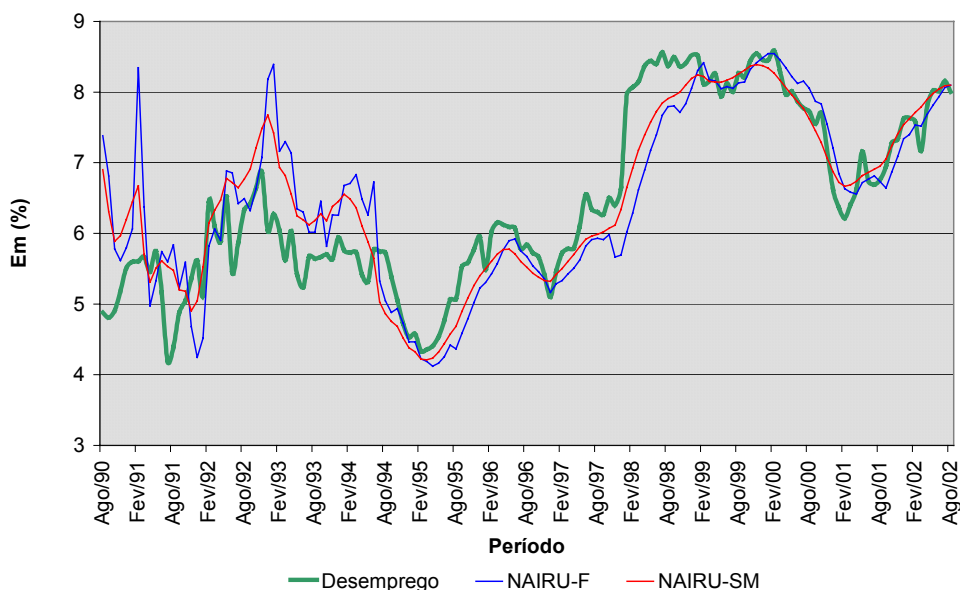
A NAIRU estimada para o período entre janeiro de 1990 e agosto de 2002 possui comportamento um tanto errático, consequência direta do processo de estimação que concedeu graus de liberdade para a matriz de variância, tanto da equação de medida quanto da equação de estados. A imposição de uma matriz identidade, que fizesse com que a variância dos parâmetros fosse pequena no tempo suaviza a trajetória temporal da taxa estimada. Todavia, por não absorver totalmente os componentes não-observáveis, o ajuste dos modelos ficou severamente prejudicado. Todas as estimativas realizadas impondo a matriz de identidade na covariância apresentaram sinais evidentes, e de difícil correção, de autocorrelação residual.

O gráfico 4.7 apresenta a evolução temporal do desemprego dessazonalizado e as suas estimativas para a NAIRU. Lembrando que o Filtro de Kalman gera duas séries dos parâmetros variantes no tempo, a série alisada (“*NAIRU-SM*”) apresenta um comportamento bem mais estável, conforme o esperado, em relação à projeção um passo à frente (“*NAIRU-F*”).

Conforme frisado anteriormente, o ajuste do modelo aos dados, permitindo que a matriz de variância fosse também estimada em cada ponto do tempo, foi muito bom. Não existem sinais evidentes de autocorrelação residual. Todavia, o modelo não foi capaz de

eliminar evidências de resíduos do tipo ARCH. A estimação feita por LIMA (2000) foi capaz de eliminar apenas parcialmente este problema ao explicitar uma equação para o comportamento da variância condicional. Mais do que isto, o autor incluiu os valores previstos da variância na equação de medida do modelo, na forma de variável de controle. Os dados sobre ajuste do modelo se encontram no anexo C do trabalho.

**GRÁFICO 4.7 - NAIRU Estimada - Agosto/1990 a Agosto/2002**

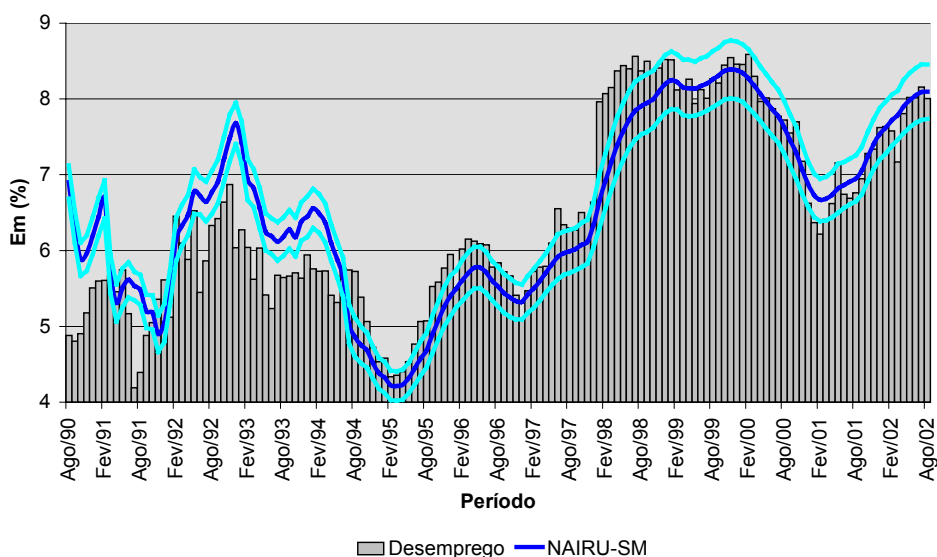


O comportamento errático da NAIRU, todavia, não implica, necessariamente em imprecisão das estimativas. Seguindo aqui o procedimento de análise de DEBELLE e LAXTON (1997), foi calculado o desvio-padrão da estimativa alisada eliminando-se os efeitos de incerteza sobre os parâmetros da regressão. Para isto, estimou-se a mesma equação básica, restringindo-se os coeficientes que formavam as expectativas, a constante e as variáveis de controle. Desta forma, o desvio-padrão estimado para o coeficiente variante no tempo reflete apenas a imprecisão da estimativa da NAIRU. O gráfico 4.8 mostra a taxa de desemprego, a NAIRU alisada e os intervalos de confiança de 95% da estimativa.

Como se pode notar, os intervalos de confiança sobre a estimação da NAIRU são bastante reduzidos. Se compararmos com resultados americanos, onde STAIGER, STOCK e WATSON (1996) obtêm um intervalo de 1,8%, o intervalo máximo obtido (próximo de 0,8%, com 95% de confiança) aponta para uma estimativa muito precisa da NAIRU. Note-

se também que a inclusão das bandas não implica alterações nas conclusões apontadas sobre o comportamento da taxa natural ao longo do tempo e sua relação com o ambiente econômico.

**GRÁFICO 4.8 - Desemprego, NAIRU Estimada e Intervalos de Confiança - Agosto/90 a Agosto/02**



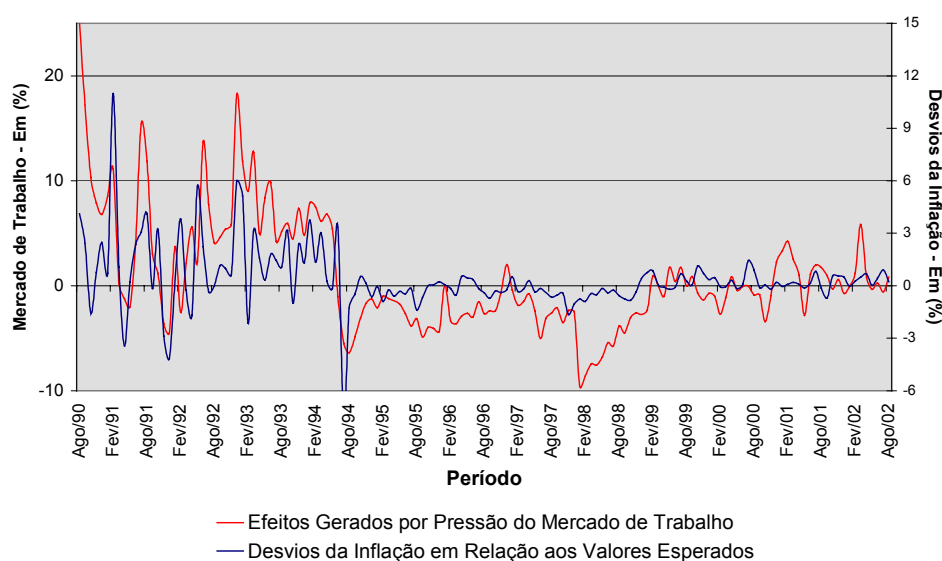
Considerado o pequeno intervalo estimado para variância da NAIRU, podemos, então, avaliar a capacidade do modelo em ajustar medidas de excesso de demanda a variações na taxa de inflação. Esta análise é importante por permitir inferências adicionais sobre o comportamento da economia no período de estudo. O gráfico 4.9 relaciona os desvios da inflação em relação ao componente esperado ( $\pi_t - \pi_t^e - (1-\alpha)\pi_{t-1}$ ) e os excessos de demanda ( $(u_t^* - u_t)/u_t$ ) entre os meses de agosto de 1990 e agosto de 2002. O gráfico destaca com detalhes os efeitos do mercado de trabalho sobre a inflação no período ao levar em conta as medidas estimadas na regressão para ponderar as medidas de excesso de demanda.

Em linhas gerais, o hiato do desemprego (“*NAIRU gap*”) comporta-se conforme o esperado. É possível dividir o período de análise em três fases bem distintas: pré-Real, primeira fase do Real e período posterior a 1999. No período anterior ao Plano Real, fase de alta inflação, existia uma pressão de demanda muito persistente, fazendo com que o desemprego sistematicamente ficasse abaixo da sua taxa natural. Por consequência, os efeitos da demanda sobre as taxas de inflação eram bastante significativos. Importante



verificar que as expectativas, de certa forma, não acompanham o crescimento da inflação, gerando sempre estimativas abaixo do valor realizado. As exceções ficam por conta dos primeiros meses posteriores à implantação do Plano Collor II (fevereiro de 1991) e do período entre o último trimestre de 1991 e final do primeiro trimestre de 1992. Este último período marca a política de juros altos e desaquecimento da economia durante a segunda metade da gestão Marcílio Marques Moreira no Ministério da Fazenda.

**GRÁFICO 4.9 - Performance Histórica - Curva de Phillips Não-Linear - Agosto/90 a Agosto/02**



Durante o período de câmbio controlado, na primeira fase do Plano Real, o desemprego ficou sempre acima da taxa natural, sendo consequência direta das medidas de contenção da demanda agregada adotadas. As altas taxas de juros, inibindo a atividade econômica, em conjunção com uma seqüência de choques externos (a saber, México, 95, Ásia, 97, Rússia, 98) provocaram retração do nível de atividades, servindo como amortecedor para o crescimento da inflação. O gráfico 4.9 reporta as seguidas superestimativas da taxa de inflação e a pressão por deflação que o mercado de trabalho exercia.

Depois da desvalorização do Real, em janeiro de 1999, o “*NAIRU gap*” mostra uma espécie de limiar entre o controle da inflação e a necessidade de crescimento da economia. Depois das desvalorizações cambiais de 1999 e 2001, o fenômeno de surpresas negativas pelo lado da inflação parece ser corroborado por uma maior pressão da demanda agregada sobre os preços. É possível notar a presença de dois pontos de pressão de

demanda sobre as taxas de inflação, verificados ao longo do primeiro semestre de 2001 e no primeiro semestre de 2002. Estes dois pontos são precedidos por dois pequenos picos nos desvios entre inflação e as suas expectativas.

### **4.3.3 CHOQUES ESPECÍFICOS SOBRE MERCADOS E INÉRCIA INFLACIONÁRIA**

A variável de medida de assimetria proposta por MIO (2001) também possui significância no modelo. A interpretação é bastante direta, implicando que desvios de um ponto percentual da taxa de inflação em relação ao seu núcleo geram variações aproximadas de 0,88 pontos percentuais na taxa de inflação. Importante o destaque que este valor é o mesmo para períodos tanto de alta quanto de baixa inflação. Assim, é possível dizer que a influência da distribuição não-gaussiana dos componentes da taxa de inflação possui efeitos mais acentuados em períodos de baixa inflação. Este resultado se justifica pela constatação que o núcleo da inflação se movimenta, ao longo do tempo, de forma muito parecida com a própria taxa.

Uma hipótese extra sobre o coeficiente de assimetria, também levantada por MIO (2001), é que os choques de oferta seriam integralmente responsáveis pela inércia na taxa de inflação. É possível demonstrar que, utilizando-se valores contemporâneos e defasados da medida de assimetria na equação, sob determinados valores de coeficientes estimados, a Curva de Phillips passaria a ser equivalente a uma formulação tendo o próprio núcleo de inflação como variável dependente<sup>15</sup>. A intuição por trás desta formulação é bastante simples: se os choques são integralmente responsáveis pela inércia da taxa de inflação, a propagação do choque corresponde às variações do componente inercial da taxa de inflação. Logo, retirando, em ambos os lados da Curva de Phillips, o termo responsável pela inércia, temos que a Curva de Phillips poderia ser modelada através do “*core inflation*”.

Duas condições são necessárias para isto: (i) que o coeficiente de assimetria no período  $t$  seja indiferente da unidade; e, (ii) que os coeficientes estimados para valores defasados da assimetria sejam simétricos aos coeficientes da taxa de inflação defasada. O

---

<sup>15</sup> Ver MIO (2001), página 94.

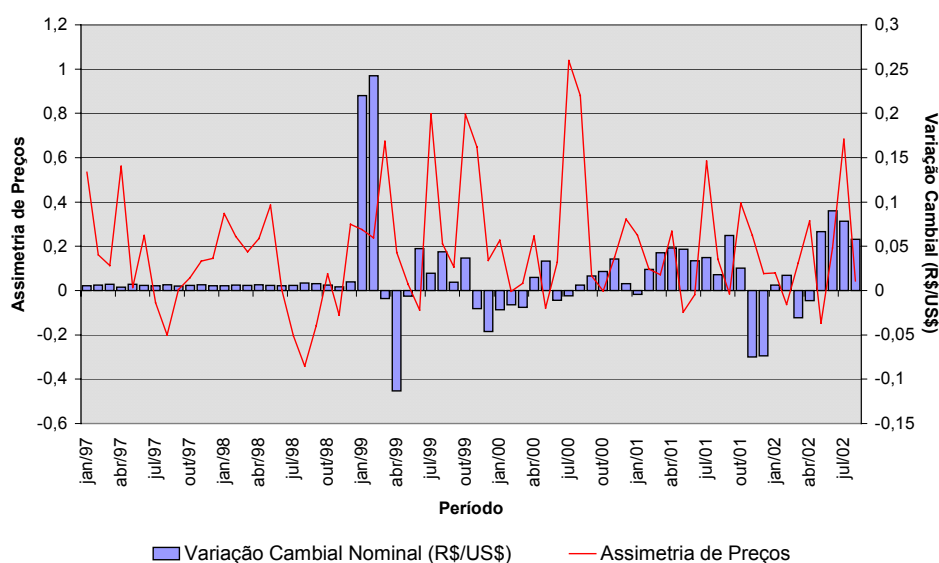
teste LR realizado<sup>16</sup> com um modelo alternativo que incorpora estas condições rejeita claramente este conjunto de hipóteses necessárias ( $LR = 27,2115$ , para uma qui-quadrado com dois graus de liberdade). Desta forma, pode-se afirmar que os choques de oferta pelos quais passou a economia brasileira não são responsáveis pela totalidade do componente inercial da inflação no período analisado.

Ainda tratando sobre choques na economia, pode parecer surpreendente, baseado na análise do gráfico 4.9, argumentar que o crescimento da inflação depois da desvalorização cambial de 1999 tenha como causa uma queda no “*NAIRU gap*”, uma vez que o período foi marcado por uma forte pressão de custos. Este resultado poderia ser consequência do próprio processo de estimação pelo filtro de Kalman, uma vez que o componente não-observável estimado absorve todos os problemas de má especificação do modelo (no caso, a ausência de uma variável que controle o setor externo da economia). Entretanto, a figura 2.1, no capítulo 2, e o gráfico 4.10, abaixo, relacionam a variável de controle *SKEW* com a dinâmica da taxa nominal de câmbio. A figura 2.1 mostrava a mudança de preços relativos causada por um choque temporário em alguns setores na economia (produtores de bens *tradeables*). O gráfico 4.10 mostra que, depois da desvalorização de janeiro de 1999, a variável de assimetria perde a tendência declinante que tinha desde o início de 1997. Desta forma, ao menos parte da influência da variação cambial acaba removida do termo implícito estimado. A queda no hiato do desemprego, assim, não deve ser vista como um problema de especificação do modelo, ao não incluir explicitamente a variação cambial como uma variável de controle.

---

<sup>16</sup> Modelos utilizados no teste encontram-se no anexo C. Note-se que a comparação, neste teste, não deve ser feita sobre o modelo padrão, uma vez que este não faz uso de defasagens da variável *SKEW*.

**GRÁFICO 4.10 - Variações da Taxa de Câmbio Nominal e Assimetria de Preços - Janeiro/97 a Agosto/02**



#### 4.3.4 ROBUSTEZ DA ESTIMAÇÃO REALIZADA

O teste de robustez da estimação visto como padrão da Curva de Phillips consiste em comparar os resultados obtidos sobre os principais componentes da curva com estimações alternativas realizadas, tanto aqui quanto com trabalhos anteriores. O objetivo principal é verificar a consistência dos resultados obtidos sobre a formação das expectativas em função de mudanças nas variáveis de controle e de medida de atividade. Um teste adicional verifica o quão plausível é, para o Brasil, a convexidade adotada da Curva de Phillips, na comparação com a formulação linear. O anexo C apresenta a relação completa de modelos testados ao longo deste estudo.

A tabela L contém estimações realizadas com diferentes medidas de nível de atividade, variáveis de controle e dois testes para verificação da hipótese da soma dos coeficientes que formam as expectativas ser igual à unidade. Sobre os testes de hipótese realizados, uma observação deve ser feita. Em modelos de parâmetros variados, a estimativa da variância é realizada em cada ponto do tempo. Desta forma, estatísticas convencionais assumem valores próprios em cada instante do tempo. Para que este problema seja evitado, estatísticas mais robustas, como o teste de razão de verossimilhança, são recomendadas. Entretanto, algumas estimações tiveram problemas de convergência dos algoritmos, impedindo a computação da verossimilhança do modelo

restrito (alternativo). Assim, a tabela abaixo, além de apresentar o teste LR, apresenta também a estatística  $t$  da restrição proposta utilizando-se da matriz de variância estimada no último período do tempo.

Como se pode notar na tabela L, os modelos alternativos possuem comportamento, em termos de proporção entre expectativas adaptativas e racionais, muito próximo da estimativa adotada em termos de sensibilidade em relação à sazonalidade. Não são, com certeza, fatores sazonais que geram diferenças significativas entre os coeficientes estimados para as variáveis *EXPEC* e *IPCA(-1)*. Os dois maiores desvios na composição das expectativas aparecem quando do uso de variáveis de nível de atividade diferentes: o uso da Produção Industrial e da taxa de desemprego do DIEESE resultou na estimação com valores mais discrepantes em relação ao modelo básico.

**TABELA L** – Composição das Expectativas – Comparação Entre Modelos

Modelo	“ <i>Expec</i> ”	“ <i>IPCA(-1)</i> ”	EXPEC + IPCA(-1) = 1		Variável de Controle	Nível de Atividade
			Teste $t$	Teste LR		
Padrão	0,749142 (16,53755*)	0,218704 (3,786036*)	-0,4638	-	Skew e $\Delta$ SELIC	U30- Census
1	0,701758 (45,59064*)	0,285666 (15,95599*)	-1,4413	10,442*	Skew e $\Delta$ SELIC	U30
2	0,706939 (43,22145*)	0,285192 (15,19978*)	-0,7126	8,81904*	Skew e $\Delta$ SELIC	US- Census
3	0,785756 (200,1493*)	0,195751 (24,45353*)	-4,1675*	-	-	U30- Census
4	0,576868 (42,28678*)	0,421684 (26,33843*)	-0,2041	4,277446*	Skew e $\Delta$ SELIC	UDI
5	0,6776564 (35,57716*)	0,298814 (12,71796*)	-2,0018*	5,869405*	Skew e $\Delta$ SELIC	Y

NOTA: (\*) indica rejeição da hipótese nula dos testes realizados a 5%. “*Expec*” indica a estimativa do coeficiente da variável expectacional. “*IPCA(-1)*” indica a estimativa do coeficiente da inflação defasada em um período. Entre parênteses, abaixo, a estatística  $t$  de significância. “Teste  $t$ ” reporta a estatística  $t$ -Student para a hipótese nula que a soma dos coeficientes estimados de *EXPEC* e *IPCA(-1)* corresponde a unidade. “Teste LR” reporta o valor do teste de razão de verossimilhança para o mesmo conjunto de hipóteses.

O segundo teste a ser realizado é equivalente ao teste J aplicado na seção 4.2.3. Os resultados estão expostos na tabela M. Aqui, o objetivo do teste é verificar a relevância dentro dos modelos de determinados componentes incorporados às variáveis e/ou ao modelo em si. Três características importantes foram testadas: o uso de variáveis de controle, a importância do fator sazonal da taxa de desemprego e a convexidade imposta

sobre o formato da Curva de Phillips. Nos dois primeiros casos, o modelo padrão foi aceito com larga vantagem sobre a alternativa. Fica comprovada, assim, a importância do acréscimo das variáveis de controle e a aparente falta de importância de fatores sazonais do emprego para a explicação da taxa de inflação. Outro teste importante realizado comprova a importância da medida de expectativas adotada. O teste rejeitou a equação estimada apenas com o termo autorregressivo, sem o uso da medida de expectativas.

Por outro lado, a comparação com o modelo linear levou a resultados inconclusivos. O parâmetro de teste estimado para o modelo linear também diferiu bastante da unidade, tal como o modelo padrão. Fica difícil, assim, atribuir superioridade de um modelo sobre o outro. De fato, a formulação linear estimada possui um ajuste muito bom aos dados, quase equivalente ao modelo padrão, se observado pela ótica do  $R^2$  das regressões estimadas, sem problemas de autocorrelação residual. O que diferencia, marcadamente, o modelo linear adotado é o intervalo de confiança estimado da NAIRU, quando comparado com o padrão. O gráfico 4.11 mostra as duas estimativas de NAIRU e seus respectivos intervalos de confiança. Note que o intervalo proposto do modelo linear engloba sempre a NAIRU estimada no modelo padrão. Mais do que isto, a sua amplitude não apresenta variação significativa nem mesmo após o Plano Real, onde seria de se esperar que a precisão da estimativa aumentasse.

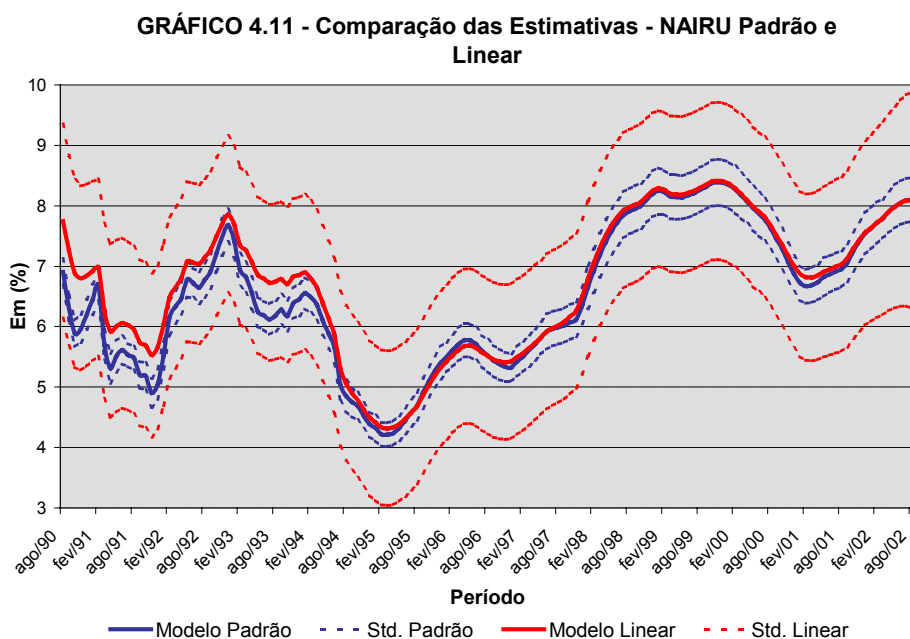
**TABELA M** – Teste J – Componentes do Modelo – “*Encompassing*”

Teste	Valor Estimado	Estatística <i>t</i>	Escolha
Modelo sem variáveis de controle X Modelo Padrão	0,842597	4,246383	Modelo Padrão
Modelo sem a variável “EXPEC” X Modelo Padrão	0,988125	71,58686	Modelo Padrão
Modelo incorporando a sazonalidade do desemprego X Modelo Padrão	1,064440	3,950584	Modelo Padrão
Modelo Linear X Modelo Padrão	-0,517737	-0,976199	-

NOTA: Teste J de DAVIDSON e MACKINNON (1981). “Teste” reporta os modelos confrontados, com o primeiro modelo constituindo a hipótese nula, o segundo a alternativa. “Valor Estimado” mostra a estimativa do coeficiente do modelo alternativo na equação de teste. “Estatística *t*” informa a significância do parâmetro estimado no teste. “Escolha” mostra o modelo preferível pelo teste realizado.

Outro teste importante é a estimação em amostras parciais. A tabela N mostra a comparação entre duas estimações realizadas, supondo a presença de quebra estrutural em julho de 1994. Para que os resultados fossem mais precisos e não incluíssem grandes mudanças na série em direção a um novo equilíbrio, a amostra do período posterior à implantação do Plano Real iniciou em janeiro de 1995. Aqui temos evidências de uma

sensibilidade muito forte do modelo na comparação dos parâmetros estimados. A composição das expectativas muda radicalmente na comparação com o modelo básico e na relação entre períodos. Também são reportados os resultados das variáveis de controle  $\Delta SELIC$ , que igualmente apresentou sensíveis mudanças, e  $SKEW$ , que se mostrou mais estável, se comparada entre as amostras, mas não em relação ao modelo padrão. Este resultado do coeficiente de assimetria não deixa de ser mais uma evidência da capacidade de explicação da variável sobre a taxa de inflação.



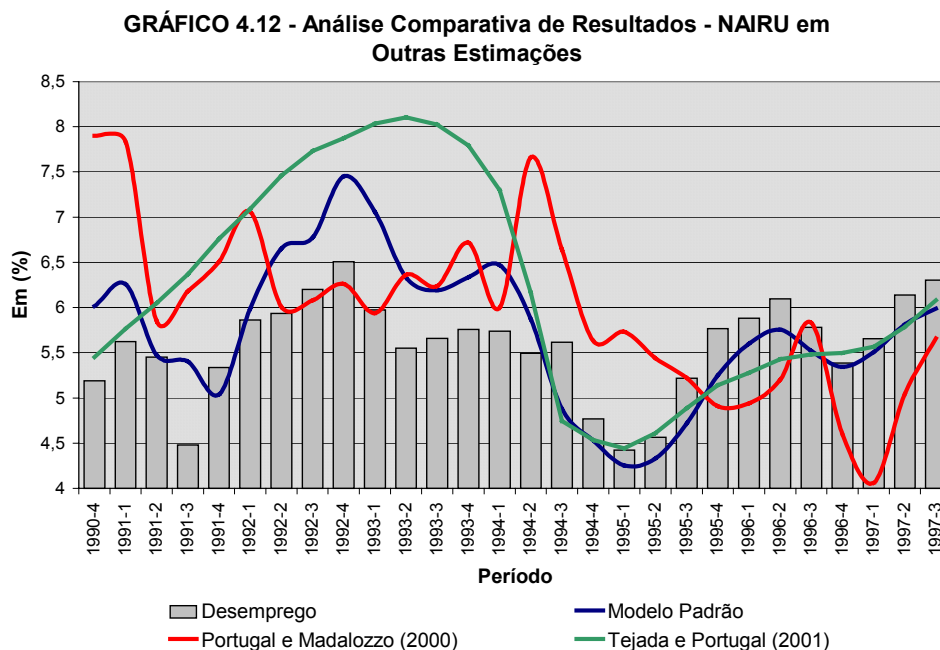
**TABELA N – Estimação em Amostras Parciais**

Modelo	“EXPEC”	“IPCA(-1)”	“SKEW”	“ $\Delta SELIC$ ”
Padrão	0,749142 (16,53755*)	0,218704 (3,786036*)	0,885852 (5,936188*)	0,092981 (2,237145*)
Jan/90 a Jun/94	0,670221 (4,973259*)	0,316085 (2,747243*)	1,154478 (3,557255*)	-0,428532 (-2,037795*)
Dez/95 a Ago/02	-0,049524 (-0,908745)	0,215993 (5,470362*)	1,244407 (24,96940*)	0,017770 (0,266587)

NOTA: (\*) indica significância dos parâmetros estimados a 5%.

Por último, mas não menos necessária, é a comparação dos resultados obtidos com outros trabalhos realizados na área. O gráfico 4.12 mostra a média geométrica da NAIRU alisada estimada em comparação com os resultados obtidos em PORTUGAL e

MADALOZZO (2000) e em TEJADA e PORTUGAL (2001), enquanto o gráfico 4.13 reporta os resultados dos dois modelos de LIMA (2000). Os dados foram trazidos para a frequência trimestral para que fossem compatíveis com o primeiro, enquanto que o uso da série alisada busca a comparação com os dois últimos trabalhos.

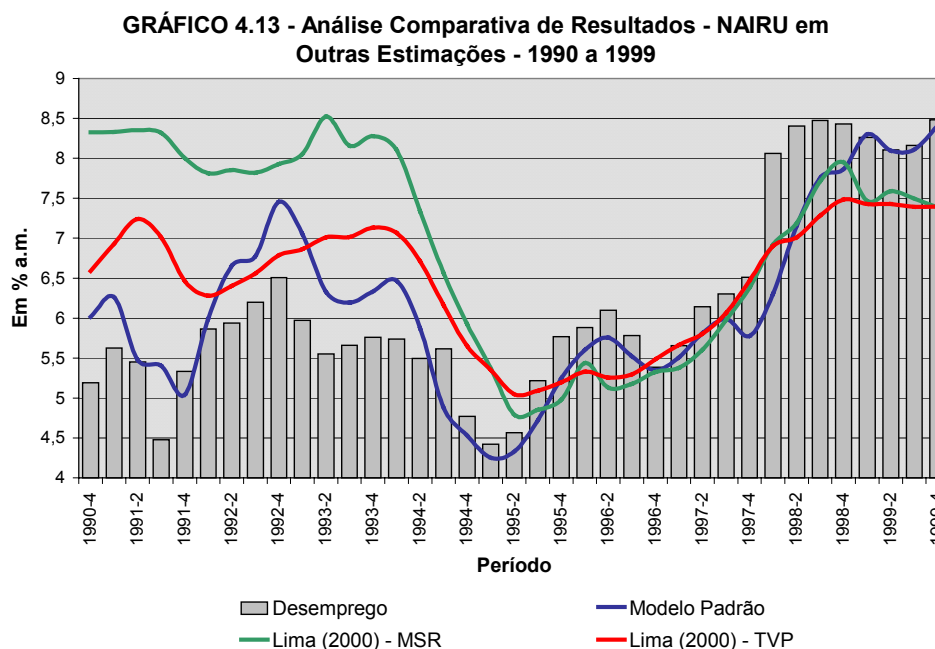


Nota-se o comportamento aparentemente destoante de PORTUGAL e MADALOZZO (2000) na comparação com as outras séries. Enquanto os trabalhos que fizeram uso de filtros, obtendo a NAIRU através de componentes não-observáveis, apresentaram uma tendência crescente no período entre o quarto trimestre de 1991 até o segundo trimestre de 1993, a estimativa de PORTUGAL e MADALOZZO (2000) apresenta um comportamento indefinido no período que se sustenta até o segundo trimestre de 1994, pontuado por alguns picos de pouca expressão. Os modelos de LIMA (2000) apresentam uma leve tendência crescente até o primeiro trimestre de 1994. Quando todas as estimativas atingem um vale entre o primeiro e o segundo trimestre de 1995, marcando o final da fase de implantação do Plano Real, a NAIRU estimada pela função de transferência apresenta o início de uma nova fase de crescimento apenas no início de 1996. Ainda assim, este período de crescimento não se sustenta ao longo da amostra, contrariando mais uma vez os resultados dos demais modelos.

Outro ponto de diferença marcante na comparação é o patamar elevado que as estimações de TEJADA e PORTUGAL (2001) e LIMA (2000), no modelo MSR,



mantiveram no período anterior ao Plano Real. A NAIRU colocada sistematicamente acima do desemprego, sinalizando forte pressão de demanda no período também foi um resultado obtido pelo modelo padrão. Todavia, a magnitude do intervalo em relação ao desemprego é que chama a atenção.



Observando o gráfico 4.13 com mais atenção, a série obtida pelo modelo padrão parece ter comportamento menos suave em relação à NAIRU obtida pelos dois modelos estimados por LIMA (2000), em especial no período anterior ao Plano Real. Outro ponto que chama a atenção é a diferença no hiato do desemprego no período posterior ao primeiro trimestre de 1999. Os modelos de LIMA (2000) parecem apontar para uma perda de produto, decorrente do “*NAIRU gap*” bem maior que a registrada pelo modelo padrão.

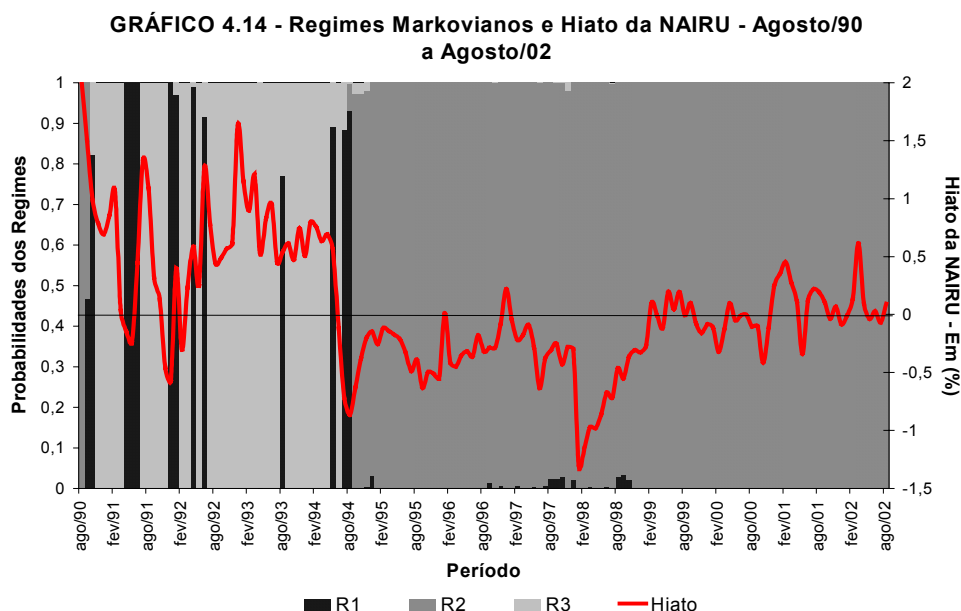
#### 4.3.5 CURVA DE PHILLIPS NÃO-LINEAR E REGIMES MARKOVIANOS

Resta, por fim, analisar relações entre os regimes apontados pelo modelo markoviano da seção 4.2 e a NAIRU estimada impondo um formato não-linear *ad hoc*. A determinação dos regimes markovianos na estimação é um processo endógeno, convergente ao longo da estimação do modelo. Desta forma, o pesquisador possui influência mínima na atribuição do regime específico para cada ponto do tempo. Todavia, relacionar o estado da economia com o comportamento das variáveis envolvidas na estimação da Curva de Phillips pode trazer intuições interessantes sobre a dinâmica do

processo inflacionário.

Os gráficos 4.14 e 4.15 relacionam as probabilidades alisadas de ocorrência dos regimes com as duas características fundamentais da Curva de Phillips: hiato da NAIRU e diferencial da inflação em relação às expectativas. Temos, aparentemente, dois comportamentos distintos dentro do período de alta inflação e um terceiro compondo todo o período posterior ao Plano Real.

Sobre o período posterior ao Real, note-se que o “*NAIRU gap*” não aparenta conter informação significativa sobre o comportamento das expectativas. De fato, no regime 2, não existe um processo sistemático de erro na formação das expectativas de inflação. Dividindo o período conforme o comportamento de análise da NAIRU no final da seção 4.3.2 (períodos anterior e posterior à desvalorização do Real), nota-se que a determinação dos regimes não passou pelos dois estágios distintos de pressão de demanda sobre a inflação. De certa forma, é possível atribuir este comportamento à clareza na atuação do governo com a política monetária, uma vez que o próprio processo de correção do viés posterior é bastante persistente, visto pela soma dos termos autorregressivos do regime 2. A previsibilidade da política monetária, vista por este ângulo, terminou por reduzir a “penalidade” imposta sobre os agentes por permanecerem com processos de formação de expectativas diferentes do racional.



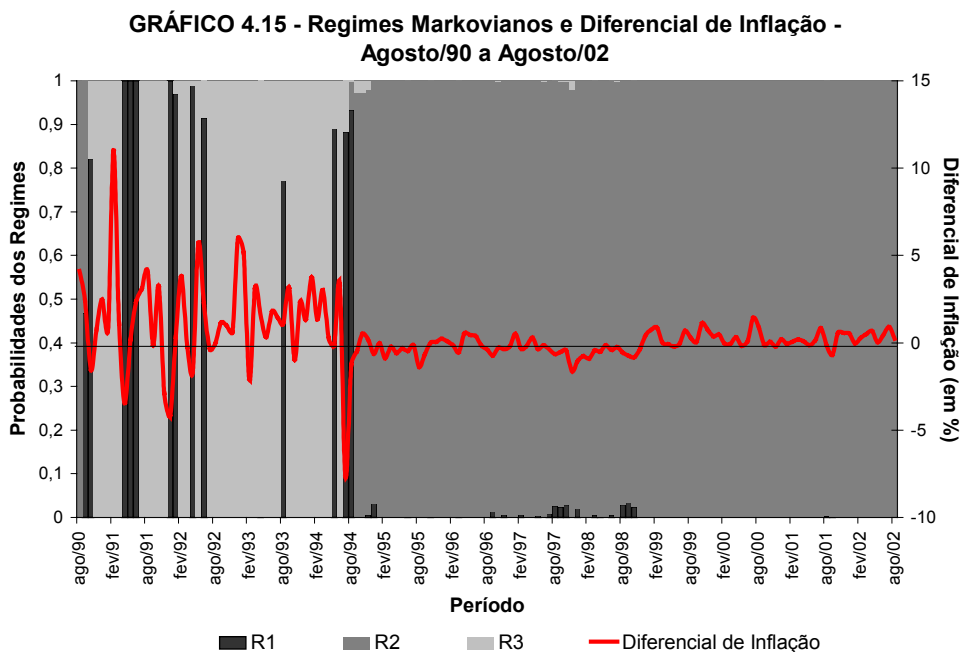
Por outro lado, a dinâmica do processo hiper-inflacionário possui características

bem marcantes e distintas no tempo, por abranger dois regimes de processos estocásticos bastante diferentes. Enquanto, na maior parte do período, existiu uma pressão de demanda significativa, as expectativas se mantiveram sempre abaixo da inflação realizada. Este é o comportamento do regime 3, onde choques sobre o viés ex-post propagam-se de forma muito parecida com um “*random walk*” e existe uma constante subestimação da taxa da inflação. Entretanto, quando o hiato da NAIRU passava a apresentar declínio ao longo do tempo, o seu ponto de mínimo sempre foi caracterizado pelo regime 1: superestimação da taxa de inflação e baixíssima persistência sobre choques no viés ex-post. Esta é uma característica interessante do modelo, pois aparenta que as expectativas acabavam antecipando o ponto onde a demanda agregada voltaria, daí por diante, a influenciar decisivamente as taxas de inflação.

De fato, analisando os três períodos onde a presença do regime 1 coincide com as pressões geradas pelo “*NAIRU gap*” encontramos correspondência direta com três eventos de política econômica fundamentais. Na metade de 1990, o Plano Collor I já apresentava sinais graves de problemas no seu funcionamento, forçando o governo a, lentamente, liberar os preços dos produtos congelados pelo Plano. Em especial, foram fatores importantes na determinação da inflação naquele período a permissão para que contratos de trabalho fossem renegociados fora da data-base, uma forte pressão nos preços agrícolas como resultado da safra daquele ano e o aumento dos preços de produtos industrializados, buscando corrigir distorções do congelamento. O segundo período, localizado entre abril e junho de 1991, marca a troca de comando no Ministério da Fazenda e a descrença generalizada na capacidade do congelamento de preços imposto pelo Plano Collor II em impedir novo crescimento da inflação. A terceira fase, entre os meses de novembro de 1991 e janeiro de 1992, aponta para o auge das políticas ortodoxas do ministério comandado por Marcílio Marques Moreira, onde, a despeito da elevação das taxas de juros em termos reais, choques sobre tarifas públicas e desvalorizações cambiais buscavam recompor, respectivamente, as finanças do governo e as reservas internacionais. Apesar dos louváveis objetivos, não se podem desprezar os seus efeitos negativos sobre as expectativas quanto à inflação futura.

Desta forma, a dinâmica aparente proposta pelos regimes markovianos foca-se na percepção futura dos agentes sobre o comportamento da economia. Nos três regimes marcados, é o comportamento futuro da economia que condiciona a percepção e a reação

dos agentes em relação à inflação. Enquanto no regime 2, esta percepção ficava por conta da manutenção de políticas monetárias claras, nos regimes 1 e 3, a relação de curto prazo com o excesso de demanda agregada determinava a reação dos agentes diante de surpresas na economia.



#### 4.3.6 A NAIRU E A POLÍTICA MONETÁRIA

Como se pode verificar, o ajuste do formato convexo da Curva de Phillips para o Brasil parece ser de boa qualidade. Apesar dos resultados menos robustos ao se alterar significativamente as medidas de excesso de demanda, a estimação da NAIRU se mostrou bastante estável se considerarmos a sucessão de choques ocorridos no período. Mais do que isto, suas variações foram bastante condizentes com a análise a respeito da demanda agregada feita sobre a economia no período. As estimações ainda mostram que a não-linearidade no relacionamento entre excesso de demanda e inflação parece ter íntima relação com os resultados apontados pelo modelo de regimes markovianos.

Entretanto, resta questionar se o papel da NAIRU como condutora da política monetária é realmente fundamental. Ao considerar as flutuações bruscas das estimativas de curto prazo da NAIRU e a ausência de efeitos em prazos curtíssimos da política monetária sobre a economia, ESTRELLA e MISHKIN (1998) colocam a importância da NAIRU não como um guia de política econômica de longo prazo, mas como um indicador de curto e

médio prazo que reflete a presença e a intensidade de choques de oferta sobre a economia. Desta forma, o conceito de “NAIRU de curto prazo” proposto pelos autores engloba tanto o conceito de “taxa natural de desemprego” como os efeitos de choques de curto prazo sobre esta taxa.

A estimativa realizada aqui leva em conta todos estes fatores, ao incluir uma variável que mede a parcela de comportamento indeterminado dos agentes sobre a formação das expectativas, uma variável que engloba os efeitos gerais de choques de curto prazo sobre a taxa de inflação, além de correções de curto prazo da política monetária. Desta forma, a série estimada para a NAIRU não deixa de estar na linha proposta pelos autores, ainda que não apresente o formato linear da Curva de Phillips proposta.

Ainda dentro das questões econométricas, a precisão das estimativas é outro fator importante no condicionamento da política monetária em relação ao “*NAIRU gap*”. Estimativas usuais apontam para intervalos de confiança extremamente elevados para a NAIRU, levando à conclusão de que a variável estimada não seria um guia eficiente para a política. Entretanto, nas estimativas de DEBELLE e LAXTON (1997) e ESTRELLA e MISHKIN (1998) para os Estados Unidos, o uso de estimativas que permitem maiores flutuações de curto prazo implicam em intervalos de confiança menores. Estes resultados são repetidos aqui, na comparação com LIMA (2000), ao se levar em conta a imprecisão das estimativas do autor. Segundo ele próprio, a NAIRU torna-se um guia questionável de política econômica, especialmente a partir de 1995. Entretanto, voltando-se para o gráfico 4.8, vemos que, ao longo do período entre julho de 1994 e janeiro de 1999 (apontado como crítico pelo autor), a NAIRU esteve significativamente abaixo da taxa de desemprego, inclusive em relação aos intervalos de confiança estimados.

Desta forma, não é possível ver, pelas estimações realizadas, a NAIRU como sendo imprecisa, ou de pouca relevância para a política monetária no Brasil. Mais ainda, na linha das proposições de ESTRELLA e MISHKIN (1998), a incerteza sobre a NAIRU não deve ser vista como sendo um empecilho para a determinação dos objetivos de política econômica. Como foi possível verificar, não só as pressões de demanda possuem influência sobre a taxa de inflação como os próprios agentes aparentemente avaliam dois pontos fundamentais: clareza na política monetária e pressões de demanda sobre a inflação. Esta avaliação acabou sendo refletida em grande parte na variável que mediu o

componente “*forward looking*” das expectativas de inflação.

Desta forma, a título de conclusão, alguns resultados parecem ter ficado bem marcados nesta parte do capítulo:

- O conceito de NAIRU, especialmente para países sujeitos a choques repetidos, como o Brasil, deve passar pela influência de fatores exógenos que condicionam a política monetária, na linha proposta por ESTRELLA e MISHKIN (1998). A precisão das estimativas obtidas levam a crer que, vista por este ângulo, o “*NAIRU gap*” pode, sim, representar um ponto de partida importante na decisão de política econômica no curto prazo. Política de longo prazo, todavia, passa a depender da análise de tendências formadas por esta visão de curto prazo da economia.

- A proposição de ESTRELLA e MISHKIN (1998) característica de curto prazo parece se acomodar melhor em formas não-lineares do impacto da demanda agregada sobre a taxa de inflação no Brasil. De fato, a estimativa pelo filtro de Kalman de uma relação não-linear entre o hiato e a inflação apresentou melhor comportamento que estimativas através de função de transferência que supunham o formato linear da relação. Isto contrasta marcadamente com a análise proposta por PORTUGAL e MADALOZZO (2000), onde a forma linear da Curva de Phillips apresentou bom ajuste aos dados.

- Separar as origens dos choques sobre a inflação e suas variações também parece ser um instrumento bastante válido para analisar a inflação no Brasil. Os resultados mostrados pelo coeficiente de assimetria, proposto por MIO (2001), apontam para a baixa persistência da inflação quando filtrado o componente específico de choques em mercados particulares.

- O “*spread*” das taxas de juros negociadas em mercado aparenta ser uma medida muito consistente das expectativas de inflação. Apesar dos resultados obtidos quando a amostra é separada, o comportamento da variável composta se manteve sempre dentro do esperado pela teoria econômica. Ainda sobre expectativas, a sua porção “adaptativa” manteve-se praticamente constante em todas as estimativas realizadas, podendo, assim, ser visto como um resultado muito robusto. Desta forma, resta analisar implicações adicionais da relação proposta entre agentes com diferentes processos de formação de expectativas.

Por fim, resta analisar as respostas da política monetária no período de estudo, tendo como foco principal a relação dinâmica proposta pela Curva de Phillips estimada

nesta seção. Este é o objetivo principal da próxima seção.

#### **4.4 RESPOSTAS DE POLÍTICA MONETÁRIA SOB EXPECTATIVAS PARCIALMENTE RACIONAIS**

O objetivo desta seção é testar as respostas da política monetária em um ambiente que pressupõe alguns dos resultados desenvolvidos e testados ao longo de todo o capítulo 4. As duas hipóteses principais que balizarão a formulação das respostas são: (i) a divisão dos agentes entre os que constroem as suas expectativas de forma racional e aqueles que usam uma extrapolação do passado, em formato adaptativo; e (ii) a incorporação da Curva de Phillips estimada na seção anterior como o centro fundamental do sistema estimado.

O uso das duas restrições constitui aqui a grande diferença em relação às estimativas realizadas normalmente na literatura. Apesar da literatura internacional apresentar diversos trabalhos versando sobre o tema<sup>17</sup>, para o Brasil são poucas as estimativas de sistemas de equações buscando inferir sobre o comportamento das autoridades monetárias diante de choques. Destaca-se o trabalho de MINELLA (2001), que estima um sistema com quatro variáveis endógenas (preços, produção, taxa primária de juros e agregado monetário) acrescido de variáveis de controle binárias marcando os planos econômicos no período entre 1975 a 2000. Apesar da inclusão de variáveis de controle, a divisão da amostra em três fases foi fundamental para a obtenção de resultados consistentes.

A seção tentará apresentar respostas para as principais proposições do autor, buscando verificar as hipóteses sobre o comportamento da política monetária: (i) se choques de política monetária afetam a taxa de inflação; (ii) se choques de política monetária afetam o lado real da economia; (iii) qual a resposta das autoridades monetárias aos choques sobre a taxa de inflação e desemprego; (iv) qual a persistência da taxa de inflação; e (v) qual a relação entre o estoque de moeda na economia e as taxas de juros (MINELLA, 2001, página 5).

Entretanto, como será visto, a nossa abordagem buscará alternativas para algumas hipóteses que sistemas tradicionais estimados não costumam alterar. Além do processo de

formação das expectativas, o foco mantido sobre a Curva de Phillips estimada na seção anterior irá exercer papel fundamental tanto na estimação dos resultados como na análise do comportamento da política monetária. As estimações tradicionais relegam a um papel secundário o processo de formação de expectativas e a sua influência sobre o sistema econômico. Mais ainda, esses trabalhos deixam em segundo plano, ao supor implícita, a dinâmica e sincronia da inflação em relação aos estímulos sobre a demanda agregada. A opção aqui é por restringir a dinâmica da inflação ao processo de formação de expectativas e de interação com o desemprego da mesma forma proposta na seção anterior.

#### 4.4.1 CARACTERÍSTICAS DO SISTEMA

As variáveis utilizadas são as mesmas ao longo de todo o trabalho, incluindo ainda a taxa de crescimento do estoque do agregado monetário M1 em final de período. A utilização desta variável busca discriminar o comportamento das variáveis de preços e nível de atividade em relação a diferentes instrumentos de política monetária. O acréscimo desta variável é consistente com trabalhos empíricos na área (ver PASTORE, 1995, ROCHA, 1997, e MINELLA, 2001). Os dados sobre o estoque monetário tiveram retirado o seu componente sazonal através do programa Census X-11 e foram transformados para logaritmo natural. Utiliza-se nas estimações a diferença do logaritmo natural de M1.

O sistema adotado como padrão é estimado com a amostra completa, fazendo uso de cinco variáveis endógenas: *IPCA*, *EXPEC*,  $\square$ *SELIC*, *M1-Census* e a variável *HIATO*<sup>18</sup>, construída a partir da diferença entre a NAIRU alisada, estimada na seção anterior, e a taxa de desemprego. Faz parte também como exógena a variável *SKEW*. O uso desta variável como exógena fundamenta-se no seu uso como medida de controle para choques de preços verificados em mercados específicos. Assim, é difícil ver sentido em uma relação das demais variáveis com o coeficiente de assimetria.

A inclusão da medida de expectativas, em vez de propor novas hipóteses e argumentos na discussão sobre endogeneidade das expectativas, busca eliminar no sistema a presença do chamado “*price puzzle*”, onde um choque positivo sobre as taxas de juros

<sup>17</sup> Ver, por exemplo, o trabalho clássico de SIMS (1992) e KIM (1999), com uma boa revisão aplicada aos países do G7.

<sup>18</sup> Gráfico com a evolução temporal e o teste sobre a presença de raízes unitárias na série encontra-se no anexo D do trabalho.



gera crescimento no nível de preços da economia. Este é um resultado bastante comum em estimativas para os Estados Unidos e países da OECD, estando também presente em MINELLA (2001) para o Brasil. Neste ponto, vale o argumento de SIMS (1992), onde, para o autor, o resultado é decorrência da inexistência de variáveis que captem mudanças nas expectativas. Segundo o autor, choques antecipados pelos agentes acabam resultando em crescimento do nível de preços pela realização das expectativas.

A estimação tradicional de um sistema, com a amostra inteira, através de um VAR mostrou-se bastante sensível à presença de mudanças de regime. O uso de variáveis de controle marcando os meses de implantação dos planos econômicos não traz a convergência das funções de impulso-resposta, além de tornar as estimativas das equações problemáticas quando vistas pelo comportamento dos resíduos. A ausência de convergência das funções de impulso-resposta é um problema ainda mais complexo, uma vez que existe ao menos um vetor de cointegração entre as variáveis envolvidas na estimação.

Os resultados do VAR com quatro defasagens (escolhida através do teste de razão de verossimilhança) e sem o uso de “*dummies*” estão no anexo D do capítulo. O sistema apresentou um bom comportamento sobre os resíduos dentro de cada equação. Todavia, a matriz de correlação residual apresenta sérios problemas de simultaneidade. Ou seja, as equações, individualmente, estão bem definidas; todavia, as relações entre equações apresentam problemas de dependência, especialmente entre três variáveis: *EXPEC*, *IPCA* e *ΔSELIC*. A tabela O apresenta as correlações estimadas entre os resíduos da regressão.

**TABELA O – Matriz de Correlação Residual do VAR**

	IPCA	EXPEC	HIATO	ΔSELIC	M1-Census
IPCA	1.000000	0.920815	0.247861	0.905381	0.043730
EXPEC		1.000000	0.025570	0.929151	-0.025015
HIATO			1.000000	0.087400	0.004256
ΔSELIC				1.000000	-0.115328
M1-Census					1.000000

Este problema registrado na matriz de correlação foi recorrente ao longo de todas as estimações de VAR por OLS. O uso da estimação por SUR também não apresentou melhoras significativas<sup>19</sup>. Desta forma, a correção do problema deve passar por alguma

<sup>19</sup> A tabela de correlação residual da estimação por SUR apresenta-se no anexo D.

solução mais radical em termos estatísticos: imputar uma equação com dinâmica própria exógena ao modelo que relacione ao menos duas das variáveis envolvidas no problema. Torna-se uma opção natural, neste contexto, a colocação da Curva de Phillips estimada na seção anterior.

Partindo para esta solução, algumas informações adicionais sobre as estimativas realizadas são fundamentais. Serão estimados dois sistemas, um com a amostra completa e outro restrito ao período posterior ao Plano Real. Para cada um dos sistemas, a respectiva Curva de Phillips estimada constituirá a relação entre a taxa de inflação e as demais variáveis. A avaliação quanto ao número de defasagens utilizadas nas outras equações terá como base o teste de razão de verossimilhança e o comportamento dos resíduos dentro de cada equação.

Outro ponto importante refere-se à medida do nível de atividade na equação da Curva de Phillips. A estimação original foi feita fazendo uso do inverso da taxa de desemprego como variável exógena. Este uso foi necessário para a obtenção da NAIRU na seção 4.3. Buscando dar o melhor ajuste possível à equação, violando o mínimo possível a função estimada, apenas na equação do IPCA foi feito o uso do inverso da taxa de desemprego como medida de atividade econômica. Assim, aos demais coeficientes (em especial, a constante) podem ser atribuídos os valores estimados na equação da seção anterior. Como medida do coeficiente variável no tempo estimado, foi feito o uso da média da série gerada. Apesar de elevada dispersão, a mediana desta variável não é muito diferente do valor utilizado. Nas demais equações, a medida de nível de atividade é expressa pela variável *HIATO*.

#### **4.4.2 ESTIMAÇÃO: EFEITOS DE POLÍTICA MONETÁRIA**

O sistema estimado que apresentou melhores resultados nos ajustes dos dados apresentou duas defasagens. Os testes aplicados sobre os resíduos das equações estimadas em sistemas com mais defasagens não tiveram tantas melhoras em relação aos resultados obtidos nesta especificação. Apesar do teste LR, realizado através do determinante da matriz de covariância residual, apontar o sistema com apenas uma defasagem como o ideal, os resultados dos testes sobre os resíduos levam a crer que a especificação apresentada aqui é a mais adequada.

A tabela R mostra os resultados da estimativa do sistema. Não são registrados como

coeficientes os resultados da equação da Curva de Phillips. Todavia, as estatísticas da sua estimativa aparecem como sendo a equação número um do sistema, na parte inferior da tabela. Os sinais estimados apresentam alguns problemas pontuais. A relação negativa estimada entre o hiato do desemprego e as expectativas, vista na equação com variável endógena *EXPEC*, fica fora do esperado pela teoria econômica. Comportamento igual é verificado na relação positiva entre a variação da taxa primária de juros e a taxa de crescimento do estoque de M1, na equação de  $\Delta SELIC$ . Entretanto, estes resultados devem ser analisados em um contexto mais amplo, através da interação entre as variáveis no cálculo dos multiplicadores de curto e de longo prazo do sistema.

O ajuste individual das equações é muito bom, mesmo da equação que substitui a Curva de Phillips. O fato de não ser permitida a flutuação do coeficiente que gera a NAIRU comprometeu a equação somente na dinâmica residual, marcado pelo problema de autocorrelação. Mesmo assim, a quase totalidade das variações da taxa de inflação é explicada pelo modelo. Resultados semelhantes foram obtidos na equação das expectativas. O ajuste dos modelos que tinham como variáveis endógenas  $\Delta SELIC$  e *M1-Census* não foi tão bom. Em grande parte, é possível atribuir esta característica aos movimentos de arbitragem de política econômica, que não são discriminados por nenhuma das variáveis contidas no modelo. Apesar disto, as estatísticas de autocorrelação serial não se mostraram muito prejudicadas.

Além do ajuste bom do sistema em relação à autocorrelação serial, destaca-se nos resultados da tabela P a presença marcante de heteroscedasticidade nas estimativas. Este é, provavelmente, um resultado decorrente da quebra estrutural presente em julho de 1994. Vale lembrar a diferença na variância da regressão estimada entre os diferentes regimes apontados pelo modelo markoviano da seção 4.2.

**TABELA P** – Testes Sobre os Resíduos do Sistema Irrestrito – Janeiro/90 a Agosto/02

Teste	HIATO	IPCA	EXPEC	M1-Census	$\Delta SELIC$
Autocorrelação – LM(1)	0.976251	0.000000	0.999999	0.820856	0.999999
Autocorrelação – LM(6)	0.046098	0.000000	0.999999	0.001935	0.992018
ARCH	0.478849	0.000000	0.967737	0.098289	0.910972
Heteroscedasticidade	0.062519	0.000000	0.000000	0.001456	0.000000
Normalidade	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000

A matriz de correlação residual do novo sistema está na tabela Q abaixo. Deve-se

notar a expressiva melhora nos resultados, quando comparados com o modelo estimado por OLS. O único resultado ainda fraco refere-se à relação entre as variações da taxa SELIC e a medida de expectativas. É provável que este resultado seja decorrência direta da forma como é constituída a “*proxy*” de expectativas. Ou seja, o fato da variável *EXPEC* advir de taxas negociadas em mercado pode fazer com que alterações na taxa primária de juros provoque mudanças contemporâneas na medida de expectativas.

**TABELA Q** – Matriz de Correlação Residual do Sistema Irrestrito

	<i>IPCA</i>	<i>EXPEC</i>	<i>HIATO</i>	<i>DSELIC</i>	<i>MI-Census</i>
<i>IPCA</i>	1.000000	0.003513	0.121463	0.033927	0.063593
<i>EXPEC</i>		1.000000	0.025585	0.929126	-0.024998
<i>HIATO</i>			1.000000	0.087608	0.004724
<i>DSELIC</i>				1.000000	-0.115179
<i>MI-Census</i>					1.000000

As funções de impulso-resposta do modelo apresentaram, de modo geral, os mesmos problemas registrados por MINELLA (2001) nas suas estimações quando fez uso do IPCA como medida para a inflação. Como o gráfico 4.15 mostra, a presença do chamado “*price puzzle*” é bastante forte, mesmo com a imposição de uma medida das expectativas no sistema e da Curva de Phillips como estrutura dinâmica da inflação. Entretanto, a informação importante e diferenciada que o gráfico traz é que as expectativas de inflação apresentam um período de substancial melhora depois de um choque sobre os juros, para depois tornar a acompanhar o movimento da taxa de inflação.

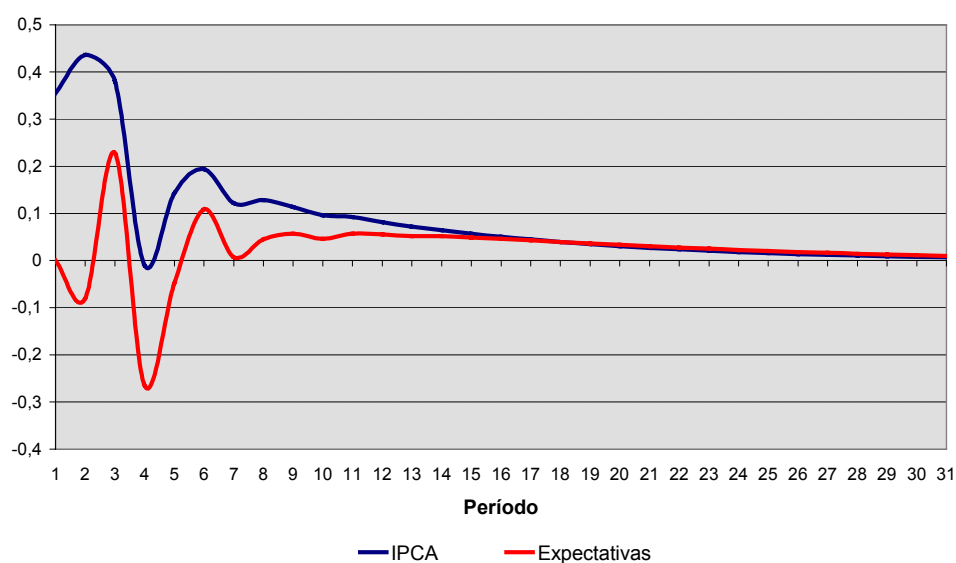
Pelo lado real da economia, a simulação dos efeitos sobre o hiato do desemprego de um aumento de um desvio-padrão nas taxas de juros confirma os resultados obtidos por MINELLA (2001). Os efeitos são bastante significativos, mesmo se vistos em um prazo curto de tempo. O gráfico 4.16 mostra a variação do hiato do desemprego em cada ponto do tempo e o resultado acumulado. De forma geral, é possível afirmar que um choque nos juros reduz em cerca de 0,14 pontos percentuais o “*NAIRU gap*”. O resultado é considerável, tendo em vista que o “*gap*” estimado durante o Plano Real foi de -0,21 pontos percentuais. A efetividade da política no período anterior à estabilização seria menor, tendo em vista a média de 0,62 pontos percentuais de diferença entre a NAIRU estimada e a taxa de desemprego.

**TABELA R – Estimativa do Sistema Irrestrito – Janeiro/90 a Agosto/2002**

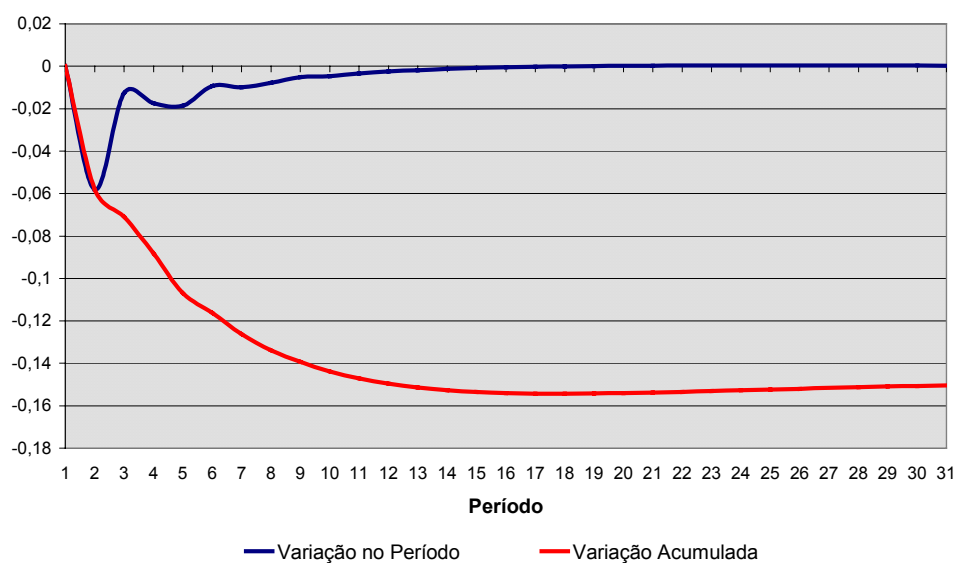
	EXPEC	HIATO	ΔSELIC	M1-Census
IPCA(-1)	0.038052 (0.245971)	0.010983 (0.020800)	-0.319474 (0.260617)	0.019121* (0.007226)
IPCA(-2)	0.218560 (0.203461)	-0.013615 (0.017205)	0.021170 (0.215576)	0.000437 (0.005977)
EXPEC(-1)	0.980779* (0.242681)	0.011410 (0.020522)	0.482520 (0.257130)	-0.003124 (0.007129)
EXPEC(-2)	-0.297048 (0.244942)	-0.001028 (0.020713)	-0.312553 (0.259527)	9.56E-05 (0.007196)
HIATO(-1)	3.845087* (1.077988)	0.734118* (0.091158)	4.223716* (1.142175)	0.009665 (0.031667)
HIATO(-2)	-1.609829 (1.044105)	0.039501 (0.088292)	-1.204168 (1.106274)	-0.026080 (0.030672)
ΔSELIC(-1)	-0.024578 (0.241596)	-0.016268 (0.020430)	-0.222351 (0.255981)	-0.012154 (0.007097)
ΔSELIC(-2)	-0.021213 (0.081878)	-0.007145 (0.006924)	-0.037919 (0.086753)	-0.006536* (0.002405)
M1-Census(-1)	-10.41476* (2.972723)	-0.385095 (0.251381)	-5.882064 (3.149726)	-0.578500* (0.087328)
M1-Census(-2)	6.067954 (3.306840)	-0.087542 (0.279635)	8.061742* (3.503738)	-0.337665* (0.097143)
SKEW	-0.777373 (0.502330)	-0.094119* (0.042478)	-0.392917 (0.439302)	-0.005197 (0.014757)
C	0.914200* (0.414615)	0.003628 (0.035061)	0.877506* (0.532240)	0.016976 (0.012180)
Determinant residual covariance		0.286343		
Equation 1: $IPCA = -8.7352804906 + 0.749142183941.EXPEC + 0.218704346818.IPCA(-1) + 56.65332.INVU + 0.092981082709.ΔSELIC + 0.885851899081.SKEW$				
R-squared	0.922963	Mean dependent var	9.691630	
Adjusted R-squared	0.923473	S.D. dependent var	14.88137	
S.E. of regression	4.116710	Sum squared resid	2559.042	
Durbin-Watson stat	2.326420	Observations:	151	
Equation 2: EXPEC				
R-squared	0.925867	Mean dependent var	8.460155	
Adjusted R-squared	0.919642	S.D. dependent var	12.69484	
S.E. of regression	3.598672	Sum squared resid	1696.508	
Durbin-Watson stat	2.005498	Observations:	143	
Equation 3: HIATO				
R-squared	0.688428	Mean dependent var	0.032343	
Adjusted R-squared	0.662266	S.D. dependent var	0.527314	
S.E. of regression	0.306448	Sum squared resid	12.30226	
Durbin-Watson stat	2.030660	Observations:	143	
Equation 4: ΔSELIC				
R-squared	0.195566	Mean dependent var	-0.096294	
Adjusted R-squared	0.128018	S.D. dependent var	4.085452	
S.E. of regression	3.814993	Sum squared resid	1906.597	
Durbin-Watson stat	1.991890	Observations:	143	
Equation 5: M1-Census				
R-squared	0.590109	Mean dependent var	0.083045	
Adjusted R-squared	0.555691	S.D. dependent var	0.158900	
S.E. of regression	0.105918	Sum squared resid	1.469626	
Durbin-Watson stat	2.146258	Observations:	143	

NOTA: (\*) mostra significância da estimativa a 5% de significância. Desvio-padrão entre parênteses.

**GRÁFICO 4.16 - Impacto de um Choque na Variável "ΔSELIC" sobre o IPCA e as Expectativas - Sistema Irrestrito**



**GRÁFICO 4.17 - Impacto de um Choque sobre "ΔSELIC" no Hiato do Desemprego**

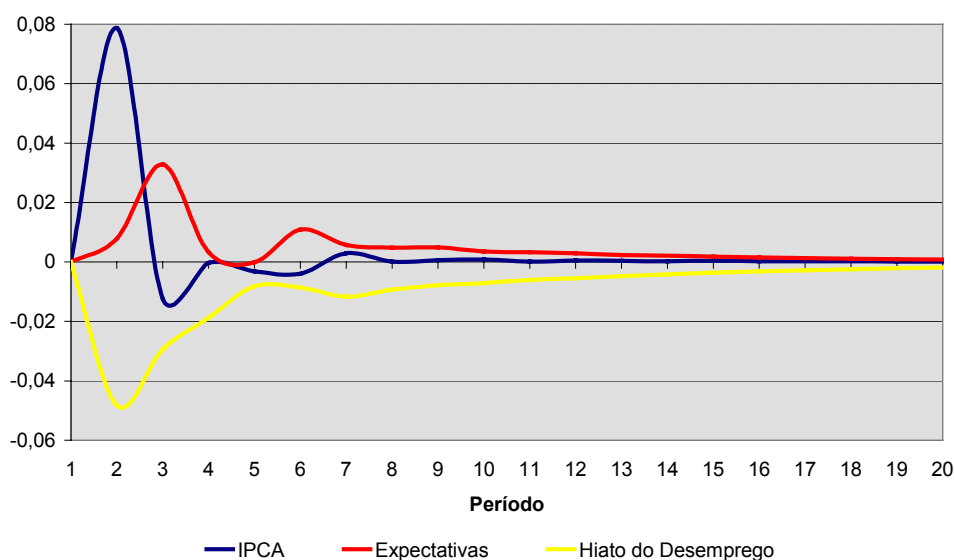


A política monetária do período pode ser avaliada se levarmos em conta as variações dos instrumentos de política econômica como resposta a choques aplicados sobre variáveis que possam estar contidas na função objetivo da autoridade monetária. Além das variáveis tradicionais que consideram o lado monetário e real da economia (inflação e “*NAIRU gap*”, no nosso caso), é interessante verificar as reações do governo às mudanças nas expectativas dos agentes sobre a inflação futura. O argumento para esta avaliação pode

ser verificado em BERNANKE *et alli* (1999), onde se compreende a instituição de sistemas de *inflation targeting* como um meio de controle das expectativas dos agentes sobre a inflação futura. O gráfico 4.17 analisa as respostas da taxa de crescimento de M1, enquanto que o gráfico 4.18 mostra as respostas vindas das mudanças da taxa SELIC.

De modo geral, as mudanças sobre M1 são muito pequenas em magnitude. Os gráficos mostram uma certa acomodação da taxa de inflação e das suas expectativas através de um crescimento muito menos que proporcional do agregado monetário em relação ao choque. Sobre o choque aplicado ao hiato do desemprego, a resposta da política monetária pelo lado do estoque de moeda tende para a busca de um comportamento contracíclico, mas ainda assim de efeito bastante pequeno.

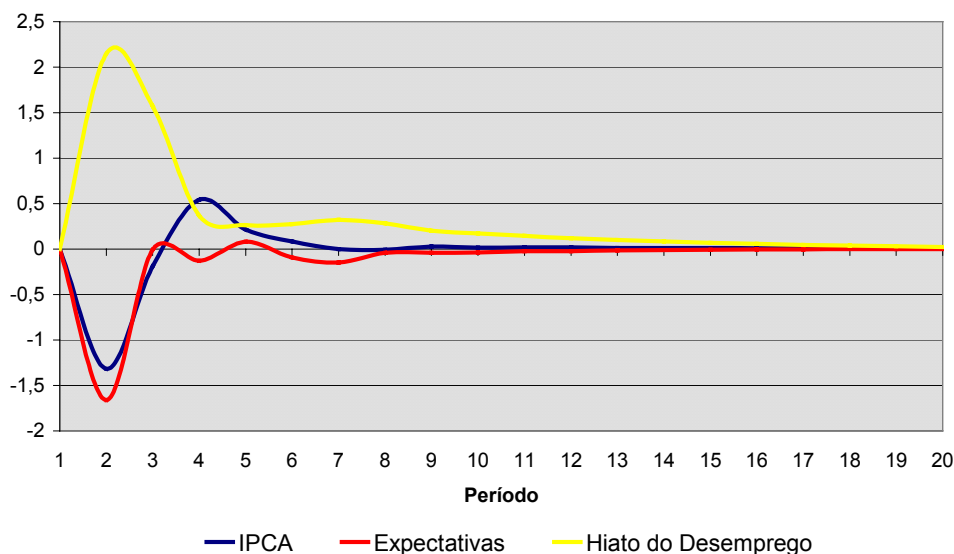
**GRÁFICO 4.18 - Efeitos sobre M1 de Choques em Objetivos de Política Monetária**



As mudanças verificadas sobre a taxa SELIC são mais complexas para fins de análise. Os padrões fugiram completamente dos verificados por MINELLA (2001). Para este autor, a reação às mudanças nos preços era sempre positiva, ainda que menos que proporcional ao choque, independentemente do período estudado pelo VAR. Aqui, a reação negativa forte inicial das taxas de juros pode indicar uma certa miopia das autoridades monetárias ao choque, uma vez que movimentos positivos aparecem depois de passados quatro meses do choque. Mais uma evidência da aparente miopia é a reação mais do que proporcional em relação a choques no hiato do desemprego. Parece que a política monetária esteve particularmente voltada para o combate ao aquecimento excessivo da

economia ao longo do período considerado<sup>20</sup>.

**GRÁFICO 4.19 - Efeitos sobre "ΔSELIC" de Choques em Objetivos de Política Monetária**



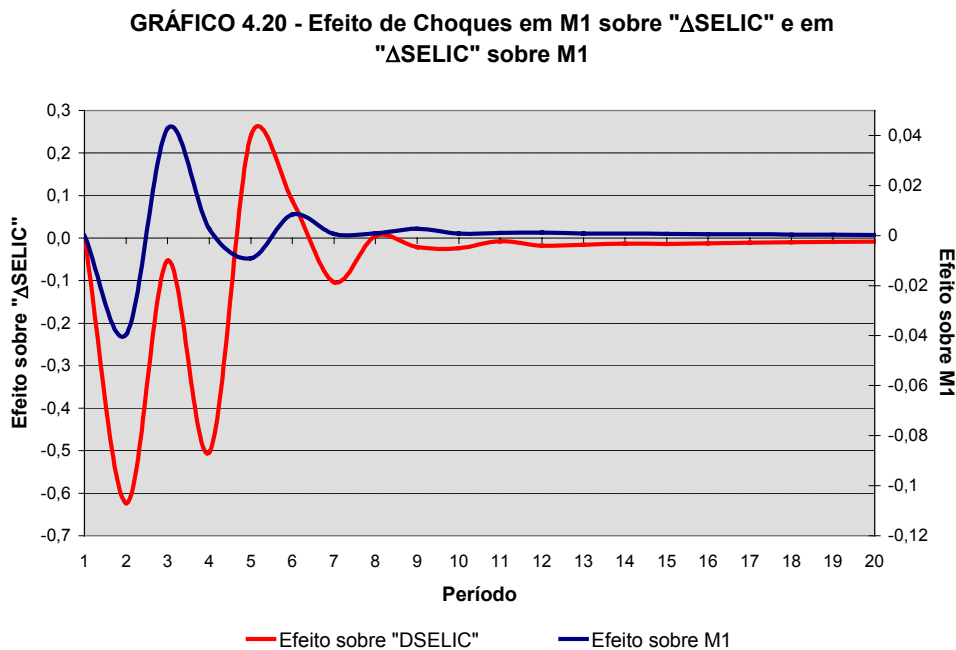
A evidência que não pode faltar para que se confirmem estas hipóteses sobre a função objetivo da política monetária deve ser encontrada na substitutibilidade entre instrumentos de política monetária. A existência de políticas de esterilização dos instrumentos constitui pano de fundo fundamental em qualquer análise neste sentido. A verificação desta hipótese é feita através das funções de impulso-resposta estimadas para choques aplicados à taxa SELIC e os seus efeitos sobre M1, e vice-versa. O gráfico 4.19 mostra as funções estimadas.

Aparentemente, não existe uma substituição perfeita entre os instrumentos, uma vez que os efeitos de choques na taxa SELIC sobre a taxa de crescimento de M1 são desprezíveis. Por outro lado, mudanças na condução do estoque monetário sofrem um processo de esterilização muito imperfeita, tendo em vista os primeiros meses onde existe queda na taxa nominal de juros. Os resultados encontrados por MINELLA (2001, página 28) também são, de certa forma, inconclusivos quando é utilizado o IPCA como medida de

<sup>20</sup> Fala-se em combate ao aquecimento da economia como uma das causas – talvez a mais plausível – de choque positivo sobre o “*NAIRU gap*”, que é a queda no desemprego. É pouco razoável considerar choques positivos como resultado do afastamento da NAIRU em relação ao desemprego. Como foi considerado na seção 4.3, este último fenômeno é resultado de restrições estruturais da economia, e não de mudanças conjunturais, de curto prazo.



inflação. Na especificação que mais se aproxima do modelo adotado aqui<sup>21</sup>, não existe efeito estatisticamente significativo de choques sobre M1 na taxa SELIC. Por outro lado, choques na taxa SELIC exercem pequena influência no estoque de moeda ofertada.



#### 4.4.3 SISTEMA RESTRITO: PÓS-REAL

A estimação agora repete os mesmos procedimentos adotados anteriormente, com a diferença da restrição da amostra para o período entre janeiro de 1995 até agosto de 2002. A idéia aqui é ter uma estimação que seja diretamente comparável com a de MINELLA (2001) no maior número de características possíveis. A razão para ter o início da amostra em 1995 é compatibilizar os resultados com a Curva de Phillips em amostras parciais estimada na seção 4.3.4, evitando, assim, ruídos decorrentes da adaptação da economia ao novo ambiente de estabilidade de preços.

Por opção que não compromete os resultados obtidos em outras formulações o modelo estimado aqui apresenta o mesmo número de defasagens utilizado na seção anterior para a equação que descreve as variáveis endógenas que não sejam o IPCA. O teste LR, novamente, aponta para o modelo com apenas uma defasagem. Todavia, mais uma vez o melhor ajuste dos resíduos das equações favoreceu a escolha do modelo menos

<sup>21</sup> A comparação é feita com o modelo “growth-rate” aplicada na terceira sub-amostra. O modelo adota as

parcimonioso.

A tabela S apresenta os testes aplicados sobre os resíduos do sistema estimado. É possível notar a melhora significativa dos resultados dos testes de heteroscedasticidade. De fato, o período que compreende a estimativa está bem caracterizado como um dos regimes do modelo markoviano. O ajuste dos dados foi bom pelo ponto de vista da violação das premissas básicas da análise de regressão. Todavia, o mesmo não se pode dizer em relação ao ajuste dos modelos. O  $R^2$  estimado para cada uma das equações, mostrado ao final da tabela T juntamente com os resultados do sistema, apresenta uma queda considerável quando comparado com o modelo anterior. A tabela U mostra a correlação dos resíduos do sistema estimado. Apesar do crescimento nas correlações estimadas, o sistema continua apresentando bons resultados.

**TABELA S** – Testes Sobre os Resíduos do Sistema Restrito – Janeiro/95 a Agosto/02

Teste	HIATO	IPCA	EXPEC	M1-Census	$\Delta$ SELIC
Autocorrelação – LM(1)	0.930157	0.000000	0.999999	0.999999	0.999999
Autocorrelação – LM(6)	0.933872	0.000001	0.938100	0.998573	0.998839
ARCH	0.508244	0.000000	0.654700	0.363733	0.688501
Heteroscedasticidade	0.001586	0.000000	0.972803	0.958078	0.996947
Normalidade	0.001899	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000

A estimativa do sistema restrito possui, de fato, poucos coeficientes com significância estatística de 5%. Até por causa disto, surpreende o bom ajuste dos resíduos aos testes de especificação. Chama atenção o fato de poucas variáveis se aproximarem de um processo de “*random walk*”. Entretanto, uma questão sobre a estrutura da variável *EXPEC* pode ser levantada. Um teste de hipótese simples ( $t_c = 0,12249$ ) não permite rejeitar a hipótese de que a soma dos coeficientes estimados de *EXPEC(-1)* e  *$\Delta$ SELIC(-1)* seja igual a um. Não é de se duvidar que a composição da variável a partir das taxas de juros possa estar influenciando no seu processo estocástico.

---

variáveis de preço e estoque monetário usadas aqui e a amostra é a que mais se aproxima da estimativa.

TABELA T – Estimativa do Sistema Restrito – Janeiro/95 a Agosto/2002

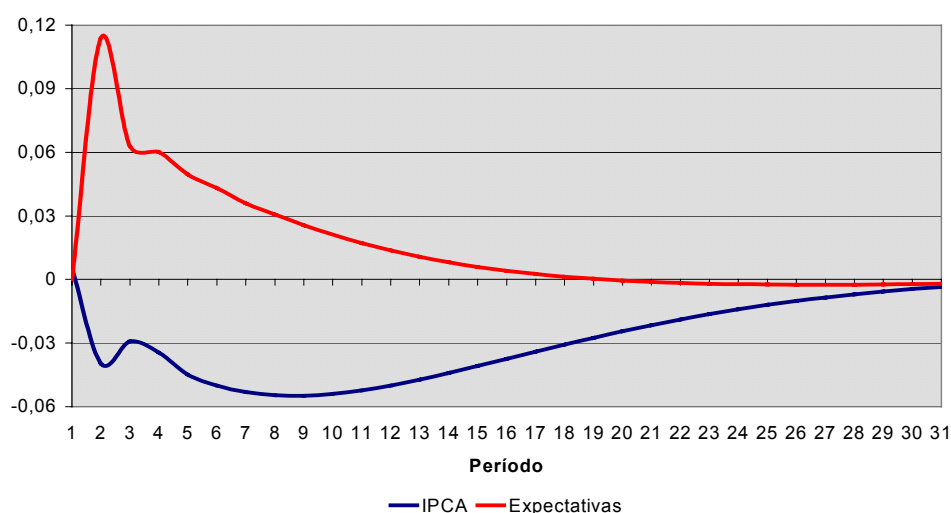
	EXPEC	HIATO	ΔSELIC	M1-Census
IPCA(-1)	0.064179 (0.109640)	0.038028 (0.061531)	-0.007979 (0.091041)	-0.002969 (0.011474)
IPCA(-2)	-0.013347 (0.103994)	-0.003573 (0.058363)	-0.091949 (0.086353)	-0.009600 (0.010883)
EXPEC(-1)	0.65003* (0.136144)	-0.000207 (0.076406)	0.123943 (0.113049)	-0.001862 (0.014248)
EXPEC(-2)	0.209054 (0.129766)	-0.085236 (0.072827)	-0.134156 (0.107753)	0.011755 (0.013580)
HIATO(-1)	-0.111628 (0.198461)	0.636478* (0.111379)	0.256128 (0.164795)	0.004454 (0.020769)
HIATO(-2)	0.128640 (0.196248)	0.090788 (0.110137)	-0.196291 (0.162958)	0.021010 (0.020538)
ΔSELIC(-1)	0.367480* (0.163797)	-0.053534 (0.091925)	-0.147413 (0.136012)	-0.025049 (0.017142)
ΔSELIC(-2)	-0.063570 (0.138390)	-0.136296 (0.077666)	-0.123646 (0.114914)	-0.023527 (0.014483)
M1-Census(-1)	-0.820007 (1.043388)	-0.131048 (0.585564)	0.513323 (0.866395)	-0.028156 (0.109192)
M1-Census(-2)	1.100051 (1.025017)	-0.026447 (0.575254)	0.547023 (0.851141)	0.181397 (0.107269)
SKEW	0.078763 (0.157619)	-0.072506 (0.088458)	-0.053648 (0.130882)	0.004718 (0.016495)
C	0.038258 (0.076525)	0.008289 (0.042947)	0.055223 (0.063544)	0.017708* (0.008008)
Determinant residual covariance		2.92E-08		
Equation 1: $IPCA = -0.0838189883157 - 0.0495242130537*EXPEC + 0.215993147999*IPCA(-1) + 2.102155*INVU + 0.01776961316*DSELIC + 1.24440668664*SKEW$				
R-squared	0.654021	Mean dependent var	0.684239	
Adjusted R-squared	0.657782	S.D. dependent var	0.591001	
S.E. of regression	0.345732	Sum squared resid	10.99682	
Durbin-Watson stat	0.402076	Observations:	92	
Equation 2: EXPEC				
R-squared	0.804012	Mean dependent var	0.767527	
Adjusted R-squared	0.777063	S.D. dependent var	0.786615	
S.E. of regression	0.371410	Sum squared resid	11.03561	
Durbin-Watson stat	1.996776	Observations:	92	
Equation 3: HIATO				
R-squared	0.648905	Mean dependent var	-0.195024	
Adjusted R-squared	0.600630	S.D. dependent var	0.329833	
S.E. of regression	0.208440	Sum squared resid	3.475795	
Durbin-Watson stat	2.113468	Observations:	92	
Equation 4: DSELIC				
R-squared	0.126544	Mean dependent var	-0.025625	
Adjusted R-squared	0.006444	S.D. dependent var	0.309405	
S.E. of regression	0.308407	Sum squared resid	7.609168	
Durbin-Watson stat	2.041001	Observations:	92	
Equation 5: M1-Census				
R-squared	0.129785	Mean dependent var	0.016758	
Adjusted R-squared	0.010131	S.D. dependent var	0.039067	
S.E. of regression	0.038868	Sum squared resid	0.120861	
Durbin-Watson stat	1.934754	Observations:	92	

NOTA: (\*) mostra significância da estimativa a 5% de significância. Desvio-padrão entre parênteses.

**TABELA U – Matriz de Correlação Residual do Sistema Restrito**

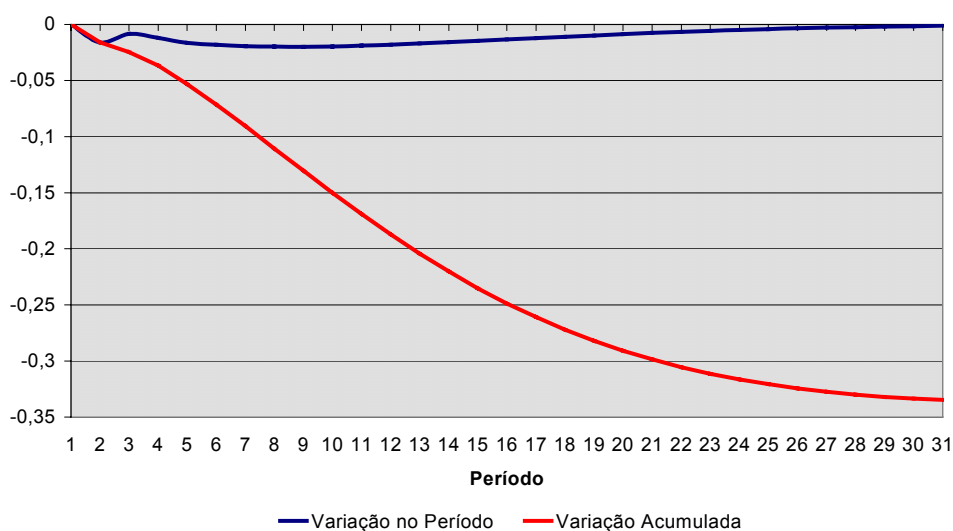
	<i>IPCA</i>	<i>EXPEC</i>	<i>HIATO</i>	<i>DSELIC</i>	<i>MI-Census</i>
<i>IPCA</i>	1.000000	0.245331	0.164145	0.168265	-0.098971
<i>EXPEC</i>		1.000000	0.037941	0.642242	-0.156519
<i>HIATO</i>			1.000000	0.005397	-0.130831
<i>DSELIC</i>				1.000000	-0.240745
<i>MI-Census</i>					1.000000

Entrando já na análise das funções de impulso-resposta, talvez o resultado principal a que se propunha a análise do sistema fica comprovado. A variável *EXPEC* efetivamente possui algum componente que acompanha as expectativas de inflação no período. Lembrando de SIMS (1992), que fez uso de um índice de preços de *commodities* para eliminar o chamado “*price puzzle*”, temos que a função de impulso-resposta de um choque de taxas de juros apresenta justamente os resultados esperados: a estagnação das expectativas em um patamar elevado, posterior ao choque, e a correção do quebra-cabeças, com a taxa de inflação caindo após o aumento nas taxas de juros. Vale lembrar que MINELLA (2001), no seu modelo aplicado ao IPCA, somente conseguiu resultados equivalentes ao incluir uma variável que controla crises internacionais.

**GRÁFICO 4.21 - Impacto de um Choque na Variável "DSELIC" sobre o IPCA e as Expectativas - Sistema Restrito**

Observando novamente o impacto das taxas de juros sobre o lado real da economia, nota-se um maior poder da política monetária em influenciar o comportamento do hiato do desemprego. É importante lembrar que o efeito acumulado de um choque nos juros sobre o hiato na estimação com a amostra inteira ficou em 0,16. Aqui, os valores parecem se estabilizar em torno de 0,35. O gráfico 4.21 mostra os efeitos em um espaço de 30 meses.

**GRÁFICO 4.22 - Impacto de um Choque sobre "ΔSELIC" no Hiato do Desemprego - Modelo Restrito**



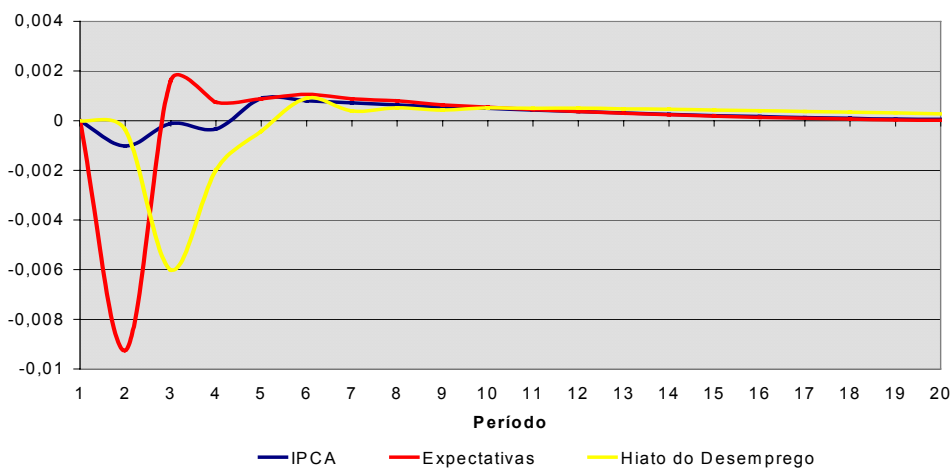
Dentro da análise da política econômica, podemos notar que os efeitos sobre a taxa de crescimento de M1 de choques em qualquer uma das variáveis de política econômica são muito pequenos, mesmo quando acumulados no tempo. O gráfico 4.22 mostra que o maior efeito em um ponto do tempo corresponde, aproximadamente, à décima parte do efeito total sobre M1 na estimação com a amostra completa. Desta forma, pode-se considerar estes choques sobre M1 como desprezíveis. Por outro lado, parece que as taxas de juros reagem, neste período, com muito mais força em relação a choques sobre as expectativas do que sobre a própria taxa de inflação. A afirmação parece razoável até pela estrutura proposta no sistema de metas de inflação, onde os choques de oferta buscam ser acomodados, enquanto que os de demanda são reprimidos. Como, em sua maioria, os choques que o Brasil sofreu no período sobre a taxa de inflação foram principalmente de oferta<sup>22</sup>, é razoável esperar este resultado exposto no gráfico 4.23.

Fica mais difícil fazer afirmações a respeito do comportamento das autoridades monetárias diante de choques sobre o lado real da economia. A reação do governo, expressa através das variações nas taxas de juros, quando acumulada parece se cancelar, apesar de ser muito forte ao longo do tempo. Como o efeito sobre a taxa de crescimento do estoque de moeda é desprezível, parece pouco razoável afirmar que o governo tenha na

<sup>22</sup> A saber, as desvalorizações cambiais de 1999 e 2001, que alteraram os preços relativos entre “*tradeables*” e “*non-tradeables*”, além do racionamento de energia proposto e aplicado ao longo de 2000.

estabilidade do ciclo econômico um de seus objetivos principais a ser atingido pela política monetária neste período.

**GRÁFICO 4.23 - Efeitos sobre M1 de Choques em Objetivos de Política Monetária - Modelo Restrito**



A hipótese de esterilização da política monetária ganha contornos confusos também na análise deste período, conforme o gráfico 4.24. Os efeitos sobre a taxa SELIC de um aumento na taxa de crescimento de M1 são claros, apesar da pequena magnitude, no sentido de confirmação da hipótese. Por outro lado, choques positivos nas taxas de juros, logo contracionistas, possuem os seus efeitos amplificados por uma redução na taxa de crescimento do agregado monetário. Desta forma, parece que a autoridade monetária faz pequenas calibragens nas taxas de juros quando mexe em M1, mas usa a política monetária com todos os seus instrumentos quando pretende reduzir a demanda agregada.

**GRÁFICO 4.24 - Efeitos sobre "ΔSELIC" de Choques em Objetivos de Política Monetária - Modelo Restrito**

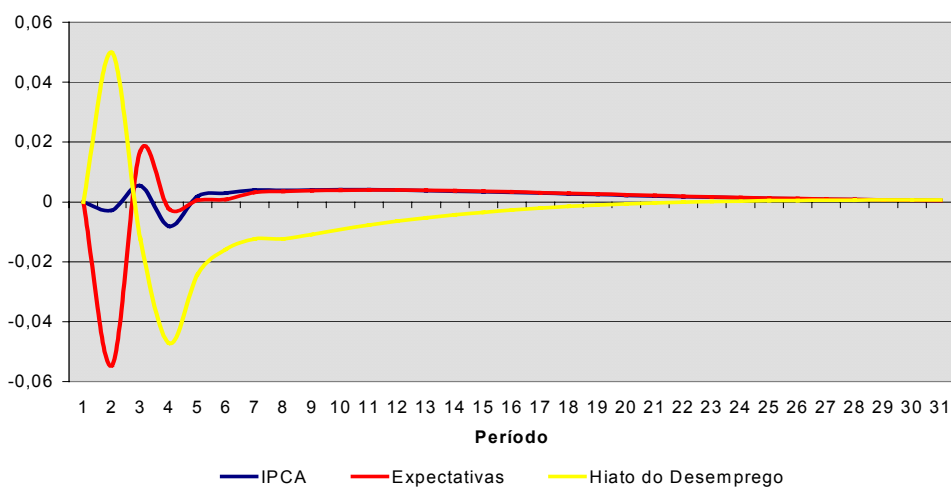
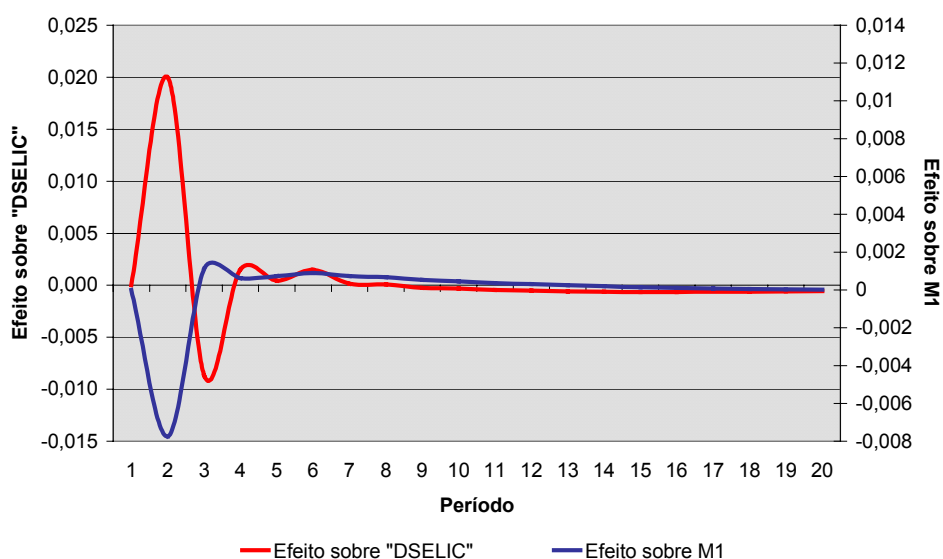
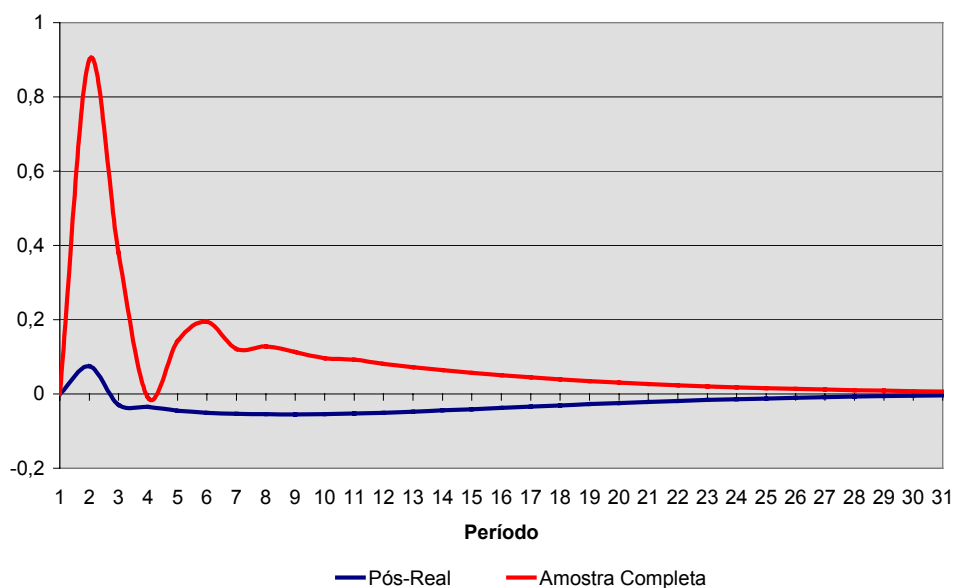


GRÁFICO 4.25 - Efeito de Choques em M1 sobre "DSELIC" e em "DSELIC" sobre M1 - Modelo Restrito



Por último, falta comparar, nas duas estimativas, a persistência da inflação. Verificando o gráfico 4.25 das respostas da inflação diante de um choque exógeno, observam-se efeitos relevantes na análise com amostra completa até 12 meses após o choque. Neste período, a inflação restante corresponde a 7% do choque aplicado. Para o período posterior ao Plano Real, a inércia passa a ter um papel muito reduzido, com os choques exógenos implicando, inclusive, em uma deflação persistente, mas sem magnitude relevante. Na comparação com MINELLA (2001), os efeitos estimados são ainda menores. Aparentemente, o modelo com a amostra completa é que parece gerar resultados mais parecidos com os do autor. Desta forma, a quebra do fator inercial da inflação parece ter exercido, efetivamente, papel fundamental no programa de estabilização da economia brasileira iniciado em julho de 1994.

GRÁFICO 4.26 - Persistência Inflacionária



#### 4.4.4 NOTAS CONCLUSIVAS

A estimação de sistemas de equações trouxe, de fato, algumas respostas interessantes a problemas, vistos tanto pelo ângulo da econometria e métodos aplicados, como da macroeconomia e política monetária. É provável que o resultado mais relevante, do ponto de vista econométrico, seja a relevância da medida de expectativas construída para que o chamado “*price puzzle*” desaparecesse. Se levarmos em conta a conhecida crítica de Lucas sobre os sistemas estimados, e considerarmos como válida apenas o estudo para o período posterior ao Plano Real, temos que a variável *EXPEC* exerce um papel fundamental na correção do problema. Importante registrar, também do ponto de vista econométrico, a importância do método de estimação e da especificação da dinâmica da taxa de inflação pela Curva de Phillips. A estimação de um VAR por OLS para o período em questão, além de piorar a correlação residual entre as equações, não faz desaparecer o problema. De fato, conforme explicou MINELLA (2001, página 14), o sistema com falhas de especificação pode apresentar este problema. Entretanto, especialmente para o caso de amostras pequenas, não parece ser razoável acrescentar mais uma variável ao modelo, como fez o autor.

Pelo lado da política econômica, os sistemas estimados confirmaram a hipótese do aumento do poder da ação da autoridade monetária em períodos de inflação baixa. Este resultado se sustenta tanto visto pela influência no lado real da economia, ao se comparar



os efeitos de choques de juros sobre o hiato do desemprego, quanto pelo lado monetário, ao se verificar as funções de resposta da autoridade diante de choques sobre a taxa de inflação e as suas expectativas.

É óbvio que o sistema estimado ainda tem muito para ser melhorado. Talvez a especificação de uma equação mais complexa, capaz de dar maior poder de explicação sobre o hiato do desemprego (algo próximo de uma equação de Okun, por exemplo), possa fornecer outras abordagens ao problema aqui proposto. Entretanto, fica registrado o trabalho como um passo na construção de melhores sistemas tendo em vista a obtenção de funções de impulso-resposta da política monetária para o Brasil.

## CONCLUSÕES

O trabalho procurou expandir a literatura empírica sobre a Curva de Phillips no Brasil através do estabelecimento de uma relação consistente entre três fundamentos básicos, de íntimo contato na análise de política econômica: o processo de formação de expectativas; a dinâmica entre inflação e nível de atividade; e a relação entre a Curva de Phillips e os instrumentos de política monetária. A evolução do raciocínio ao longo do estudo buscou sempre relacionar estes três tópicos que a literatura sempre tratou de forma desconexa, mas que não deixam de apresentar alta complementaridade.

A abordagem proposta por ROBERTS (1997) oferece uma argumentação muito interessante para os dois problemas principais da Curva de Phillips no seu formato novo-keynesiano. A noção de que um processo de racionalidade imperfeita, ou parcialmente adaptativo, na formação de expectativas é capaz de responder às questões sobre a inércia da taxa de inflação e aos custos de inflação parece ter forte fundamentação empírica. Desta forma, tendo como base a sua fundamentação microeconômica, encontramos uma das primeiras novidades oferecidas por este estudo, onde a separação de um componente adaptativo na formação de expectativas oferece resultados bastante interessantes e robustos à formulações alternativas.

De toda forma, é importante frisar que o objetivo do trabalho nunca foi o de contrastar, para o caso brasileiro, as formulações de FUHRER e MOORE (1995) e o modelo de ROBERTS (1997). Este último apenas foi usado como o fundamento microeconômico para a análise empírica que se seguia. Com os resultados obtidos, todavia, tornam-se necessários estudos que relaxem as hipóteses levantadas por ALMEIDA, MOREIRA e PINHEIRO (2002), especialmente sobre o formato das expectativas, para que conclusões neste sentido sejam alcançadas.

Uma inovação deste trabalho foi aprimorar os testes tradicionais que verificam a racionalidade perfeita dos agentes, tendo em vista os desenvolvimentos recentes da metodologia econométrica. Estabelecer uma relação entre a percepção dos agentes sobre a economia e a inflação efetivamente realizada possibilitou a caracterização de processos distintos de comportamento dos agentes, marcados, principalmente, pela variância da taxa de inflação e a sua persistência em resposta a choques ao longo do

tempo.

Nesta linha, chamam a atenção os indicativos da forte relação entre o hiato do desemprego e o formato das expectativas. Períodos onde a política monetária se mostrou clara e previsível para os agentes resultaram, de um modo geral, em poucas pressões pelo lado da demanda. Mais do que isto, a antecipação dos agentes a mudanças de rumos no ambiente econômico se refletiu na coincidência entre a presença de um regime markoviano próprio em fases de reduções bruscas no excesso de demanda. Outra sugestão de trabalho é esclarecer, com maiores cuidados, qual o canal que possibilita esta antecipação por parte dos agentes. Em outras palavras, resta questionar se existem outros sinais que os agentes absorvem, além do hiato do desemprego, para que a sua percepção sobre a economia se altere.

Outro cuidado que foi tomado aqui, no contraste com as abordagens tradicionais de testes sobre a validade da Curva de Phillips como formulação teórica, diz respeito à medida de excesso de demanda. O cálculo de uma taxa de desemprego que não acelere a inflação, buscando a formalização de uma medida efetiva de hiato do desemprego, deveria ser o alvo básico de toda a análise neste sentido. Por este ponto de vista, os resultados obtidos na análise também parecem ser bastante consistentes com resultados obtidos na literatura para o Brasil. A NAIRU estimada possui um comportamento adequado diante do histórico da economia brasileira e oferece uma análise alternativa, porém consistente, para o período posterior à desvalorização do Real, em 1999. Enquanto os modelos de LIMA (2000) apontam para a existência potencial de perda de produto como resultado do choque, visto pelo hiato do desemprego, o resultado padrão mostra a existência de um certo equilíbrio em um nível elevado entre a demanda possível e efetiva de trabalho. Um fator que corrobora para a análise é a verificação que o ano de 1999, mesmo com o choque sofrido, terminou com um leve crescimento do produto interno bruto real (0,79%, segundo o IBGE).

Ainda sobre a NAIRU estimada, chama a atenção, na comparação com os demais trabalhos, a elevada precisão da estimativa realizada. Os intervalos de confiança estimados em LIMA (2000), por exemplo, são muito largos. Este resultado se sustenta em trabalhos para outros países que fizeram uso de uma relação linear entre a taxa de desemprego e a inflação. Assim, como sugestão para estudos futuros, vale a pena

aprofundar testes sobre a validade de modelos não-lineares na Curva de Phillips, dentro da linha proposta em DEBELLE e LAXTON (1997).

A questão de microfundamentação da análise também trouxe bons resultados para a verificação de hipóteses sobre o comportamento agregado da economia. De fato, o uso de uma medida de assimetria possibilitou a formalização de mais um teste sobre a eventual presença de um componente inercial autônomo na inflação brasileira. A hipótese que rejeita a equivalência entre Curvas de Phillips estimadas com o “*core inflation*” e os modelos que possuem a assimetria como variável de controle traz mais uma informação que sustenta as análises inerciais da inflação, levantadas ao longo dos anos 80. Os choques de fundo microeconômico que provocam a assimetria do IPCA não são capazes de justificar toda a variação da taxa de inflação ao longo dos últimos 12 anos.

Os sistemas de equações estimados e suas funções de impulso resposta trouxeram os resultados esperados pela análise tradicional. Os ganhos de poder dos instrumentos de política monetária são, talvez, os mais robustos obtidos pela análise. Também se destaca a capacidade da medida de expectativas adotada em corrigir o “*price puzzle*” no período restrito ao Plano Real. Além disso, a dinâmica proposta pelas estimativas da relação entre inflação e desemprego foi capaz de corrigir os problemas constantes de relacionamentos entre equações, que comprometiam a qualidade dos sistemas tradicionais.

Talvez seja justamente este tópico que pode ser apontado como fonte de desenvolvimentos futuros na área. O aumento do poder de explicação de sistemas é uma tarefa difícil, mas de importância muito grande para a análise da política monetária. Considerar também uma melhor apuração da medida de expectativas pode ser uma boa estratégia para a pesquisa sobre o tema. De fato, a alternativa na construção da medida, comentada no capítulo 1, pode representar de forma mais robusta o processo de formação das expectativas dos agentes. Outro ponto relevante para a pesquisa na área para o Brasil é o estabelecimento de um relacionamento equivalente à Curva de Phillips com medidas de produto como nível de atividade, em vez do desemprego sempre utilizado.

Tendo comentado propostas de futuros aperfeiçoamentos e aprofundamentos

para a pesquisa na área, resta, então, fazer algumas avaliações de caráter normativo para a política econômica, observando os resultados do estudo. Talvez o resultado mais importante para fins de política já seja um ponto comum na literatura: a necessidade de clareza nas ações e nos objetivos dos “*policymakers*”, tendo como fim a manutenção da estabilidade de preços. Entretanto, o uso de ações que condicionem as expectativas para que este fim seja atingido (através de sistemas de metas de inflação, por exemplo) possui efeitos limitados no longo prazo para a manutenção da sua credibilidade.

Desta forma, ganha peso a adoção de ações preventivas, “*forward-looking*”, capazes de, no mínimo, reduzir a variância do desemprego. Estas serão boas políticas para evitar elevados custos de desinflação decorrentes de longos períodos em que a taxa de desemprego fique acima da taxa natural proposta por Friedmann. Vale lembrar aqui a diferença existente entre NAIRU e a taxa natural em Curvas de Phillips não-lineares. A adoção destas políticas é um resultado direto do formato convexo da Curva de Phillips no curto prazo. Por outro lado, o mesmo formato convexo implica a preferência por estratégias gradualistas de ação, uma vez que o crescimento muito rápido da taxa de desemprego, com o objetivo de conter a inflação, terá sucesso apenas limitado e de custos reais bastante elevados, tendo em vista ainda a ausência de expectativas perfeitamente racionais.

Especificamente para o Brasil, um fenômeno importante parece estar tomando forma, uma vez que, depois da desvalorização de 1999, o mercado de trabalho encontrou uma espécie de equilíbrio, ainda que a taxa de desemprego esteja em valores bem mais elevados que a sua média histórica. Como a inflação realizada no período entre 1999 e 2002 foi também mais elevada que a média do Plano Real, parece que a Curva de Phillips acabou sofrendo um deslocamento de nível “para fora”, onde, para um mesmo nível de inflação, apenas uma taxa maior de desemprego é compatível. Desta forma, fazer uma separação cuidadosa entre o que é um aspecto estrutural do mercado de trabalho e o que toma forma de pressão de demanda constitui um grande desafio das autoridades governamentais daqui para frente.

Ainda assim, é fundamental destacar que a inflação mais alta nos últimos três anos possui causas exógenas determinantes. Mesmo que a inflação tenda a cair na sua média nos próximos anos, é provável que o mercado de trabalho não apresente

mudanças significativas de nível. Mais ainda, reduções adicionais da taxa de inflação para os níveis obtidos entre 1995 e 1998 deverão apresentar custos reais muito elevados. Para reduzir estes custos, torna-se ainda mais importante o uso de políticas gradualistas que sejam capazes de deixar claro o comportamento futuro da autoridade monetária diante de eventuais choques. Estas políticas, além de condicionar as expectativas, serão capazes de trazer maior estabilidade para a economia.

Para encerrar, uma nota sobre os dois grandes grupos que STAIGER *et alli* (2001) dividiram os economistas. Ao que parece, mesmo com os sucessivos choques pelos quais passou a economia brasileira, a Curva de Phillips ainda está muito viva, e com boas perspectivas no seu uso como guia de política econômica. A boa robustez, combinada com a precisão nas estimativas da NAIRU, nos leva a crer que, permitindo a incorporação de determinadas propriedades, como a formação de expectativas e o controle de choques microeconômicos, a Curva de Phillips ainda terá um grande poder de explicação dos fenômenos econômicos por muitas gerações de economistas que ainda se formarão.

## BIBLIOGRAFIA

- ALMEIDA, C.L., MOREIRA, T.B.S. E PINHEIRO, F.J.Q. Modelos Novo-Keynesianos de Rigidez de Preços e de Inflação: Evidência Empírica para o Brasil. Revista Economia Aplicada, São Paulo, v. 6, n. 1, mar. 2002.
- BAKHSI, H. E YATES, A. Are U.K. Inflation Expectations Rational? Bank of England Discussion Papers, Londres, 1998.
- BALL, L. Credible Disinflation with Staggered Price Setting. American Economic Review, v. 84, p. 282-289, mar. 1994.
- BALL, L. Disinflation with Imperfect Credibility. Journal of Monetary Economics, v. 35, p. 5-23, 1995.
- BALL, L. Near Rationality and Inflation in Two Monetary Regimes. NBER Working Paper, n. 7988. Outubro, 2000.
- BALL, L. E MANKIW, N.G. Relative-Price Changes as Aggregate Supply Shocks. Quarterly Journal of Economics, v. 110, n. 1, p. 161-193, 1995.
- BALL, L. E MANKIW, N.G. Interpreting the Correlation Between Inflation and the Skewness of Relative Prices: A Comment on Bryan and Cecchetti. Review of Economics and Statistics, v. 81, n. 2, p. 197-198, 1999
- BARR, D.G. E CAMPBELL, J.Y. Inflation, Real Interest Rates, and the Bond Market: a Study of U.K. Nominal and Index-Linked Government Bond Prices. NBER Working Paper, n. 5821. Nov. 1996.
- BERK, J.M. Consumers' Inflation Expectations and Monetary Policy in Europe. Research Memoranda n. 2000-20, Faculteit der Economische Wetenschappen en Econometric. Holanda, jun. 2000.
- BERNANKE, B.S., LAUBACH, T., MISHKIN, F.S. e POSEN, A.S. Inflation Targeting – Lessons from the International Experience. Princeton University Press, primeira edição. New Jersey, 1999.
- BONELLI, R. E FONSECA, R. Evolução da competitividade da produção manufatureira no Brasil. Rio de Janeiro, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada -

IPEA , jul. 1998. (texto para discussão, n. 574)

BONOMO, M.A. E GARCIA,R. Tests of Conditional Asset Pricing Models in the Brazilian Stock Market. Textos para discussão do Centre de Recherche et Développement en Économique da Universidade de Montreal. Canadá, 1997.

BONOMO, M.A., CARRASCO, V. E MOREIRA, H. Aprendizado Evolucionário, Inércia Inflacionária e Recessão em Desinflações Monetárias. Rio de Janeiro, Departamento de Economia da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, 2000. (Texto para discussão n. 437)

BROUWER, G. E ELLIS, L. Forward-Looking Behaviour and Credibility: Some Evidence and Implications for Policy. Reserve Bank of Australia, fev. 1998. (Research Discussion Paper n. 9803)

BRYAN, M.F. E CECCHETTI, S.G. Inflation and the Distribution of Price Changes. Review of Economics and Statistics, v. 81, n. 2, p. 188-196, 1999.

CACCIAMALI, M. C. E BEZERRA, L. L. Produtividade e Emprego Industrial no Brasil. Revista Brasileira de Economia, Rio de Janeiro, nº 51, jan/mar. 1997.

CALVO, G.A. Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework. Journal of Monetary Economics, v. 12, n. 3, p. 983-998. Set. 1983.

CARROLL, C.D. The Epidemiology of Macroeconomic Expectations. NBER Working Paper, n. 8695. Dez. 2001.

CATI, R.C., GARCIA, M.G.P. E PERRON, P. Unit Roots in the Presence of Abrupt Governmental Interventions with an Application to Brazilian Data. Rio de Janeiro, Departamento de Economia da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro. Dez. 1995. (Texto para discussão n. 349)

CLEMENS, M.P. E KROLZIG, H-M. Modeling Business Cycles Features Using Switching Regime Models. Discussion Paper n. 58, University of Oxford, 2001.

DAHL, C.M. E HANSEN, N.L. The Formation of Inflation Expectations under Changing Inflation Regimes. Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics. The MIT Press, v. 4, n. 4, 2001.

DAVIDSON, R. E MACKINNON, J. Several Tests for Model Specification in the



Presence of Alternative Hypotheses. *Econometrica*, v. 49, p. 781-793, 1981.

DAVIES, R.B. Hypothesis Testing when a Nuisance Parameter Is Present Only Under the Alternative. *Biometrika*, v. 64, p. 247-254, 1977.

DEBELLE, G. E LAXTON, D. Is the Phillips Curve Really a Curve? Some Evidence for Canada, the United Kingdom and the United States. *IMF Staff Papers*, v. 44, Jun. 1997.

ELIASSON, A-C. Is the Short-Run Phillips Curve Nonlinear? Empirical Evidence for Australia, Sweden and the United States Sveriges Riksbank Working Paper Series n. 124. Set. 2001.

ENDERS, W. Applied Econometric Time Series. Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics. Ed. John Wiley & Sons. New York, 1995.

ENGLE, R.F. E GRANGER C.W.J. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica* v. 55, p. 251–276, 1987.

ERCEG, C.J. E LEVIN, A.T. Imperfect Credibility and Inflation Persistence. Working Papers do Board of Governors of the Federal Reserve, n. 2001-45. Out. 2001.

ESTRADA, A., HERNANDO, I. E LÓPEZ-SALIDO, J.D. Measuring the NAIRU in the Spanish Economy. Banco de España, Jul. 2000. (Working paper n. 9)

ESTRELLA, A. E MISHKIN, F.S. Rethinking the Role of NAIRU in Monetary Policy: Implications of Model Formulation and Uncertainty. NBER Working Paper, n. 6518. Abr. 1998.

FERRI, P., GREENBERG, E. E DAY, R.H. The Phillips Curve, Regime Switching, and the NAIRU. *Journal of Economic Behavior & Organization*, v. 46, p. 23-37, 2001.

FIGUEIREDO, F.M.R. Evaluating Core Inflation Measures for Brazil. Banco Central do Brasil, mar. 2001. (Texto para Discussão n. 14)

FUHRER, J. E MOORE, G. Inflation Persistence. *Quarterly Journal of Economics*, v. 110, p. 127-159, 1995

GAGNON, J.E. Long Memory in Inflation Expectations: Evidence from International Financial Markets. Board of Governors of the Federal Reserve, International Finance Discussion Papers n. 538. Fev. 1996.

- GALÍ, J. E GERTLER, M. Inflation Dynamics: a Structural Econometric Analysis. Journal of Monetary Economics, v. 44, p. 195-222, 1999.
- GARCIA, R. E PERRON, P. An Analysis of the Real Interest Rate Under Regime Shifts. Review of Economics and Statistics, v. 78, p. 111-125, 1996.
- GORDON, R. The Time-Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy. NBER Working Paper, n. 5735. Ago. 1996.
- GRANT, A.P. E THOMAS, L.B. Inflationary Expectations and Rationality Revisited. Economic Letters, v. 62, p. 331-338, 1999.
- GREENE, W.H. Econometric Analysis. 4<sup>a</sup>. edição, New Jersey, Prentice Hall, 2000.
- GRUEN, D. PAGAN, A. E THOMPSON, C. The Phillips Curve in Australia. Research Discussion Paper 1999-01, Reserve Bank of Australia. Jan. 1999.
- HAMILTON, J.D. Analysis of time series subject to changes in regime. Journal of Econometrics, v. 45, p. 39–70, 1990.
- HAMILTON, J.D. Time Series Analysis. Princeton University Press, 1994.
- HARRIS, R.I. Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling, Londres, Prentice Hall, 1995.
- HOLDEN, S. E DRISCOLL, J.C. A Note on Inflation Persistence. NBER Working Paper, n. 8690. Dez. 2001.
- HOOKER, M.A. Are Oil Shocks Inflationary? Asymmetric and Nonlinear Specifications versus Changes in Regime. Board of Governors of the Federal Reserve, Finance and Economics Discussion Series, n. 65. Dezembro, 1999.
- JOHANSEN, S. Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models, Oxford University Press, 1995.
- KIM, S. Do Monetary Policy Shocks Matter in G-7 Countries? Using Common Identifying Assumptions about Monetary Policy across Countries, Journal of International Economics, v. 48, p. 387-412, 1999.
- KIM, C-J. E NELSON, C.R. State-Space Models with Regime Switching – Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications. Cambridge, The MIT Press, 2000.

KROLZIG, H-M. Econometric Modelling of Markov-Switching Vector Autoregressions Using MSVAR for Ox. Nuffield College, Oxford, 1998.

LIMA, E.C.R. The NAIRU, Unemployment and the Rate of Inflation in Brazil. Rio de Janeiro, Instituto Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA, ago. 2000. (Texto para discussão n. 753)

LOURENCO, R.A. E GRUEN, D. Price Stickiness and Inflation. Reserve Bank of Australia. Mar. 1995. (Research Discussion Paper n. 9502)

MACKINNON, J.G. Critical Values for Cointegration Tests. In: ENGLE, R.F. E GRANGER, C.W.J. Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration, Oxford University Press, 1991, capítulo 13.

MANKIW, N.G. The Inexorable and Mysterious Tradeoff Between Inflation and Unemployment, The Economic Journal v.111, p. C45-C61. Mai. 2001

MANKIW, N.G. E REIS, R. Sticky Information Versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve. Harvard Institute of Economic Research. Mai. 2001. (Discussion Paper n. 1922)

MCCALLUM, B. Comment. NBER Macroeconomics Annual, p. 355-359, 1997.

MINELLA, A. Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000): a VAR Estimation. Banco Central do Brasil, nov. 2001. (Texto para Discussão n. 33)

MIO, H. The Phillips Curve and Underlying Inflation. Monetary and Economic Studies, maio, p. 85-107, 2001.

MORAES, R.C. Teoria da Inflação: Do Princípio da Demanda Efetiva à Curva de Phillips com Expectativas Adaptadas. Ensaio FEE, Ano 12, n. 1, p. 3-40, 1991.

MORAES, R.C. A Formulação da Hipótese de Expectativas Racionais. In: A Economia da Inflação, Porto Alegre, Editora da Universidade, Universidade Federal do Rio Grande do Sul. 1992.

NADAL-DE-SIMONE, F. Forecasting Inflation in Chile Using State-Space and Regime-Switching Models. IMF Working Paper, n. 162. Out. 2000.

PASTORE, A.C. Déficit Público, a Sustentabilidade do Crescimento das Dívidas Interna e Externa, Senhoriagem e Inflação: uma Análise do Regime Monetário

- Brasileiro. Revista de Econometria, v. 14, n. 2, p. 177-234. Nov. 1994 – Mar. 1995.
- PERRON, P. Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean. Journal of Business and Economic Statistics, v. 8, n. 2, p. 153-162, 1990.
- PHILLIPS, A.W. The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957. Economica, v. 25. Nov. 1958.
- PORTUGAL, M.S. Modelos de Parâmetros Variáveis: Uma Resenha Crítica. Revista Pesquisa e Planejamento Econômico, v. 23, n. 1, p. 99-134. Abr. 1993
- PORTUGAL, M.S. E MADALOZZO, R.C. Um Modelo de NAIRU para o Brasil. Revista de Economia Política, v. 20, n. 4 (80), p. 26-47. Out./Dez., 2000.
- RAGAN, C. Deriving Agents' Inflation Forecasts from the Term Structure of Interest Rates. Bank of Canada. Jan. 1995. (Working Paper n. 95-1)
- RAZIN, A. E YUEN, C-W. The "New Keynesian" Phillips Curve: Closed Economy vs. Open Economy. NBER Working Paper, n. 8313. Jun. 2001.
- ROBERTS, J.M. New Keynesian Economics and the Phillips Curve. Journal of Money, Credit and Banking, v. 27, n. 4, parte I, p. 975-984. Nov. 1995.
- ROBERTS, J.M. Is Inflation Sticky?. Journal of Monetary Economics, v. 39, p. 173-196, 1997.
- ROBERTS, J.M. Inflation Expectations and the Transmission of Monetary Policy. Board of Governors of the Federal Reserve, Finance and Economics Discussion Series Paper n.. 1998-43, 1998.
- ROBERTS, J.M. How Well Does the New-Keynesian Sticky-Price Model Fix the Data. Board of Governors of the Federal Reserve, Finance and Economics Discussion Series Paper n. 2001-13, 2001.
- ROCHA, F. Long Run Limits on the Brazilian Government Debt. Revista Brasileira de Economia, n. 4, 1997.
- RUUD, P.A. An Introduction to Classical Econometric Theory. Oxford University Press, 2000.
- SARGENT, T.J. Bounded Rationality in Macroeconomics. Oxford University Press, 1993.

SARGENT, T.J. The Conquest of American Inflation, Princeton University Press, 1999.

SCHOR, A., BONOMO, M.A. E PEREIRA, P.L.V. Arbitrage Pricing Theory (Apt) e Variáveis Macroeconômicas: Um Estudo Empírico Sobre o Mercado Acionário Brasileiro. Rio de Janeiro, Departamento de Economia da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Dez. 1998. (Textos para Discussão n° 391)

SIMS, C.A. Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: the Effects of Monetary Policy. European Economic Review, v. 36, p. 975-1000, 1992.

SÖDERLIND, P. Forward Interest Rates as Indicators of Inflation Expectations. Working Paper of the Institute for International Studies of the Stockholm University. Mai. 1995.

STAIGER, D., STOCK, J.H., WATSON, M.W. How Precise are the Estimates of the Natural Rate of Unemployment?. NBER Working Paper, n. 5477. Mar. 1996.

STAIGER, D., STOCK, J.H., WATSON, M.W. Prices, Wages and the U.S. NAIRU in the 1990s. NBER Working Paper, n. 8320. Jun. 2001.

TABAK, B.M. E ANDRADE, S.C. Testing the Expectation Hypothesis in the Brazilian Term Structure of Interest Rates. Banco Central do Brasil, Nov. 2001. (Texto para Discussão n. 30)

TAYLOR, J.B. Aggregate Dynamics and Staggered Contracts. Journal of Political Economy, v. 88, n. 1, p. 1-24, 1980.

TAYLOR, J.B. Staggered Wage and Price Setting in Macroeconomics, In: TAYLOR, J.B. E WOODFORD, M., Handbook of Macroeconomics, New York, North-Holland, 1999, cap. 15.

TEJADA, C.A.O. E PORTUGAL, M.S. Credibility and Reputation: an Application of the “External Circumstances” Model for the Real Plan. In: XXVIII Encontro Brasileiro de Econometria, 18. Salvador, 2001. Anais do XXVIII Encontro Brasileiro de Econometria, v. II.

WALSH, C.E. Monetary Theory and Policy, Massachusetts, MIT Press, 2000.

WOODFORD, M. Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy, *mimeo*, Princeton University Press, 2002.

## **ANEXO A – Nota Sobre a Composição da Taxa de Inflação e da Medida de Assimetria para os Meses de Agosto e Setembro de 1991**

O IBGE, em caráter excepcional, publicou em setembro de 1991 o resultado acumulado do IPCA para aquele mês e o mês de agosto de forma acumulada. Esta forma de apresentação traz sensíveis prejuízos à análise proposta, uma vez que esta metodologia foi generalizada para a construção inclusive dos componentes do índice do mês. Desta forma, o cálculo da média aparada, utilizada na medida de assimetria da distribuição de preços, sofreria do mesmo problema. Buscando minimizar estas perdas, algumas modificações foram realizadas para que os valores trabalhados efetivamente se mostrassem como uma aproximação razoável da realidade:

- As taxas de inflação para os meses de agosto e setembro de 1991 representam a média geométrica do valor acumulado apurado pelo IBGE. Esta representação tem sido padrão em outros trabalhos no uso do IPCA e do INPC em frequência mensal.

- Para o cálculo da média aparada do mês de agosto de 1991, considerou-se a razão entre o índice cheio e o índice aparado calculado em julho de 1991 como uma proporção a ser aplicada para o mês de agosto. Desta forma, supõe-se que eventuais desvios do núcleo da inflação de julho são propagados para o mês de agosto.

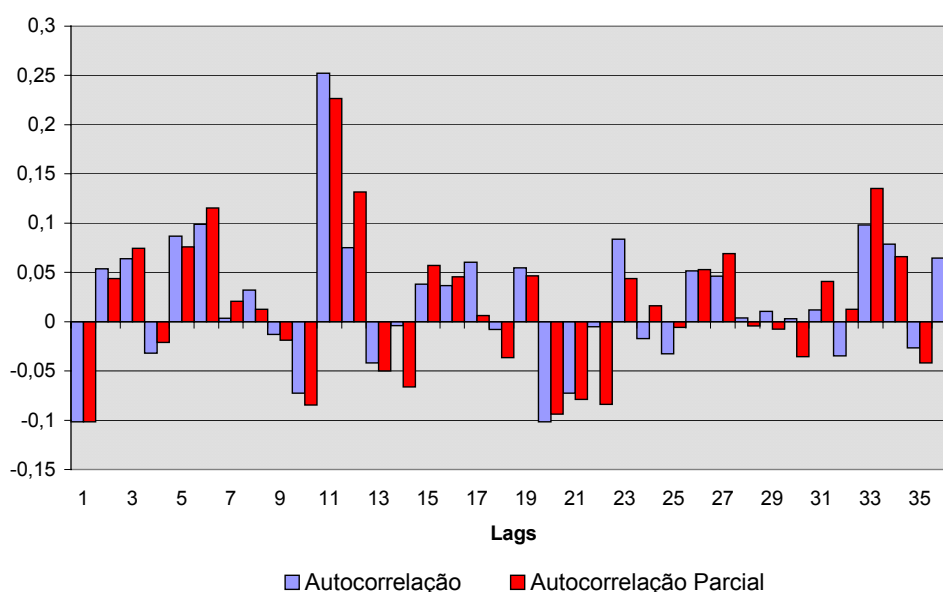
- Por outro lado, para a avaliação do índice de setembro de 1991, a razão entre o índice cheio e o índice aparado de outubro de 1991 operou como ponderador para o cálculo da média aparada para o mês de setembro. Assim, supõe-se que os choques verificados em outubro possuem a sua origem no mês de setembro.

Ainda que esta extrapolação possa ser considerada uma aproximação simples demais da realidade, outros métodos poderiam trazer conflitos ainda piores na sua composição. Como exemplo, decompor os componentes do IPCA através de médias geométricas é impossível em função da deflação verificada em alguns itens. Mais ainda, este tipo de decomposição implicaria em uma hipótese adicional sobre os pesos de cada componente no período, pois o IBGE também não divulgou os seus valores para o mês de agosto.

## ANEXO B – Estatísticas de Teste e Resultados Complementares do Modelo Markoviano

O estudo do modelo univariado com mudanças markovianas começou com a estimação de um modelo linear univariado. Como é sabido, o seu desenvolvimento passa, inicialmente, pela análise do correlograma da variável analisada. O gráfico A apresenta o correlograma do viés “*ex-post*”.

**GRÁFICO 1 - Correlograma da Variável Viés "Ex-Post"**



A estimação do modelo foi feita sem o uso de termos de médias móveis, buscando estabelecer uma comparação mais direta com o modelo de mudanças markovianas. A estimação do modelo univariado, conforme reportado no capítulo 4, foi formada por um termo AR(1) e constante. A inclusão de outros componentes autorregressivos gerou problemas de correlação serial nos resíduos. O resultado da estimação e as suas estatísticas de teste estão expostos abaixo.

Variável Dependente: Viés “Ex-Post”

Amostra Ajustada: 1990:02 2002:08

Convergência Atingida Após 3 Iterações

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variável	Coefficiente	Desvio-padrão	Estatística <i>t</i>	Prob.
C	0,430256	0,284873	1,510341	0,1331
AR(1)	-0,101598	0,082932	-1,225073	0,2225

R-squared	0,010444	Mean dependent var	-0,427139
Adjusted R-squared	0,003803	S.D. dependent var	3,817507
S.E. of regression	3,810241	Akaike info criterion	5,526419
Sum squared resid	2163,173	Schwarz criterion	5,566383
Log likelihood	-415,2446	F-statistic	1,572655
Durbin-Watson stat	1,990249	Prob(F-statistic)	0,211786
Inverted AR Roots	-0,10		

A análise de estabilidade dos parâmetros assume papel fundamental na determinação do número de regimes no modelo. A tabela BA reporta o resultado do teste RESET para a inclusão de termos não-lineares na equação. Já os gráficos 2 e 3 mostram a estimação dos parâmetros do modelo de forma recursiva. Note-se a alta variância das estimativas, tanto da constante quanto do termo AR(1).

**TABELA BA – Testes de Estabilidade do ARIMA (1,0,0)**

	AIC	Probabilidade
RESET (1)	5,520105	0,089*

NOTA: (\*) indica rejeição da hipótese nula de linearidade da equação estimada a 10%. O número entre parênteses na primeira coluna reflete o número de componentes não-lineares acrescentados na equação de teste. AIC = Akaike's Information Criterion.

**GRÁFICO 2 - Coeficientes Recursivos - Constante**

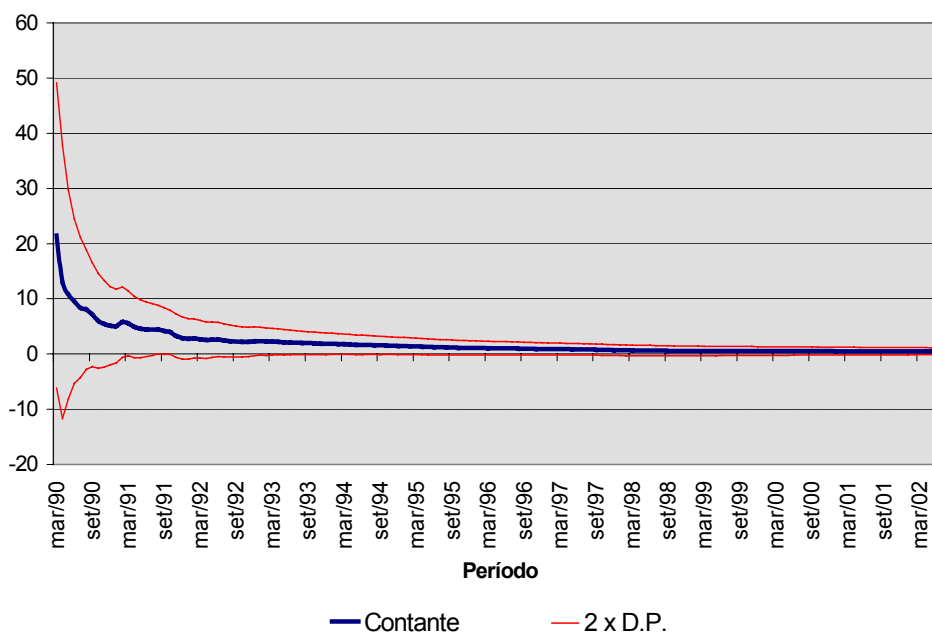
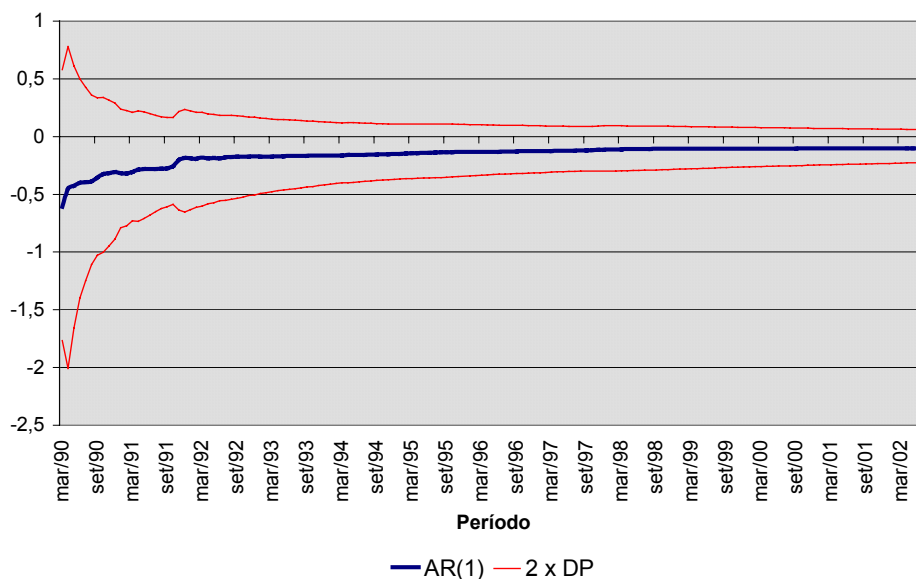


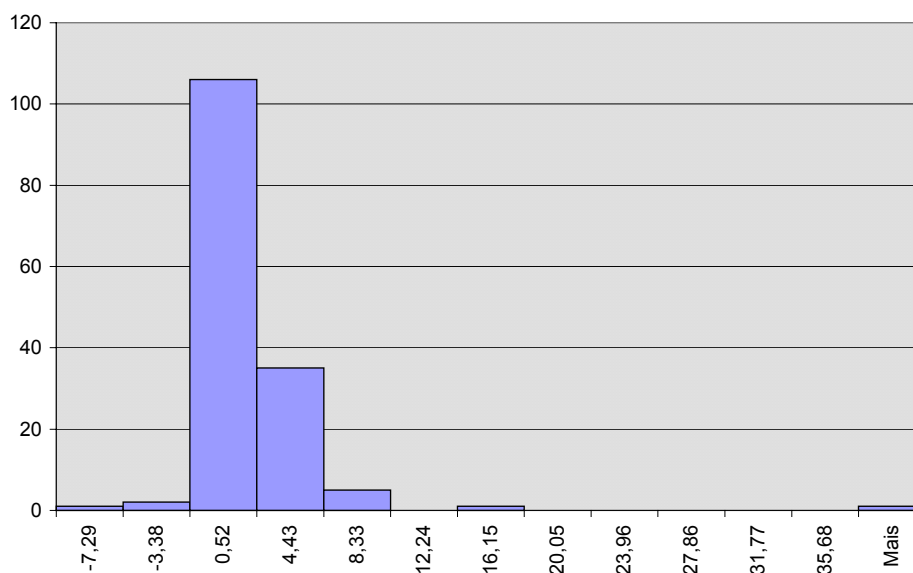


GRÁFICO 3 - Coeficientes Recursivos - AR(1)



Outro ponto para a avaliação da presença de mais de um regime é a estatística descritiva dos dados. HAMILTON (1994) destaca que a ausência de normalidade na distribuição pode representar um sinal da presença de mais de um regime. O gráfico 4 mostra o histograma da variável *ERRO*.

GRÁFICO 4 - Histograma - Variável "ERRO"



Ainda sobre a escolha do número de regimes, foi realizado, na seção 4.2.3, um teste de “*encompassing*” cobrindo uma série de modelos alternativos ao escolhido. A versão

completa da tabela I, com todos os testes realizados apresenta-se abaixo, na tabela BB. Como se pode verificar, os resultados da escolha do modelo não são alterados quando comparados com formulações alternativas.

**TABELA BB – Teste J – Número de Regimes**

Teste	Valor Estimado	Estatística <i>t</i>
Linear X MS(2)AR(1)	0,544512	3,074728
Linear X MS(2)AR(1)-d1	0,636933	3,869482
Linear X MS(2)AR(5)	1,000544	5,317158
Linear X MS(2)AR(5)-d1	1,001754	11,60448
Linear X MS(3)AR(5)	1,061439	20,51903
Linear X MS(3)AR(5)-d1	1,016563	17,03038
<b>CONCLUSÃO: Modelo linear é sistematicamente rejeitado em favor do alternativo</b>		
MS(2)AR(1) X MS(2)AR(1)-d1	1,460006	3,061983
MS(2)AR(1) X MS(2)AR(5)	0,943235	4,847775
MS(2)AR(1) X MS(2)AR(5)-d1	0,981833	11,28854
MS(2)AR(1) X MS(3)AR(5)	1,063269	20,09829
MS(2)AR(1) X MS(3)AR(5)-d1	0,999331	16,76530
<b>CONCLUSÃO: Modelo com dois regimes e dinâmica simples é rejeitado em favor do alternativo</b>		
MS(2)AR(1)-d1 X MS(2)AR(5)	0,849453	4,565994
MS(2)AR(1)-d1 X MS(2)AR(5)-d1	0,975699	10,78761
MS(2)AR(1)-d1 X MS(3)AR(5)	1,038990	19,67723
MS(2)AR(1)-d1 X MS(3)AR(5)-d1	0,994653	16,22412
<b>CONCLUSÃO: Modelo com dois regimes e “dummies” é rejeitado em favor do modelo alternativo</b>		
MS(2)AR(5) X MS(2)AR(5)-d1	0,987121	9,434929
MS(2)AR(5) X MS(3)AR(5)	1,078637	18,15003
MS(2)AR(5) X MS(3)AR(5)-d1	1,017146	14,79181
<b>CONCLUSÃO: Modelo com dois regimes e maior número de lags é rejeitado em favor do modelo alternativo</b>		
MS(2)AR(5)-d1 X MS(3)AR(5)	0,847083	15,05416
MS(2)AR(5)-d1 X MS(3)AR(5)-d1	0,899556	9,143733
<b>CONCLUSÃO: Modelo com dois regimes, cinco lags e “dummies” é rejeitado em favor de modelos com três regimes</b>		
MS(3)AR(5) X MS(3)AR(5)-d1	0,514212*	8,719056*
<b>CONCLUSÃO: Modelo com três regimes, cinco lags e “dummies” é rejeitado em favor do modelo sem as “dummies”</b>		

NOTA: Teste J de Davidson e MacKinnon conforme GREENE (2000). “Teste” reporta os modelos confrontados, com o primeiro modelo constituindo a hipótese nula, o segundo a alternativa. “Valor Estimado” mostra a estimativa do coeficiente do modelo alternativo na equação de teste. “Estatística ‘t’” informa a significância do parâmetro estimado no teste. (\*) denota modelos em que a hipótese nula é aceita.

Uma vez escolhido o modelo MS(3)AR(5)-d1, a estimativa apresentou os

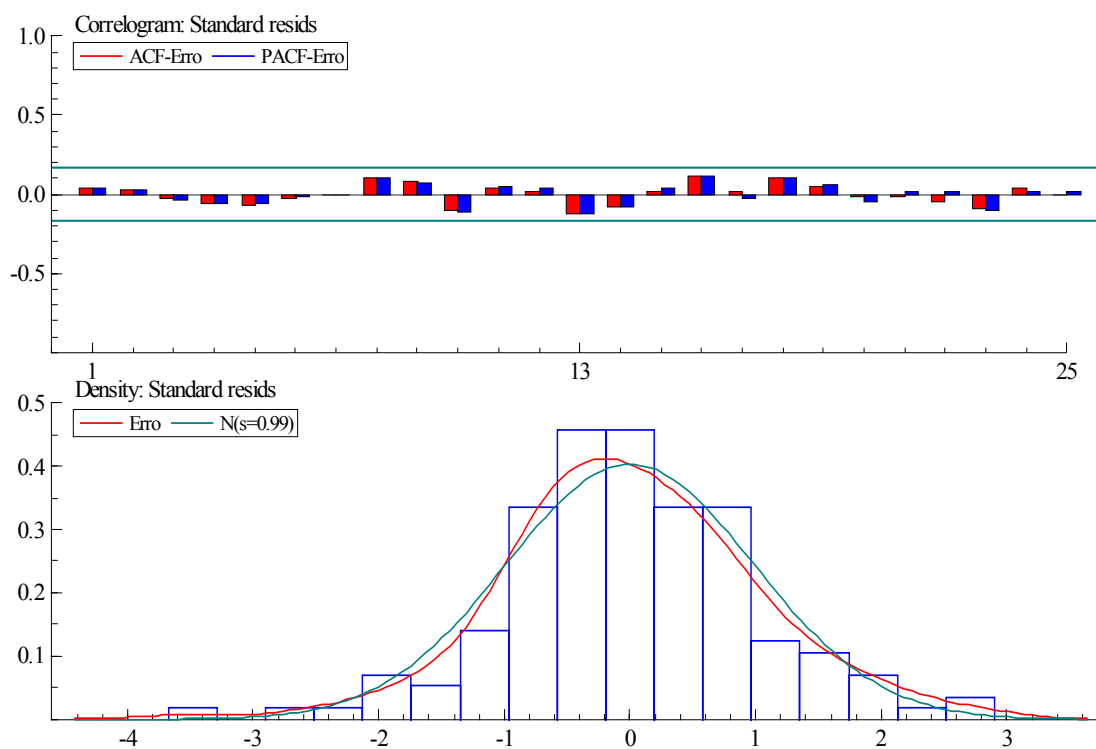
resultados para testes sobre os resíduos expostos nas tabelas BC e BD. Os gráficos 5 e 6 mostram os correlogramas dos resíduos utilizados nos testes.

**TABELA BC** - Teste de Autocorrelação Serial – MS(3)AR(5)-d1 – Estatística de Ljung-Box

LAG	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0,035	0,035	0,1876	0,665
2	0,031	0,030	0,3344	0,846
3	-0,031	-0,033	0,4793	0,923
4	-0,062	-0,061	1,0606	0,900
5	-0,065	-0,060	1,7210	0,886
6	-0,028	-0,021	1,8398	0,934
7	-0,008	-0,006	1,8499	0,968
8	0,107	0,103	3,6605	0,886
9	0,083	0,070	4,7633	0,854
10	-0,097	-0,118	6,2767	0,792
11	0,041	0,044	6,5412	0,835
12	0,022	0,043	6,6164	0,882
13	-0,127	-0,123	9,2427	0,754
14	-0,085	-0,078	10,429	0,730

NOTA: AC – Coef. de autocorrelação; PAC – Coef. de autocorrelação parcial; Q-Stat – Estatística de teste de Ljung-Box; “Lag” indica o número de defasagens utilizado na estatística de teste.

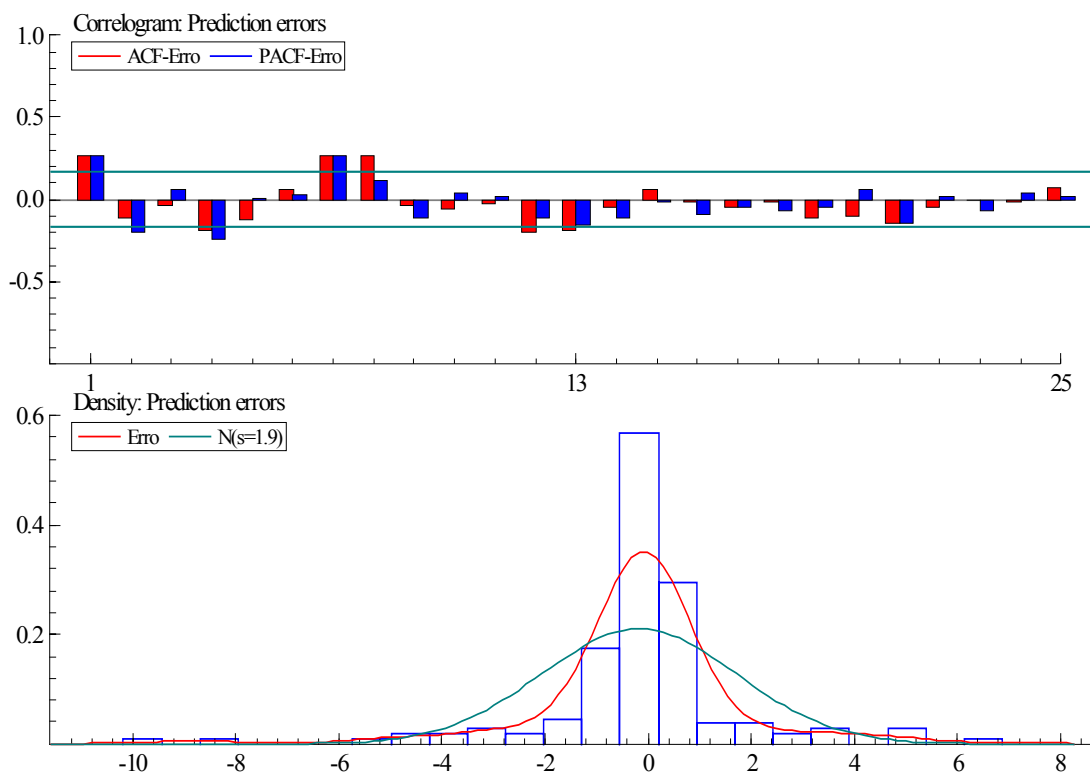
**GRÁFICO 5** – Autocorrelação Residual – MS(3)AR(5)-d1



**TABELA BD - Teste de Resíduos tipo ARCH do Modelo MS(3)AR(5)-d1**

Resíduo Padronizado		
LAG	Estatística $F$	Prob
1	0,213238	0,644938
2	0,159988	0,852308
3	0,298594	0,826367
4	0,228464	0,922049
5	0,657042	0,656639
6	0,601483	0,728755
Resíduo Alisado		
LAG	Estatística $F$	Prob
1	15,91531*	0,000105
2	8,254799*	0,000406
3	9,483746*	0,000010
4	7,337802*	0,000022
5	5,876692*	0,000060
6	4,928637*	0,000138

NOTA: “Lag” indica o número de defasagens utilizado na estatística de teste. (\*) indica rejeição a 5% da hipótese nula de ausência de resíduos tipo ARCH.

**GRÁFICO 6 – Correlograma do Erro de Previsão – MS(3)AR(5)-d1**

## ANEXO C – Estatísticas de Teste da Curva de Phillips e Resultados Complementares

A estimativa do modelo padrão da Curva de Phillips apresentou bons resultados na sua estrutura, resultando em resíduos com boa adequação aos pressupostos básicos da análise de regressão. A tabela CA mostra a estatística de Ljung-Box para os resíduos.

**TABELA CA - Teste de Autocorrelação Serial –Estatística de Ljung-Box**

LAG	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.022	0.022	0.0708	0.790
2	-0.139	-0.140	2.9661	0.227
3	-0.004	0.003	2.9681	0.397
4	-0.073	-0.095	3.7768	0.437
5	-0.007	-0.003	3.7837	0.581
6	0.057	0.034	4.2793	0.639
7	0.050	0.048	4.6642	0.701
8	0.113	0.121	6.6472	0.575
9	-0.023	-0.015	6.7281	0.665
10	-0.089	-0.049	7.9898	0.630
11	-0.104	-0.105	9.6954	0.558
12	0.026	0.025	9.8001	0.633
13	-0.018	-0.059	9.8546	0.706
14	-0.022	-0.037	9.9351	0.767

NOTA: AC – Coef. de autocorrelação; PAC – Coef. de autocorrelação parcial; Q-Stat – Estatística de teste de Ljung-Box; “Lag” indica o número de defasagens utilizado na estatística de teste.

Apesar disto, o único problema restante foi a presença de resíduos do tipo ARCH, conforme verificado na tabela CB.

**TABELA CB - Teste de Resíduos tipo ARCH**

Resíduo		
LAG	Estatística <i>F</i>	Prob
1	36.92260	0.0000
2	18.55205	0.0000
3	12.12529	0.0000
4	9.734616	0.0000
5	7.872927	0.0000
6	6.492286	0.0000
Resíduo Padronizado		
LAG	Estatística <i>F</i>	Prob
1	34.93587	0.0000
2	17.55386	0.0000
3	11.42812	0.0000
4	9.016757	0.0000
5	7.334564	0.0000
6	6.044565	0.0000

NOTA: “Lag” indica o número de defasagens utilizado na estatística de teste. (\*) indica rejeição a 5% da hipótese nula de ausência de resíduos tipo ARCH.

A seção 4.3.3 realizou um teste para verificar a plausibilidade da hipótese proposta por MIO (2001). Segundo esta hipótese, sob um determinado conjunto de restrições sobre os parâmetros, a estimação de uma Curva de Phillips tendo como variável dependente o núcleo de inflação é equivalente a uma formulação que faça uso de defasagens do coeficiente de assimetria como variável de controle. Abaixo, apresentamos os modelos estimados para o teste. Para lembrar, a equivalência entre os dois modelos representaria a aceitação da hipótese de MIO (2001), em que a totalidade do componente inercial da inflação poderia ser traduzida por choques em mercados isolados. Esta hipótese bate de frente com as teorias inercialistas dos anos 80 desenvolvidas no Brasil. O valor da estatística LR rejeita fortemente esta formulação.

**TABELA CC – Modelo Irrestrito – Teste MIO (2001)**

Sample(adjusted): 1990:02 2002:08

Variance of observation equations: Diagonal

Variance of state equations: Diagonal

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$\gamma$	-8.273572	1.193328	-6.933192	0.0000
$\alpha$	0.556140	0.052185	10.65711	0.0000
$\alpha^*$	0.371030	0.071634	5.179504	0.0000
$\theta_1$	0.533239	0.158857	3.356731	0.0010
$\theta_2$	-1.213080	0.212735	-5.702301	0.0000
$\beta_1$	0.258830	0.045960	5.631614	0.0000
Final $\gamma^*$	70.67167	7.562487	9.345030	0.0000
Log Likelihood	-279.0516			
$\pi_t = \alpha\pi_t^e + \alpha^* \pi_{t-1} + \frac{(\gamma^*_t NAIRU_t - \gamma_t)}{u_t} + \theta_1 SKEW_t + \theta_2 SKEW_{t-1} + \beta_1 \Delta SELIC_t + \varepsilon_t$				
$\gamma^*_t = \gamma^*_{t-1} + \nu_t$				
R-squared	0.992727	Mean dependent var	8.643445	
Adjusted R-squared	0.992463	S.D. dependent var	12.77856	
S.E. of regression	1.109373	Sum squared resid	169.8377	
Durbin-Watson stat	2.406709			

**TABELA CD** – Modelo Restrito – Teste MIO (2001)

Sample(adjusted): 1990:02 2002:08

Variance of observation equations: Diagonal

Variance of state equations: Diagonal

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$\gamma$	-9.590833	0.945485	-10.14382	0.0000
$\alpha$	0.664485	0.046341	14.33902	0.0000
$\alpha^*$	0.317096	0.058563	5.414581	0.0000
$\beta_1$	0.170345	0.043479	3.917855	0.0001
Final $\gamma^*$	77.35608	7.070960	10.93997	0.0000
Log Likelihood	-292.6574			
$\pi_t = \alpha \pi_t^e + \alpha^* \pi_{t-1} + \frac{(\gamma^*_t NAIRU_t - \mu_t)}{u_t} + \theta_1 SKEW_t + \theta_2 SKEW_{t-1} + \beta_1 \Delta SELIC_t + \varepsilon_t$				
$\gamma^*_t = \gamma^*_{t-1} + \nu_t$				
$\theta_1 = 1$				
$\theta_2 = -\alpha^*$				
R-squared	0.988975	Mean dependent var	8.701754	
Adjusted R-squared	0.988742	S.D. dependent var	12.69984	
S.E. of regression	1.347492	Sum squared resid	257.8343	
Durbin-Watson stat	2.260391			

Na comparação entre modelos alternativos, realizada na seção 4.3.4, os resultados se mostraram bastante consistentes, em especial no que diz respeito ao processo de formação de expectativas dos agentes. A tabela CE abaixo reporta a relação completa de modelos testados. Esta é a versão completa da tabela L do capítulo 4.

TABELA CE – Composição das Expectativas – Comparação Entre Modelos

Modelo	“Expec”	“IPCA(-1)”	Teste <i>t</i>	Teste LR	Variável de Controle	Nível de Atividade
Padrão	0,719098 (44,15124*)	0,276066 (14,63686*)	-0,4638	-	Skew e ΔSELIC	U30- Census
1	0,701758 (45,59064*)	0,285666 (15,95599*)	-1,4413	10,442*	Skew e ΔSELIC	U30
2	0,704462 (45,85630*)	0,277179 (15,53526*)	-2,0593*	10,316*	Skew e ΔSELIC	US
3	0,706939 (43,22145*)	0,285192 (15,19978*)	-0,7126	8,81904*	Skew e ΔSELIC	US- Census
4	0,785756 (200,1493*)	0,195751 (24,45353*)	-4,1675*	-	-	U30- Census
5	0,772099 (216,0285*)	0,203986 (28,86043*)	-2,8708*	21,54467*	-	U30
6	0,770396 (209,2536*)	0,200509 (25,65257*)	-3,3882*	22,04734*	-	US
7	0,780931 (193,5247*)	0,196831 (23,54463*)	-2,2088*	26,61526*	-	US- Census
8	0,576868 (42,28678*)	0,421684 (26,33843*)	-0,2041	4,277446*	Skew e ΔSELIC	UDI
9	0,6776564 (35,57716*)	0,298814 (12,71796*)	-2,0018*	5,869405*	Skew e ΔSELIC	Y

NOTA: (\*) indica rejeição da hipótese nula dos testes realizados a 5%. “Expec” indica a estimativa do coeficiente da variável expectacional. “IPCA(-1)” indica a estimativa do coeficiente da inflação defasada em um período. Entre parênteses, abaixo, a estatística “t” de significância. “Teste ‘t’” reporta a estatística *t*-Student para a hipótese nula que a soma dos coeficientes estimados de “Expec” e “IPCA(-1)” corresponde a unidade. “Teste LR” reporta o valor do teste de razão de verossimilhança para o mesmo conjunto de hipóteses.

Ainda fazendo a comparação com outros modelos, apresentamos na tabela CF a versão linear da Curva de Phillips, estimada através do filtro de Kalman. Esta versão foi comparada com o modelo padrão também na seção 4.3.4. Como pode ser verificado, o ajuste desta versão linear também foi muito bom. O modelo apresentou uma rápida convergência do algoritmo. A proporção entre agentes de expectativas racionais e adaptativas também se manteve muito próxima com a estimada no modelo padrão.



**TABELA CF – Modelo com NAIRU Linear**

Sample(adjusted): 1990:02 2002:08

Variance of observation equations: Diagonal

Variance of state equations: Diagonal

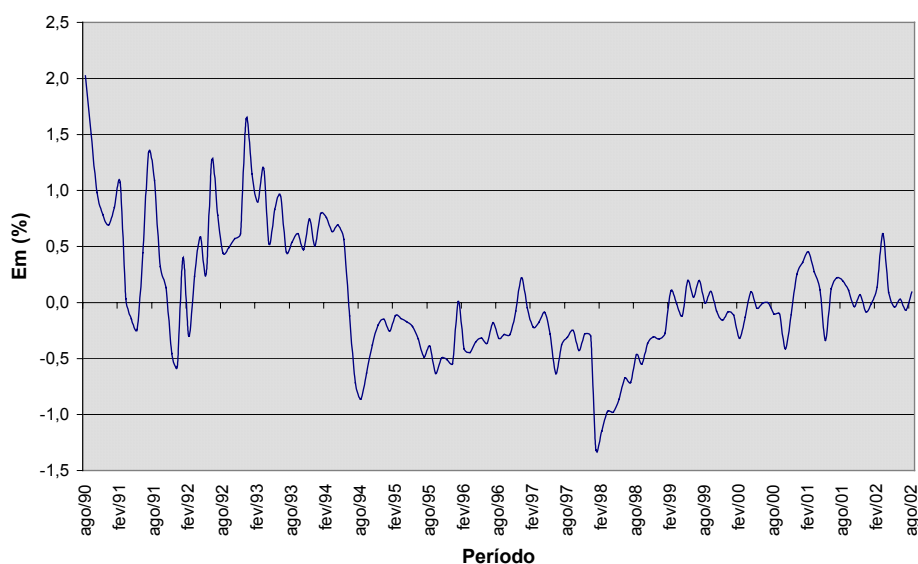
Convergence achieved after 50 iterations

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Expec	0.708355	0.046616	15.19558	0.0000
IPCA(-1)	0.250372	0.057499	4.354351	0.0000
SKEW	0.746250	0.139769	5.339163	0.0000
$\Delta$ SELIC	0.126597	0.043381	2.918240	0.0041
U	-1.178996	0.198400	-5.942508	0.0000
Final $\gamma$	9.539474	0.948995	10.05218	0.0000
ObVar(1,1)	2.473520	0.197033	12.55386	0.0000
SSVar(1,1)	0.240379	0.143495	1.675176	0.0962
Log Likelihood	-293.6516			
R-squared	0.987032	Mean dependent var	8.672663	
Adjusted R-squared	0.986662	S.D. dependent var	12.73898	
S.E. of regression	1.471240	Sum squared resid	303.0365	
Durbin-Watson stat	2.108589			

## ANEXO D – Resultados do VAR Irrestrito e Estatística Complementares sobre os Sistemas de Equações Estimados

A seção 4.4 começou discriminando o uso de uma nova variável nesta parte do trabalho. A variável *HIATO* é composta pela diferença entre a série NAIRU-SM estimada a partir da Curva de Phillips do modelo padrão e a taxa de desemprego. Ela aparece para ser vista como a medida de “*NAIRU gap*” adotada até o final do estudo. A sua evolução ao longo do tempo está exposta no gráfico 7 abaixo.

**GRÁFICO 7 - Evolução temporal do "NAIRU gap" - 1990-2002**



O teste de raízes unitárias mostra comportamento equivalente ao verificado nos testes realizados sobre a taxa de inflação. Apenas o teste ADF mostra que a série não se apresenta como estacionária, contrariando o teste PP, que aponta para a ausência de raízes unitárias.

**TABELA DA – Teste de Raiz Unitária**

	Phillips-Perron		Dickey-Fuller Aumentado	
	Estatística	Lag	Estatística	Lag
HIATO	-4,557212*	4	-2,456510	11
$\Delta$ HIATO	-14,37659*	4	-3,612661*	12

NOTA: (\*) indica rejeição da hipótese nula de raiz unitária a 1%. “Lag” indica o número de defasagens utilizado na estatística de teste. (t) indica o uso de tendência determinística e intercepto na equação de teste.

A seguir, foi discutida a viabilidade da estimação de um VAR que representasse

com qualidade as respostas da política monetária. O problema de correlação simultânea dos resíduos foi demonstrada, tendo como exemplo fundamental um VAR com quatro defasagens. A escolha deste modelo foi feita através do teste de razão de verossimilhança, expresso na tabela DB. Não foram feitos testes confrontando o modelo de quatro com o de cinco defasagens por uma questão de parcimônia, uma vez que o sistema possui cinco variáveis endógenas.

**TABELA DB** – Teste LR para Número de Defasagens – VAR Irrestrito

Defasagens ( $p_0 \times p_1$ )	Estatística
1x2	76,966
2x3	98,661
3x4	108,955

NOTA: (\*) indica a aceitação da hipótese de  $p_0$  defasagens no modelo a 5% significância. Valor crítico na estatística  $\chi^2$  com 25 graus de liberdade a 5% = 37,7.

O sistema teve, conforme registrado, bom desempenho dentro das equações. Nenhuma variável apresentou problemas de autocorrelação serial. O uso de maior número de defasagens não mudou os resultados significativamente. A tabela DC apresenta os  $p$ -valores das estatísticas de teste.

**TABELA DC** – Testes Sobre os Resíduos do VAR Irrestrito

Teste	HIATO	IPCA	EXPEC	M1-Census	$\Delta$ SELIC
Autocorrelação – LM(1)	0.466356	0.110601	0.273950	0.420332	0.200967
Autocorrelação – LM(6)	0.205663	0.140869	0.642718	0.913309	0.346384
ARCH	0.337183	0.950725	0.974800	0.113140	0.969731
Heteroscedasticidade	0.315227	0.000001	0.000001	0.019096	0.000001
Normalidade	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000

O VAR estimado está mostrado na tabela DD abaixo. Chama a atenção, em termos de discrepância com o esperado pela teoria econômica, o sinal negativo da relação entre taxa de crescimento de M1 e o IPCA na equação do IPCA e a insignificância dos parâmetros de assimetria e variação das taxas de juros em relação ao IPCA. Este último resultado não esteve presente na estimativa da Curva de Phillips da seção 4.3.

Como é sabido, quando o problema de correlação simultânea residual se manifesta, uma das soluções possíveis é a estimação do sistema por SUR. A tabela DE apresenta a matriz de correlação residual do sistema equivalente a este VAR irrestrito, mas estimado pelo método SUR.

**TABELA DD – Estimativa do VAR Irrestrito**

	HIATO	IPCA	EXPEC	M1-Census	ΔSELIC
HIATO(-1)	0.750568* (0.09607)	5.251864* (1.10083)	3.608738* (1.16279)	0.008034 (0.03317)	4.297098* (1.22898)
HIATO(-2)	-0.037020 (0.11633)	-2.220615 (1.33302)	-2.005324 (1.40805)	0.003841 (0.04016)	-1.472138 (1.48820)
HIATO(-3)	0.134321 (0.09443)	-0.249593 (1.08212)	-0.039223 (1.14303)	-0.041638 (0.03260)	-0.253173 (1.20809)
IPCA(-1)	0.019492 (0.02436)	0.096067 (0.27917)	0.143669 (0.29488)	0.017482* (0.00841)	-0.206498 (0.31167)
IPCA(-2)	0.005973 (0.02243)	0.129227 (0.25698)	0.151045 (0.27144)	0.002010 (0.00774)	0.171431 (0.28689)
IPCA(-3)	-0.029698 (0.01784)	0.278973 (0.20437)	0.313275 (0.21588)	0.006119 (0.00616)	0.114001 (0.22816)
EXPEC(-1)	0.025198 (0.02296)	0.788056* (0.26313)	0.820575* (0.27794)	-0.004423 (0.00793)	0.453938 (0.29377)
EXPEC(-2)	0.017426 (0.02520)	-0.238924 (0.28879)	-0.385646 (0.30505)	-0.000933 (0.00870)	-0.175387 (0.32241)
EXPEC(-3)	-0.026780 (0.02460)	-0.061023 (0.28185)	-0.094745 (0.29772)	-0.000160 (0.00849)	-0.477772 (0.31466)
M1-Census(-1)	-0.466643 (0.26923)	-6.666248* (3.08506)	-10.05044* (3.25871)	-0.645251* (0.09295)	-5.357122 (3.44420)
M1-Census(-2)	-0.400596 (0.32924)	-0.756935 (3.77276)	6.027123 (3.98512)	-0.474755* (0.11367)	7.115805 (4.21196)
M1-Census(-3)	-0.274800 (0.30853)	-3.818940 (3.53540)	-0.032729 (3.73440)	-0.155656 (0.10652)	-0.043085 (3.94697)
ΔSELIC(-1)	-0.039088 (0.02294)	0.029935 (0.26282)	0.037700 (0.27762)	-0.009962 (0.00792)	-0.321500 (0.29342)
ΔSELIC(-2)	-0.065517* (0.02409)	0.099562 (0.27609)	0.186196 (0.29163)	-0.004179 (0.00832)	-0.374392 (0.30824)
ΔSELIC(-3)	-0.013600 (0.00734)	0.011301 (0.08412)	0.068471 (0.08886)	-0.006293* (0.00253)	0.073024 (0.09391)
C	0.041096 (0.03853)	0.859539 (0.44148)	0.783094 (0.46633)	0.014175 (0.01330)	0.994205* (0.49287)
SKEW	-0.159859* (0.05199)	0.122784 (0.59578)	-0.752035 (0.62931)	-0.001997 (0.01795)	-0.940554 (0.66514)
R-squared	0.705927	0.936031	0.927145	0.622532	0.216105
Adj. R-squared	0.668286	0.927843	0.917820	0.574216	0.115767
Schwarz SC	-21.46369	-367.7699	-375.5459	129.5501	-383.4071
Determinant Residual Covariance			0.008266		
Log Likelihood			-666.9543		
Akaike Information Criteria			-665.7571		
Schwarz Criteria			-663.9878		

NOTA: (\*) mostra significância da estimativa a 5% de significância. Desvio-padrão entre parênteses.

**TABELA DE** – Matriz de Correlação Residual do VAR estimado por SUR

	<i>Hiato</i>	<i>Expec</i>	<i>IPCA</i>	$\Delta$ <i>SELIC</i>	<i>M1-Census</i>
<i>Hiato</i>	1.000000	0.016033	0.368946	0.081152	0.028291
<i>Expec</i>		1.000000	0.178693	0.928883	-0.045189
<i>IPCA</i>			1.000000	0.001331	0.398667
$\Delta$ <i>SELIC</i>				1.000000	-0.135130
<i>M1-Census</i>					1.000000

Como se pode notar, o problema aparente entre as equações com variável endógena *EXPEC* e *IPCA* foi resolvido. Porém, outros problemas apareceram, como por exemplo entre a taxa de inflação e a taxa de crescimento de M1 e entre a taxa de inflação e o “*NAIRU gap*”. Vale lembrar que ENDERS (1995) coloca, como uma espécie de regra de bolso, correlações maiores que 0,35 como estatisticamente diferentes de zero.

Por último, apresentamos os resultados dos testes de razão de verossimilhança que auxiliaram o processo de escolha dos sistemas ideais. A hipótese nula, tal como na tabela DB apresentada, consiste no sistema com menor número de defasagens. Note que os graus de liberdade são reduzidos para 20, uma vez que não existe alteração na equação da Curva de Phillips através do acréscimo de variáveis. Conforme dito no capítulo 4, a escolha seria pelo sistema mais simples. Entretanto, a escolha final, em ambos os casos, acabou recaindo no modelo com melhor ajuste dos resíduos.

**TABELA DF** – Teste LR para Número de Defasagens – Sistema Geral

Defasagens ( $p_0 \times p_1$ )	Estatística
1x2	8,2305
2x3	17,2324
3x4	21,8188

NOTA: (\*) indica a aceitação da hipótese de  $p_0$  defasagens no modelo a 5% significância. Valor crítico na estatística  $\chi^2$  com 20 graus de liberdade a 5% = 31,41.

**TABELA DG** – Teste LR para Número de Defasagens – Sistema Pós-Real

Defasagens ( $p_0 \times p_1$ )	Estatística
1x2	17,5962
2x3	10,9705
3x4	4,6744

NOTA: (\*) indica a aceitação da hipótese de  $p_0$  defasagens no modelo a 5% significância. Valor crítico na estatística  $\chi^2$  com 20 graus de liberdade a 5% = 31,41.