

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

CLEOMAR GOMES DA SILVA

ENSAIOS EM POLÍTICA MONETÁRIA BRASILEIRA

São Paulo

2007

Livros Grátis

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

CLEOMAR GOMES DA SILVA

ENSAIOS EM POLÍTICA MONETÁRIA BRASILEIRA

Tese apresentada à Escola de Economia de São Paulo da
Fundação Getúlio Vargas, como requisito para obtenção
do título de Doutor em Economia de Empresas.

Orientadora: Maria Carolina da Silva Leme

São Paulo

2007

Silva, Cleomar Gomes da

Ensaio em Política Monetária Brasileira, 2007.

99 f.

Orientadora: Maria Carolina da Silva Leme

Tese (Doutorado)

Fundação Getúlio Vargas - Escola de Economia de São Paulo

1. Política Monetária; 2. Política Fiscal; 3. Séries Temporais;
4. Modelo Macroeconômico; 5. Persistência Inflacionária;
5. Dispersão de Preços Relativos.

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

CLEOMAR GOMES DA SILVA

ENSAIOS EM POLÍTICA MONETÁRIA BRASILEIRA

Tese aprovada em ____/____/____ para obtenção do título de Doutor em Economia.

Banca Examinadora

Prof. Dr. Joaquim Pinto de Andrade (UNB)

Prof. Dr. Márcio I. Nakane (USP)

Prof. Dr. Fábio Augusto Reis Gomes (IBMEC-SP)

Prof. Dr. Márcio Holland (FGV-EESP)

Prof.a. Dra. Maria Carolina da Silva Leme (orientadora) (FGV-EESP)

Agradecimentos

À professora e orientadora Maria Carolina da Silva Leme pela dedicação em me orientar ao longo da elaboração da tese, assim como o companheirismo e empenho em me aconselhar e ajudar em meus primeiros passos profissionais na Fundação Getulio Vargas de São Paulo.

Aos professores Yoshiaki Nakano e Luiz Carlos Bresser-Pereira por depositarem em mim inteira confiança.

Aos membros participantes da banca de defesa de doutorado: Joaquim Pinto de Andrade, Márcio Nakane, Márcio Holland, Fábio Gomes,

Aos demais professores e funcionários da casa, que de uma forma ou de outra me auxiliaram no longo processo de aprendizado.

Ao professor Pierpaolo Benigno e ao Departamento de Economia da New York University por terem me recebido de braços abertos e contribuído no fortalecimento de meu embasamento teórico e em passos importantes dos artigos contidos nesta tese.

Ao Denísio Liberato, Otávio Aidar, Raphael Videira e Clemens Nunes, cuja amizade será cultivada por longa data.

Aos demais colegas de doutorado e mestrado.

Aos meus pais, irmãos, sobrinhos e demais parentes por, mesmo de longe, estarem sempre torcendo.

À CAPES e CNPQ por darem apoio financeiro, em épocas diferentes, ao longo do doutoramento.

A Deus.

Sumário

Índice de Tabelas	VIII
Índice de Figuras	IX
Resumo	X
Abstract	XI
Introdução	1
Capítulo 1: A Interação entre as Políticas Monetária e Fiscal no Brasil	4
1.1. Introdução	4
1.2. A Interação Entre as Políticas Monetária e Fiscal: Revisão da Literatura	6
1.3. O Modelo Novo Keynesiano	9
1.3.1. O Modelo Estrutural Novo-Keynesiano	9
1.3.1.1. A Regra Monetária	11
1.3.1.2. A Regra Fiscal	12
1.3.2. Adaptações para o Caso Brasileiro	12
1.3.2.1. A Questão da Dívida Pública	12
1.3.2.2. A Questão Cambial	13
1.3.2.3. As Equações para o Caso Brasileiro	14
1.4. Abordagem Econométrica	14
1.5. Dados	15
1.6. Resultados das Estimações do Modelo	17
1.7. Conclusões	23
Referências Bibliográficas	24

Capítulo 2: Persistência Inflacionária no Brasil	28
2.1. Introdução	28
2.2. Revisão da Literatura	31
2.3. Metodologia Econométrica: Modelos ARFIMA	32
2.4. Dados	35
2.5. Resultados	37
2.5.1. Resultados dos Melhores Modelos Selecionados	41
2.5.2. O Papel da Taxa de Juros	42
2.5.3. As Expectativas de Inflação	43
2.5.4. Funções de Resposta Impulso	44
2.6. Considerações Finais	45
Referências Bibliográficas	47

Capítulo 3: Política Monetária e Variabilidade dos Preços Relativos:

Uma Análise do Caso Brasileiro	50
3.1. Introdução	50
3.2. Revisão da Literatura	52
3.2.1. Modelos de Informação Imperfeita	52
3.2.2. Modelos de Custo de Menu	53
3.2.3. Literatura Empírica	55
3.3. Dados e Medidas de Variabilidade Relativa de Preços	56
3.4. Abordagem Econométrica	61
3.5. Resultados	64
3.5.1. Resultados da Relação entre Inflação e VPR e da Resposta Assimétrica	65
3.5.2. Resultados dos Testes de Causalidade Granger	68
3.5.3. Resultados das Funções Generalizadas de Resposta a Impulso	69
3.5.3.1. As Metas de Inflação	71
3.5.3.2. O Papel da Taxa Selic	75
3.6. Conclusão	76
Referências Bibliográficas	78

Índice de Tabelas

Capítulo 1

Tabela 1.1: Estatística Descritiva	16
Tabela 1.2: Testes de Raiz Unitária	18
Tabela 1.3: Resultados das Estimações dos Sistemas GMM	20
Tabela 1.4: Conjunto de Instrumentos Utilizados	27

Capítulo 2

Tabela 2.1: Índices de Inflação – Estatística Descritiva	36
Tabela 2.2: Matriz de Correlações	36
Tabela 2.3: Autocorrelações das Séries em Nível e em Primeira Diferença	38
Tabela 2.4: Testes de Raiz Unitária	39
Tabela 2.5: Valores de ‘d’ para todos os modelos ARFIMA (p, d, q)	40
Tabela 2.6: Estimações dos Modelos ARFIMA (p, d, q) por NLS	41

Capítulo 3

Tabela 3.1: Inflação e Variabilidade dos Preços Relativos: Estatística Descritiva	51
Tabela 3.2: Matriz de Correlações (1999-2006)	59
Tabela 3.3: Resultados das Estimações dos Modelos ARIMA	66
Tabela 3.4: Resultados das Estimações dos Modelos ARIMA	67
Tabela 3.5: IPCA: Testes de Causalidade Granger	68
Tabela 3.6: IPCA: Testes de Causalidade Granger	68
Tabela 3.7: Testes de Causalidade Granger (Agosto/1999 a Junho/2006)	69
Tabela 3.8: Resultados dos Testes de Seleção do Modelo VAR	83

Índice de Figuras

Capítulo 1

Figura 1.1: Evolução Temporal das Séries I	16
Figura 1.2: Evolução Temporal das Séries II	17

Capítulo 2

Figura 2.1: Evolução do IPCA, Selic e Expectativas de Inflação (1995-2007)	37
Figura 2.2: Funções de Resposta a Impulsos I	44
Figura 2.3: Funções de Resposta a Impulsos II	45

Capítulo 3

Figura 3.1: Taxas Acumuladas de Inflação (1999:08 = 100)	58
Figura 3.2: IPCA-Brasil: Inflação e VPR (1995:01 – 2006:06)	60
Figura 3.3: IPCA-Administrados: Inflação e VPR (1999:08 – 2006:06)	61
Figura 3.4: IPCA-Livres: Inflação e VPR (1999:08 – 2006:06)	61
Figura 3.5: Dispersão: Inflação e Variabilidade dos Preços Relativos	65
Figura 3.6: Funções Generalizadas de Resposta a Impulso: IPCA e VPR-IPCA (1995-2006) ...	71
Figura 3.7: Funções Generalizadas de Resposta a Impulso (1999-2006)	72
Figura 3.8: Funções Generalizadas de Resposta a Impulso (1999-2006)	73
Figura 3.9: Funções Generalizadas de Resposta a Impulso: Inflação (1999-2006)	74
Figura 3.10: Funções Generalizadas de Resposta a Impulso: Taxa Selic (1999-2006)	76

Resumo

Esta tese tem por objetivo principal o estudo da política monetária aplicada ao caso brasileiro no tocante a três aspectos importantes: a coordenação das políticas monetária e fiscal, a variabilidade de preços relativos e a persistência inflacionária. A pergunta central que permeia os artigos componentes deste trabalho é se a condução da política monetária sob um regime de metas de inflação tem sido mais eficaz para promover uma melhor coordenação de políticas econômicas e um arrefecimento da dispersão de preços relativos e da persistência inflacionária.

A análise inicia-se no ano seguinte à implementação do Plano Real, em 1995. Contudo, uma ênfase maior é dada ao período posterior à implementação das metas de inflação. Em linhas gerais, nossos resultados mostram que a persistência inflacionária da inflação tem diminuído consideravelmente. Entretanto, ainda continuam persistentes as expectativas de inflação e a taxa de juros. Isso pode indicar um *trade-off* entre persistências: da inflação para a taxa de juros. Por outro lado, a queda da inflação significou uma diminuição considerável da dispersão de preços relativos, principalmente após a implementação das metas inflacionárias. Os preços administrados ainda são muito influentes na determinação da inflação e dispersão de preços do IPCA e dos preços livres. Por fim, o exercício de coordenação de políticas mostra que cada autoridade cuida de seu papel principal, isto é, a autoridade monetária fica mais a cargo do controle da inflação enquanto a autoridade fiscal lida com o gasto inercial do governo sem se preocupar com o nível da dívida pública. Ou seja, a coordenação das duas políticas econômicas parece estar comprometida no período estudado.

Abstract

This thesis aims to analyze the conduct of monetary policy in Brazil regarding three important issues: the coordination of monetary and fiscal policy, the variability of relative prices and inflation persistence. The question made is if the conduct of monetary policy, under an inflation targeting regime, has been efficient in promoting a good coordination of economic policies, a decrease in the dispersion of relative prices and also in the degree of inflation persistence.

Our analysis begins one year after the implementation of the Real Plan, and an emphasis is given to the period after the implementation of the inflation targeting regime. The main results obtained show that inflation persistence has decreased considerably after 1999. Nonetheless, inflation expectations and interest rate are persistent. Regarding the variability of relative prices, it also decreased after the inflation targeting framework was implemented. Administered price play an important role in the determination of inflation and relative price variability of the consumer price index and of the basket of market prices. Last but not least, the exercise regarding the coordination of economic policies shows that the monetary authority is in charge of controlling inflation and the fiscal authority takes care of government spending without any concern about public debt. In other words, the coordination of monetary and fiscal policies does not seem to happen very efficiently in Brazil.

Introdução

Os principais objetivos de política macroeconômica que os países tentam seguir, com maior ou menor sucesso, são o controle da inflação, a manutenção de uma taxa de câmbio real em níveis estáveis e competitivos, o exercício de prudência fiscal e um mercado de capitais operante. Contudo, esta receita nem sempre foi adotada na América Latina, de forma que várias nações da região, inclusive o Brasil, até recentemente enfrentavam uma extrema instabilidade monetária com altas taxas de inflação, massiva fuga de capitais e colapso do sistema financeiro. Conseqüentemente, os diversos programas de estabilização implementados eram problemáticos, dolorosos e recorrentemente mal sucedidos. Como os processos inflacionários estrangulavam cada vez mais o crescimento econômico, vários países decidiram combatê-los enquadrando-se ao cenário econômico internacional, via adoção de regras de política monetária aliadas a metas e instrumentos bem definidos. Estes são princípios de conduta sistemática que autoridades públicas, com plena consciência das conseqüências de suas ações, devem seguir.

O renascimento do interesse acadêmico nesta área de pesquisa é fruto de uma gama de trabalhos empíricos mostrando a influência significativa das ações de política monetária na definição do curso de curto prazo da economia real. Em outras palavras, conforme discussão iniciada por Kydland e Prescott, este *tradeoff* de curto prazo entre o real e o monetário gera problemas relacionados ao viés inflacionário e à inconsistência dinâmica. Sendo assim, para que tais problemas sejam evitados, formuladores de políticas econômicas devem buscar credibilidade em suas ações adotando regras claras ao invés de práticas discricionárias.

Para o caso específico brasileiro, é justamente esta busca de credibilidade e a diminuição, ou até eliminação, do problema do viés inflacionário que tem orientado as ações das autoridades monetárias brasileiras desde a implementação do Plano Real, com a adoção do regime de câmbio fixo, mas especialmente após a adoção do regime de câmbio flutuante aliado ao arcabouço das metas de inflação, em 1999.

O objetivo desta tese é colaborar com a discussão da política monetária brasileira no tocante a três aspectos importantes: a coordenação de políticas econômicas, a dispersão de preços relativos e a persistência inflacionária. A pergunta central que permeia os artigos componentes deste trabalho é se a condução da política monetária sob um regime de metas de inflação tem sido mais eficaz para promover uma melhor coordenação das políticas monetária e fiscal, uma queda da variabilidade dos

preços relativos e uma diminuição da persistência inflacionária. Para isso, são feitas comparações entre os períodos anterior e posterior à implementação das metas de inflação. Sobre o primeiro caso, a própria fixação da taxa de câmbio já pressupõe uma grande dificuldade de coordenação de políticas econômicas já que a condução da política monetária fica comprometida. Nos outros dois casos, são feitos testes no intuito de comparar os dois períodos já citados.

Para cumprir o objetivo proposto, esta tese contará com três capítulos, além desta introdução. No primeiro capítulo, o exame da coordenação entre as políticas monetária e fiscal no Brasil é feito por meio da estimação, via GMM em sistemas, de um Modelo Macroeconômico Novo-Keynesiano para o período recente. Observa-se que o controle da inflação fica mais a cargo da autoridade monetária ao passo que a autoridade fiscal concentra-se basicamente na definição da necessidade de financiamento da máquina governamental, sem uma preocupação primordial com o crescimento da dívida pública. Ou seja, diferentemente do que seria previsto, a coordenação entre as autoridades fiscal e monetária é ineficaz.

O segundo capítulo destina-se ao estudo da persistência da inflação brasileira. Para isso, utiliza-se a metodologia dos Modelos Auto-Regressivos de Integração Fracionada (ARFIMA) para o exame não somente do IPCA, índice utilizado na definição das metas de inflação, mas também das expectativas de inflação e da Taxa Selic. Os resultados mostram uma redução da persistência do IPCA no período das metas de inflação, já se aproximando a níveis internacionais. Contudo, também fica detectada uma alta persistência das expectativas de inflação e da taxa de juros. Em termos de política econômica, isso seria um indicativo de que a alta persistência da taxa de juros tem sido um instrumento eficiente para o controle do IPCA, mas insuficiente para gerar credibilidade capaz de mitigar as expectativas de inflação.

Como as autoridades monetárias têm buscado um controle rígido da inflação, esta atitude deve refletir em menor variabilidade de preços relativos, com uma conseqüente melhor alocação dos recursos da economia. O terceiro capítulo trata exatamente da relação entre inflação e variabilidade de preços relativos. A análise está centrada no IPCA e suas desagregações em preços livres e administrados. As conclusões gerais mostram que, como na maioria dos estudos empíricos nesta área, a correlação entre inflação e dispersão de preços relativos é positiva e significativa para caso brasileiro. Além disso, há uma queda considerável da dispersão de preços relativos após a implementação das metas de inflação. Em relação aos preços administrados, estes possuem a característica de serem rígidos para baixo e de influenciarem a variabilidade dos outros preços de forma considerável.

Em suma, as principais contribuições desta tese podem ser delineadas nos seguintes pontos: 1) a utilização de um modelo Novo Keynesiano englobando a discussão de uma Regra de Taylor Fiscal, assim como uma estimação via GMM em sistemas; 2) a mensuração do grau de persistência da inflação brasileira via Modelos de Integração Fracionada (Modelos ARFIMA) e com resultados bem satisfatórios; 3) a análise da variabilidade dos preços relativos com foco no período posterior às metas de inflação e com a maior desagregação disponível na página do IBGE, totalizando mais de 500 itens componentes do IPCA.

Do ponto de vista analítico, a contribuição desta tese está na conclusão de que o regime de metas de inflação tem contribuído para a mitigação da variabilidade dos preços relativos e da persistência inflacionária do IPCA. Por outro lado, as persistências das expectativas de inflação e da taxa de juros ainda continuam elevadas e a coordenação das políticas monetária e fiscal ainda não ocorre de forma satisfatória.

1. A Interação entre as Políticas Monetária e Fiscal no Brasil

Resumo

O objetivo deste artigo é examinar a interação entre as políticas monetária e fiscal no Brasil por meio de uma estimação de um Modelo Novo-Keynesiano. A abordagem econométrica utilizada é a análise de séries temporais e, mais especificamente, a metodologia GMM em sistemas. Em linhas gerais, é possível destacar a importância da taxa de câmbio, da inflação defasada e das expectativas na determinação da inflação brasileira. Já a Regra de Taylor é caracterizada pela importância da taxa de câmbio e da suavização da taxa de juros. O alto grau de suavização detectado está relacionado a uma mudança lenta da taxa Selic, tal como observado na condução da política monetária brasileira. No tocante ao lado fiscal da economia, fica detectada uma estrutura de gastos inercial e pouco dependente do endividamento público no Brasil. Em linhas gerais, foi possível detectar que o controle da inflação parece ficar mais a cargo da autoridade monetária ao passo que a autoridade fiscal concentra-se basicamente na definição da necessidade de financiamento da máquina pública, sem uma preocupação primordial com a dívida pública. Ou seja, a coordenação das políticas econômicas no Brasil é ineficaz no período de vigência das metas de inflação.

1.1. Introdução

A condução da política monetária tem fomentado constantes debates e pesquisas em todo o mundo, dada sua importância e capacidade de influenciar a economia de determinado país e o cotidiano dos indivíduos. Estas discussões ficaram ainda mais aprofundadas quando do advento do regime de metas inflacionárias como âncora nominal da economia. Tal arcabouço tem sido adotado por vários países e, mesmo aqueles que não o adotam de forma explícita, fazem isso de forma implícita. O resultado desta atitude é a queda considerável das taxas de inflação na maioria das nações do mundo. Não há dúvida que a adoção de algum tipo de regra de política monetária tem

colaborado nesse sentido uma vez que é dada uma forte ênfase ao comprometimento com níveis inflacionários toleráveis, resultando na redução das expectativas inflacionárias. Aliado a esse comprometimento está, também, o aumento do grau de prestação de contas e comunicação por parte das autoridades monetárias. Estas ações deixam claros os passos a serem seguidos pelos bancos centrais, assim como riscos associados a cada decisão tomada.

Por outro lado, as exigências fiscais necessárias para o cumprimento e fortalecimento das ações das autoridades monetárias são, na maioria das vezes, tomadas como irrelevantes nas pesquisas relacionadas à condução da política, sejam estudos teóricos ou empíricos. Modelos teóricos geralmente analisam as políticas de estabilização monetária sem que sejam levados em conta o orçamento governamental e a dinâmica da dívida pública. E isso é perfeitamente aceitável quando observa-se que a solvência das finanças governamentais não será colocada em xeque. Contudo, países diferem consideravelmente em relação às suas sustentabilidades fiscais, principalmente economias emergentes como a brasileira (Benigno & Woodford, 2006). Desta maneira, a análise da relação entre as políticas fiscal e monetária torna-se extremamente importante.

O objetivo deste artigo é examinar a interação entre as políticas monetária e fiscal no Brasil após a implementação do regime de metas de inflação. A hipótese a ser analisada é se realmente o arcabouço das metas inflacionárias é capaz de causar melhora na coordenação destas duas importantes políticas econômicas. Este é um contraponto importante uma vez que, sob um regime de taxa fixa de câmbio, a implementação de uma política monetária ativa e eficaz fica comprometida dado que o principal papel da autoridade monetária é a utilização das reservas para a defesa do regime cambial. Por outro lado, uma taxa de câmbio mais flexível possibilita, em princípio, uma melhor interação entre as autoridades monetária e fiscal.

Para cumprir este objetivo, utilizaremos a técnica econométrica do Método Generalizado dos Momentos (GMM) para estimar um modelo Novo Keynesiano baseado no trabalho de Muscatelli, Tirelli & Trecroci (2004). De uma forma geral os resultados mostram que a Curva IS é caracterizada pela significância do produto defasado. Já a Curva de Phillips híbrida destaca-se pela importância da taxa de câmbio e da inflação esperada, assim como a defasada. A Regra de Taylor Monetária é altamente influenciada pela suavização da Taxa Selic e pelas expectativas inflacionárias, ao passo que a Regra de Taylor Fiscal revela uma preocupação com o superávit primário e não com a dívida pública. Em suma, os resultados indicam que, em princípio, não é possível encontrar uma coordenação de políticas, via produto defasado na Curva IS. O controle da inflação parece ficar mais a cargo da autoridade monetária ao passo que a autoridade fiscal concentra-se basicamente em lidar

com o problema do déficit público sem se preocupar com a questão do endividamento público. Ou seja, a coordenação das políticas econômicas no Brasil é ineficaz no período de vigência das metas de inflação.

Além esta introdução, o artigo contará, na seção 2, com uma revisão da literatura relacionada à coordenação das políticas monetária e fiscal. A seção 3 trará uma breve descrição do modelo de Muscatelli, Tirelli & Trecroci (2004), assim como algumas adaptações às especificidades do Brasil. A seção 4 detalhará metodologia econométrica a ser utilizada. Os dados serão relatados na seção 5 e os resultados das estimações na seção 6. A seção 7 concluirá o trabalho.

1.2. A Interação Entre as Políticas Monetária e Fiscal: Revisão da Literatura

A literatura teórica acerca da coordenação das políticas monetária e fiscal tem crescido consideravelmente nos últimos anos. Trabalhos desenvolvidos por Benigno & Woodford (2003), Persson, Persson & Svensson (2004) e Schmitt-Grohe & Uribe (2004a, 2004b, 2006) são alguns exemplos de modelos com características Novo-Keynesianas que explicitam o papel da coordenação ótima das autoridades fiscais e monetárias. Se tal coordenação é observada, significa que ambas as políticas econômicas estarão sob a mesma função objetivo e, por conseguinte, estarão enfrentando a mesma restrição orçamentária do setor público.

Sargent & Wallace (1981) mostram, no que intitulam de “*desagradável aritmética monetarista*”, duas formas polares de coordenação de política econômica podem ser consideradas: o Regime Monetário Dominante ou Regime Fiscal Dominante. No primeiro tipo, também denominado de Regime Ricardiano¹, a política fiscal se auto-ajusta para equilibrar o orçamento intertemporal do governo e a política monetária é ativa para determinar a taxa de juros nominal, ou o estoque de moeda. Em outras palavras, os déficits primários apresentam movimentos automáticos que garantem a solvência fiscal para qualquer trajetória de nível de preço e, assim, a política monetária é responsável para dar a âncora nominal que a economia necessita (Canzoneri, Cumby & Diba, 2001). No segundo tipo, também denominado de Regime Não-Ricardiano, a política fiscal é determinada sem que haja preocupação com o equilíbrio orçamentário intertemporal do governo. Ou seja, a política fiscal é ativa e a política monetária é passiva (Walsh 2003).

¹ Na Equivalência Ricardiana uma expansão fiscal do governo, financiado por meio de dívida pública, deixará o consumo inalterado pois as famílias poupam mais no presente para pagar impostos futuros. Robert Barro adiciona a esta questão o fato intertemporal, ou seja, gerações futuras não devem ser vistas como agentes econômicos independentes.

Mais recentemente, alguns autores (Leeper, 1991; Sims, 1994; Woodford, 1994, 1995, 1999, 2003; e Cochrane, 1998, 2001; dentre outros) começaram a enfatizar o papel da política fiscal na determinação do nível de preços e criaram o que é correntemente conhecido como Teoria Fiscal do Nível de Preços.² Esta teoria é descrita como Não-Ricardiana uma vez que a restrição orçamentária intertemporal é satisfeita somente num nível de preços de equilíbrio, apesar de ser possível haver múltiplos níveis de preços consistentes com uma dada igualdade entre oferta e demanda de moeda, e também com uma dada quantidade nominal de moeda. Podem até existir alguns casos em que o nível de preço de equilíbrio escolhido pelos fatores fiscais pode não ser dependente da oferta nominal de moeda (Walsh, 2003). Em outras palavras, se os déficits primários movimentam-se arbitrariamente, então a solvência fiscal determinará a trajetória de equilíbrio dos preços (Cumby & Diba 2001).³

Para o caso específico das metas inflacionárias, Sims (2005) mostra preocupação com a interação deste arcabouço com o lado fiscal da economia. O autor argumenta que quando um país não possui uma política fiscal saudável, a condução de sua política monetária sob um regime de metas inflacionárias pode ser contraproducente. Isso acontece porque, nas palavras de Sims, um pré-requisito para o controle inflacionário é uma coordenação apropriada entre as políticas monetária e fiscal. Sobre esta questão, Benigno & Woodford (2006) argumentam que alguns países que optaram pelo sistema de metas de inflação têm encontrado dificuldades para controlar seus desequilíbrios fiscais. Conseqüentemente, esta falta de controle levanta uma série de questões e preocupações com relação à utilidade deste arcabouço de política monetária para estes países. Os autores analisam, de forma teórica, um Modelo Novo-Keynesiano que considera as conseqüências da condução de política monetária para orçamento governamental sob uma série de hipóteses acerca da natureza do regime fiscal. Desta forma, o modelo deixa claro que a condução de política monetária sob um regime de metas inflacionárias é aplicável para diferentes tipos de regimes fiscais.

Do ponto de vista empírico, Muscatelli, Tirelli & Trecroci (2004) constroem um Modelo Novo-Keynesiano para o caso americano, em que mostram que a complementaridade estratégica das políticas monetária e fiscal depende crucialmente dos tipos de choques observados pela economia do país, e depende também das hipóteses feitas no modelo. Os autores mostram que uma política fiscal contra-cíclica pode reduzir o bem estar se as regras de políticas monetária e fiscal forem inerciais e

² Esta teoria já recebeu várias críticas quanto ao seu arcabouço. Para isso, o leitor interessado pode consultar McCallum (1997) e Buiter (2002).

³ Mais recentemente, alguns artigos analisaram a Teoria Fiscal do Nível de Preços em conjunto com regras de mudança de regime. Por exemplo, Canzoneri, Cumby, Diba (2001), Favero & Monacelli (2003), Semmler & Zhang (2004)

não coordenadas. Reade & Stehn (2006) utilizam a metodologia do VAR cointegrado também para o caso americano e mostram que a política monetária do país tem se comportado do modo desejável no longo prazo e tem corrigido desequilíbrios de curto prazo. Já a política fiscal tem assegurado a sustentabilidade da dívida no longo prazo. Assim, os autores encontram uma interação das políticas monetária e fiscal no modelo, mas o poder de correção de desequilíbrios da política monetária não tem assegurado um comportamento fiscal contra-cíclico.

Sobre o caso brasileiro de coordenação das políticas monetária e fiscal, Cavallari (2004) adapta o modelo de Benigno & Woodford (2003) para a economia brasileira e conclui que o ganho da gestão conjunta das políticas fiscal e monetária é significativo. A dimensão deste ganho depende do comportamento governamental quando não existe coordenação e também da potência da política fiscal na economia. Hillbrecht (2001) mostra que o estabelecimento do regime de metas de inflação depende das restrições observadas na elaboração de política monetária, assim como da interação fundamental entre as autoridades fiscal e monetária. Empiricamente, o modelo de Hillbrecht é capaz de explicar a razão pela qual vários países adotam regimes flexíveis de metas de inflação. Para o autor, o motivo principal está no fato de que políticas consistentes de estabilização exigem reformas que são implementadas de forma gradual. Luporini (2000) estuda a sustentabilidade da política fiscal brasileira e discute se a capacidade de o governo federal se financiar é determinada pela coordenação das políticas monetária e fiscal. Seus resultados mostram que, para o período completo da amostra (1966-1996), a dívida é sustentável. Contudo, testes com sub-amostras indicam que tal comportamento é observado somente para o período anterior a 1980. Tanner & Ramos (2003) estudam a economia brasileira da década de 1990, à procura de uma distinção entre regimes monetário-dominantes e fiscal-dominantes. Aquele é característica no país para o período 1995-1997, mas não para toda a década. De acordo com os autores, um regime monetário-dominante crível requer mais esforço fiscal em termos de superávit primário, apesar de os números obtidos após 1999 mostrarem uma certa consistência com solvência fiscal. Fialho & Portugal (2005) aplicam a metodologia de mudança de regime (Markov) para verificar se a Teoria Fiscal do Nível de Preços se sustenta para dados brasileiros referentes ao período posterior ao Plano Real. Os resultados encontrados indicam que, para a amostra completa, a interação entre as políticas monetária e fiscal foi predominantemente caracterizada por um regime de dominância fiscal, em concordância com a Teoria Fiscal do Nível de Preços.

1.3. O Modelo Novo Keynesiano

Reportaremos, aqui, o modelo empírico básico desenvolvido por Muscatelli, Tirelli & Trecroci (2004). A estrutura básica do modelo é composta pelas duas equações estruturais da economia, uma curva IS e uma curva de Phillips, e as Regras de Taylor Monetária e Fiscal. Como os autores não abordam algumas questões que julgamos muito importantes para o caso brasileiro, faremos algumas adaptações ao modelo original levando em conta as questões da dívida pública e da taxa de câmbio. A subseção 1.3.1 trará o modelo original de Muscatelli, Tirelli & Trecroci (2004) e a subseção 1.3.2 tratará das adaptações.

1.3.1. O Modelo Estrutural Novo-Keynesiano

Por hipótese, cada consumidor ‘ i ’ maximiza uma função de utilidade intertemporal dada por:

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \left(\frac{1}{1-\rho} (C_{t+s}^i - H_{t+s}^i)^{1-\rho} - \frac{\varepsilon^l}{1-\rho} (1 - N_{t+s}^i)^{1-\rho} \right) \quad (1.1)$$

onde C_t representa o consumo de uma cesta de bens, H_t é um índice para hábitos externos, ρ é o coeficiente da aversão de risco relativo e N_t é o nível de emprego. Normalizando para a unidade a dotação temporal do consumidor, podemos representar o lazer como $1 - N_{t+s}$ e ε^l como um choque na oferta de trabalho. Os autores também assumem que os hábitos dependem do consumo agregado passado da forma:

$$H_{t+s}^i = \lambda C_{t+s-1} \quad (1.2)$$

Os consumidores maximizam a primeira equação sujeito à restrição orçamentária intertemporal, expressa em termos reais da seguinte maneira:

$$\left(\frac{1}{r_t} \right) a_{t+1}^i = a_t^i - C_t^i + w_t^i N_t^i + D_t - T_t \quad (1.3)$$

onde os consumidores mantêm suas riquezas financeiras a^i na forma de *securities*, que geram um retorno r_t . A renda disponível de cada consumidor consiste da renda de trabalho (o terceiro termo do lado direito da equação) mais os dividendos advindos dos lucros de firmas não perfeitamente competitivas D_t , menos os impostos T_t do tipo *lump-sum*.

Assumindo que todas as preferências dos consumidores, e suas dotações iniciais de riqueza financeira, sejam idênticas, o exercício pode ser resolvido como um problema de otimização dinâmica e pode-se, também, fazer uma agregação através dos consumidores. Assim, utilizando a condição de equilíbrio para o mercado de bens, e ignorando investimento e setor externo, temos a seguinte equação de demanda agregada.

$$Y_t = C_t + G_t \quad (1.4)$$

Neste caso, a Curva IS Novo-Keynesiana é encontrada por meio da log linearização, em torno do estado estacionário, da equação de consumo (de Euler) juntamente com a equação de demanda agregada. Ignorando choques na oferta de trabalho, a Curva IS Novo-Keynesiana pode ser representada como:

$$\begin{aligned} \hat{y}_t = & \frac{\lambda}{(1+\lambda)} \hat{y}_{t-1} + \frac{\lambda}{(1+\lambda)} E_t \hat{y}_{t+1} - \frac{(1-\lambda)}{(1+\lambda)\rho} \left(\frac{\bar{C}}{\bar{Y}} \right) \hat{r}_t + \left(\frac{\bar{C}}{\bar{Y}} \right) \hat{g}_t \\ & - \frac{\lambda}{(1+\lambda)} \left(\frac{\bar{C}}{\bar{Y}} \right) \hat{g}_{t+1} - \frac{\lambda}{(1+\lambda)} \left(\frac{\bar{C}}{\bar{Y}} \right) E_t \hat{g}_{t+1} \end{aligned} \quad (1.5)$$

onde as variáveis minúsculas (com acento circunflexo) representam os desvios percentuais do estado estacionário, e as variáveis maiúsculas (com uma barra) denotam valores de estado estacionário.

Os autores tratam do lado da oferta considerando um modelo de comportamento dos preços das firmas (um modelo de competição monopolística com preços fixos). Assume-se que a tecnologia de produção das firmas é uma função Cobb-Douglas de trabalho e capital para cada bem de consumo 'z'. Além disso, assume-se que o capital é fixo e normalizado para a unidade:

$$Y_t(z) = A(N_t(z))^{1-\alpha} \quad (1.6)$$

O consumo total é dado por uma CES padrão de variedades, imperfeitas e substituíveis, de bens de consumo 'z':

$$C_t^i = \left[\int_0^1 (C_t^i(z))^{\frac{\theta}{\theta-1}} dz \right]^{\frac{\theta-1}{\theta}} \quad (1.7)$$

Dado isso, o consumo de cada variedade do bem é dado por:

$$C_t^i(z) = \left[\frac{P_t(z)}{P} \right]^{-\theta} C_t^i \quad (1.8)$$

onde $P_t(z)$ é o preço do bem 'z', e P é o índice de preços ao consumidor agregado:

$$P = \left[\int_0^1 (P_i(z))^{1-\theta} dz \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (1.9)$$

Os preços fixos são incorporados no modelo pela hipótese do mecanismo de precificação de Calvo, com alguma proporção $(1-\xi)$ das firmas ajustando seus preços todo o período. Destas firmas, uma segunda proporção (γ) indexa seus preços de forma ótima para maximizar os lucros reais esperados e descontados, dada a tecnologia, pelo fator de desconto igual ao dos consumidores, β .

A otimização da firma, juntamente com as hipóteses de Calvo e o processo de indexação, leva a uma expressão de determinação de preços que pode ser log linearizada para gerar a seguinte equação:

$$\begin{aligned} \hat{\pi}_t = & \frac{\gamma}{\xi + \gamma(1-\xi(1-\beta))} \hat{\pi}_{t-1} + \frac{\beta\xi}{\xi + \gamma(1-\xi(1-\beta))} E_t \hat{\pi}_{t+1} \\ & + \frac{\gamma}{\left[\xi + \gamma(1-\xi(1-\beta)) \right] \left[1 + (\alpha/(1-\alpha))\theta \right]} \hat{s}_t \end{aligned} \quad (1.10)$$

onde \hat{s}_t é a mudança percentual do estado estacionário da participação da renda do trabalho. As equações (1.5) e (1.10) constituem o modelo estrutural a ser estimado com as regras de política (Muscatelli, Tirelli & Trecroci, 2004).

Note que esta Curva de Phillips é híbrida dado que a inflação depende de uma combinação convexa da inflação futura esperada e da inflação defasada, tal como proposto por Gali & Gertler (1999). A inclusão do termo defasado captura a persistência inflacionária e também implica que desinflações envolvem custos em termos de redução do produto.

1.3.1.1. A Regra Monetária

A regra de política monetária para a taxa de juros nominal ' i ' segue uma forma similar a uma Regra de Taylor *forward-looking* tradicional:

$$\hat{i}_t = \phi_0 + \phi_1 E_t \hat{\pi}_{t+q} + \sum_{i=0}^m \phi_{2i} \hat{y}_t + \phi_3 \hat{i}_{t-1} \quad (1.11)$$

onde há espaço para uma suavização da taxa de juros se $\phi_3 \neq 0$.

Ao escolher i_t , e levando em conta as expectativas do público sobre a inflação e a política econômica futura, o banco central influencia o gasto agregado por intermédio da Curva IS.

Movimentos no produto, juntamente com as expectativas, afetam a inflação por intermédio da Curva de Phillips híbrida aumentada por expectativas (Gali & Gertler, 1999).

1.3.1.2. A Regra Fiscal

A regra fiscal é estimada num formato *backward looking*. Para os autores, isso capta uma característica mais realista das respostas da política fiscal às variáveis macroeconômicas, parcialmente por conta da frequência com que a política fiscal é determinada, mas também porque um grande componente da reação de política fiscal é devido aos estabilizadores automáticos. Os autores estimam diferentes modelos para o gasto do governo e para a arrecadação de impostos e, em cada caso, permitem que as variáveis respondam ao produto. Também é incluído um mecanismo de estabilização que captura o impacto da razão defasada do déficit orçamentário sobre o PIB (dp).

$$\hat{g}_t = \sum_{i=1}^m \delta_{1i} \hat{g}_{t-i} + \sum_{i=1}^m \delta_{2i} \hat{y}_{t-i} + \psi_1 (dp)_{t-k} \quad (1.12)$$

$$\hat{\tau}_t = \sum_{i=1}^m \varphi_{1i} \hat{\tau}_{t-i} + \sum_{i=0}^m \varphi_{2i} \hat{y}_{t-i} + \psi_2 (dp)_{t-k} \quad (1.13)$$

1.3.2. Adaptações para o Caso Brasileiro

Para estimar o modelo original dos autores, devemos fazer algumas simplificações, assim como adaptações ao caso brasileiro. Primeiramente, trataremos as expectativas ($t+1$) do produto e gasto público como sendo as observações em um período adiante. Dois outros pontos são cruciais: a questão da dívida pública e a questão cambial.

1.3.2.1. A Questão da Dívida Pública

Para o caso brasileiro, é necessário que se leve em conta uma equação que descreva a evolução da dívida pública. Para isso, devemos considerar a restrição orçamentária nominal do governo como em Reade & Stehn (2006).

$$B_t = (1 + R_{t-1}) B_{t-1} + G_{t-1} - \tau Y_{t-1} \quad (1.14)$$

onde o estoque da dívida nominal, B_t , no início do próximo período depende do estoque de dívida no início deste período B_{t-1} , mais os fluxos que ocorrem entre 't-1' e 't'. Estes fluxos consistem de pagamentos de juros reais $R_{t-1}B_{t-1}$, gastos governamentais e receitas de impostos (τY_{t-1}). Por hipótese, a arrecadação de impostos é dada de maneira exógena, via estabilizadores automáticos (τ).

Como em Kirsanova, Stehn & Vines (2005), a equação da dívida pode ser log linearizada para se chegar na seguinte forma:

$$b_t = (1 + r_0)b_{t-1} + r_{t-1}b_0 + g_{t-1} - \tau y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.15)$$

onde o último termo da direita é uma perturbação.

Assim, a Curva IS Novo-Keynesiana adaptada terá o seguinte formato:

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 E_t y_{t+1} - \beta_3 r_t + \beta_4 g_t + \beta_5 g_{t-1} + \beta_6 E_t g_{t+1} \quad (1.16)$$

Já a equação do gasto público será transformada para:

$$g_t = \rho_1 g_{t-1} + \rho_2 y_{t-1} + \rho_3 div_{t-1} \quad (1.17)$$

1.3.2.2. A Questão Cambial

Em relação à questão cambial, seguiremos Minella et alli. (2003) e substituiremos a regra de Taylor monetária do modelo básico por outra que permita movimento na taxa de câmbio (e). Esta regra tomará a seguinte forma:⁴

$$i_t = \lambda_0 + \lambda_1 E_t \pi_{t+1} + \lambda_2 y_{t-1} + \lambda_3 i_{t-1} + \lambda_4 e_{t-1} \quad (1.18)$$

Além disso, analisaremos a questão da assimetria entre aumentos e quedas do nível de preços no intuito de examinar se uma queda no índice de preços de um mês para o outro provoca resultado similar ou distinto a uma elevação no mesmo índice. Para isso, utilizaremos uma *dummy* com valor igual a 1 quando há queda da taxa de inflação de um mês para outro. Caso contrário, a *dummy* toma o valor igual a 0.

⁴ Estamos cientes de que a curva IS também deveria ter sido modificada para levar em conta este modelo de economia aberta.

1.3.2.3. As Equações para o Caso Brasileiro

Além destas adaptações, consideramos somente uma defasagem e agrupamos todos os parâmetros por eles determinados em apenas um parâmetro para estimá-lo com mais facilidade. Por fim, descartamos a equação referente à arrecadação e tratamos o gasto público como o déficit primário do governo com proporção do PIB. Assim, as equações ficam simplificadas da seguinte forma:

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 E_t y_{t+1} - \beta_3 r_t + \beta_4 g_t + \beta_5 g_{t-1} + \beta_6 E_t g_{t+1} \quad (1.19)$$

$$\pi_t = \beta_7 \pi_{t-1} + \beta_8 E_t \pi_{t+1} + \beta_9 s_t + \beta_{10} e_{t-1} \quad (1.20)$$

$$i_t = \beta_{11} + \beta_{12} E_t \pi_{t+1} + \beta_{13} y_{t-1} + \beta_{14} i_{t-1} + \beta_{15} e_{t-1} \quad (1.21)$$

$$g_t = \beta_{16} g_{t-1} + \beta_{17} y_{t-1} + \beta_{18} div_{t-1} \quad (1.22)$$

1.4. Abordagem Econométrica

O modelo será estimado por intermédio do Método Generalizado dos Momentos (GMM), como proposto por Hansen (1982), em forma de sistema, ou seja, as equações do modelo serão estimadas conjuntamente.

Seja w_t um vetor ($h \times 1$) de variáveis observadas na data 't'. Seja θ um vetor ($h \times 1$) de coeficientes desconhecidos e seja $h(\theta, w_t)$ um ($r \times 1$) 'vector-valued function', $h: (\mathbb{R}^a \times \mathbb{R}^h) \rightarrow \mathbb{R}^r$. São variáveis aleatórias w_t e, conseqüentemente, $h(\theta, w_t)$. Seja θ_0 o valor verdadeiro de θ , e suponha que este verdadeiro valor é caracterizado pela seguinte propriedade:

$$E\{h(\theta_0, w_t)\} = 0. \quad (1.23)$$

As linhas 'r' da equação vetorial acima são descritas como condições de ortogonalidade. Seja $\Psi_T \equiv (w_T', w_{T-1}', \dots, w_1')$ um vetor ($Th \times 1$) contendo todas as observações em uma amostra de tamanho T , e seja $g(\theta, \Psi_T)$ o ($r \times 1$) 'vector-valued function' que denota a média amostral de $h(\theta, w_t)$:

$$g(\theta; \Psi_T) \equiv (1/T) \sum_{t=1}^T h(\theta, w_t) \quad (1.24)$$

Note que $g: \mathbb{R}^a \rightarrow \mathbb{R}^r$. A idéia por trás do GMM é escolher θ para que o momento amostral $g(\theta, \Psi_T)$ fique o mais próximo possível do momento populacional de zero, isto é, o estimador GMM $\hat{\theta}_T$ é o valor de θ que minimiza o escalar:

$$Q(\theta; \Psi_T) = [g(\theta; \Psi_T)]' W_T [g(\theta; \Psi_T)] \quad (1.25)$$

onde $\{W_T\}_{T=1}^{\infty}$ é uma seqüência de matrizes definidas positivas ponderadas ($r \times r$) que pode ser uma função dos dados Ψ_T (Hamilton, 1994).

1.5. Dados

As estimações propostas para o Modelo Novo-Keynesiano em conjunto com as regras monetária e fiscal, definidas nas equações 1.19-1.22, serão feitas para o caso brasileiro com dados compreendidos entre Julho de 2001 e Dezembro de 2006, coincidindo com o início da divulgação das expectativas inflacionárias. Os dados mensais foram coletados do IPEADATA e do Banco Central do Brasil e, posteriormente, foram dessazonalizados. O filtro HP foi utilizado nas variáveis reais e as variáveis nominais foram transformadas em desvios em relação à média. As variáveis são as seguintes:

- Índice de Produção Industrial (y)
- Taxa de inflação (π)
- Expectativas de Inflação ($E_t \pi_{t+1}$)
- Taxa de juros nominal (i)
- Taxa de juros real (definida como: $r_t = i_t - \pi_t$)⁵ (r)
- Taxa de câmbio real (e)
- NFSP primário / PIB (g)
- Dívida Pública / PIB (div)
- Salário real - médio – indústria de São Paulo - índice (jan. 2006 = 100) (s)

A Tabela 1.1 relata a estatística das séries dessazonalizadas. A taxa Selic tem média de 1.43, que é de magnitude muito alta. Para o caso da inflação (IPCA) brasileira, a média mensal é 0,6 ao passo que a variabilidade da série, medida pelo desvio padrão, é de aproximadamente 0,5. Ou seja, a inflação é pequena, mas ainda possui muita variabilidade. A expectativa de inflação acumulada 12 meses à frente possui uma média considerável de aproximadamente 6% e uma volatilidade beirando os 2%.

⁵ O mais correto seria fazer $(1+r_t) = (1+i_t)/(1+\pi_t)$. Contudo, para valores pequenos de taxas de juros e inflação, a definição de taxa de juros real comumente utilizada é a mesma deste artigo.

Tabela 1.1
Estatística Descritiva

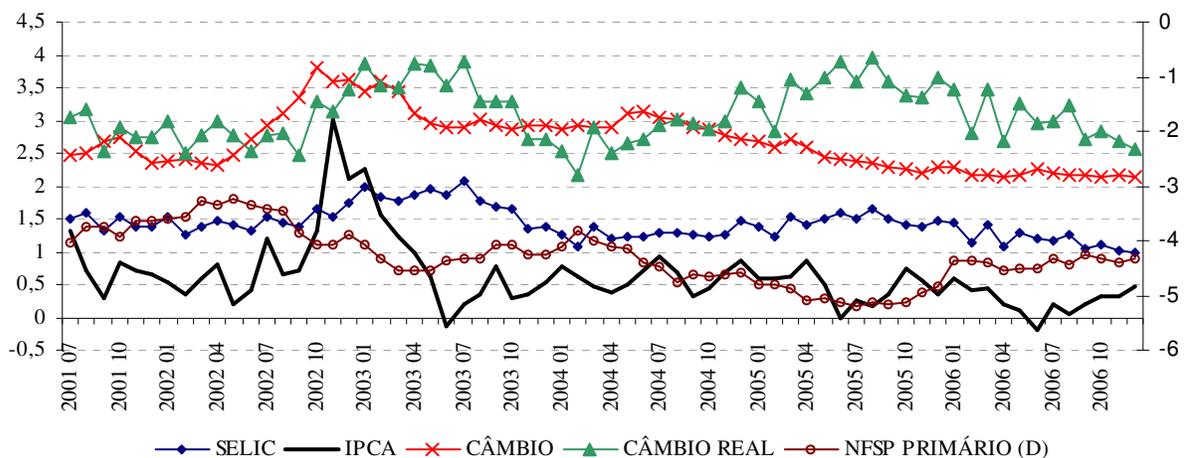
	Selic	IPCA	Salário	Expectativa de Inflação	NFSP Primário	Produção Industrial	Dívida/Pib	Selic Real	Câmbio Real
Média	1,431	0,627	98,826	5,974	-4,285	105,953	48,715	0,804	3,097
Mediana	1,400	0,535	98,200	5,518	-4,330	105,750	48,415	0,821	2,989
Máximo	2,084	3,020	134,300	12,155	-3,240	116,760	55,980	2,007	3,965
Mínimo	0,988	-0,210	89,300	2,995	-5,200	93,650	44,360	-1,479	2,176
Desvio Padrão	0,241	0,531	5,717	1,983	0,506	7,051	2,666	0,498	0,432

Fonte: IPEADATA e Banco Central do Brasil

A Figura 1.1 mostra a evolução temporal do primeiro grupo de séries utilizadas no trabalho. É possível perceber que a taxa de inflação e a taxa de câmbio nominal possuem comportamento bem similar, ou seja, a questão cambial parece ser muito importante na determinação do processo inflacionário brasileiro. Além disso, nota-se a alta da taxa Selic, referente à crise Lula, e sua tendência de queda a partir de 2006. A economia feita pelo governo central para o pagamento do serviço da dívida (NFSP Primário) também tem sido constante.

Figura 1.1

Evolução Temporal das Séries I



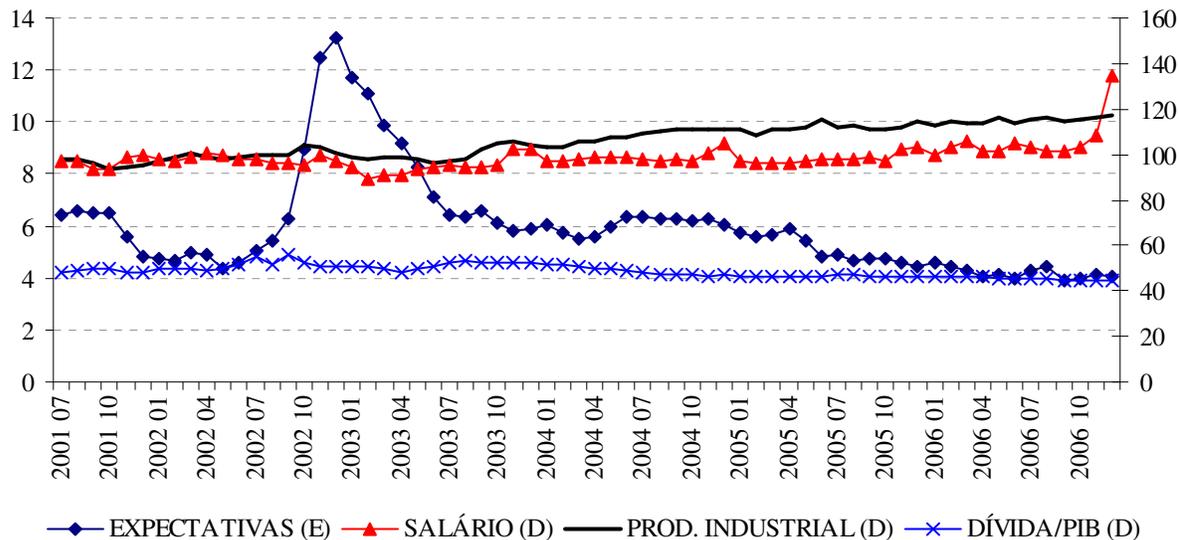
Fonte: IPEADATA e Banco Central do Brasil

Nota: "D" significa que a variável está representada no eixo direito do gráfico.

Na Figura 1.2 estão relatadas as séries temporais das expectativas de inflação, salários, produção industrial e relação dívida/PIB. O pico mais proeminente refere-se ao descolamento das expectativas de inflação na época da crise Lula. Neste mesmo período, outras variáveis, como a razão dívida/PIB, também sofreram elevações consideráveis. A produção industrial também se mostra crescente ao longo do tempo, o que pode ser um indicativo de recuperação da atividade econômica. Salários também mostram certa recuperação principalmente do segundo semestre de 2005 em diante.

Figura 1.2

Evolução Temporal das Séries II



Fonte: IPEADATA e Banco Central do Brasil

Nota: “E” significa que a variável está representada no eixo esquerdo do gráfico.

“D” significa que a variável está representada no eixo direito do gráfico.

1.6. Resultados das Estimações do Modelo

Antes de examinarmos as estimações do Sistema GMM propriamente ditas, devemos analisar o grau de integração das variáveis a serem estimadas. Para isso, lançaremos mão dos testes de raiz unitária ADF e KPSS para todas as séries consideradas neste trabalho.⁶ Os resultados estão

⁶ Consultar Dickey & Fuller (1979) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt & Shin (1992).

relatados na Tabela 1.2 e mostram que, para o teste ADF, produção industrial, Selic real, câmbio real e salários rejeitam a hipótese nula de raiz unitária (não-estacionaridade), ao passo que as outras variáveis a aceitam. Entretanto, Kwiatkowski, Phillips, Schmidt & Shin (1992) argumentam que testar raiz unitária como hipótese nula pode não ser aconselhável pois a mesma é sempre aceita, ao menos que haja uma evidência contrária muito forte. Contudo, a maioria das séries econômicas pode não ter informação suficiente capaz de decidir se elas possuem ou não uma raiz unitária. Assim, KPSS propõem um teste de raiz unitária alternativo em que a hipótese nula é a estacionaridade contra a hipótese alternativa de raiz unitária. A Tabela 1.2 mostra que os resultados dos testes KPSS não indicam a rejeição da hipótese nula (rejeição de estacionaridade) para nenhuma das variáveis. Desta maneira, não rejeitamos a hipótese de estacionaridade para todas as séries do modelo e assim as trataremos como estacionárias no decorrer deste trabalho.

Tabela 1.2
Testes de Raiz Unitária

Séries	ADF						KPSS					
	Estatística de Teste	Lag	Valores Críticos		Rejeita Ho Raiz Unitária		Estatística de Teste	Lag	Valores Críticos		Rejeita Ho Estacionaridade	
			1%	5%	1%	5%			1%	5%	1%	5%
IPCA	-2.87	0	-3.54	-2.91	Não	Não	0.33	5	0.73	0.46	Não	Não
Prod. Industrial	-3.07	0	-3.54	-2.91	Não	Sim	0.17	4	0.73	0.46	Não	Não
Selic Nominal	-2.77	3	-3.54	-2.91	Não	Não	0.20	6	0.73	0.46	Não	Não
Selic Real	-3.52	0	-3.54	-2.91	Não	Sim	0.14	5	0.73	0.46	Não	Não
Câmbio Real	-4.74	0	-3.54	-2.91	Sim	Sim	0.11	0	0.73	0.46	Não	Não
Déficit Primário	-1.99	0	-3.54	-2.91	Não	Não	0.15	5	0.73	0.46	Não	Não
Dívida/PIB	-2.42	1	-3.54	-2.91	Não	Não	0.16	5	0.73	0.46	Não	Não
Salário	-2.98	0	-3.54	-2.91	Não	Sim	0.09	5	0.73	0.46	Não	Não
Expect. de Inflação	-2.23	3	-3.54	-2.91	Não	Não	0.38	6	0.73	0.46	Não	Não

Nota: Estimações somente com constante.

Em relação às estimações do Sistema GMM, utilizamos 3 conjuntos instrumentos distintos, compostos de diferentes variações de defasagens das próprias variáveis do modelo (ver Tabela 1.4 em anexo). Para estimar a legitimidade dos instrumentos utilizados, fizemos uso do teste de sobre-identificação 'J' de Hansen, cuja hipótese nula é a validade das condições de momento. Dados o

número de observações utilizadas no modelo, o número de variáveis e o número utilizado de restrições (instrumentos), calculamos a validação da hipótese nula do teste 'J' tendo como base a tabela do qui-quadrado no nível de significância de 5%.

Os resultados da estimação dos Sistemas GMM, assim como a Estatística J e a convergência, estão reportados na Tabela 1.3. Para uma melhor visualização das significâncias estatísticas, delineamos os parâmetros referentes às equações estruturais da economia, a Curva IS e a Curva de Phillips, assim como a Regra de Taylor Monetária e a Regra de Taylor Fiscal adaptadas ao caso brasileiro.

Lembremos que a interação entre as políticas monetária e fiscal se dá via equação de demanda agregada. Para a Regra de Taylor Monetária, o parâmetro em comum é o produto defasado e, indiretamente, a taxa de juros nominal. Para a Regra de Taylor Fiscal, os coeficientes em comum são o produto defasado e o superávit primário. Todos os sistemas estimados e relatados na Tabela 1.3 possuem instrumentos robustos e convergem de forma relativamente rápida.

Primeiramente, vamos esclarecer a questão da resposta assimétrica às quedas e aumentos da taxa de inflação. Note que somente para o primeiro sistema fizemos uso da *dummy* de assimetria, como definida em parágrafos anteriores. Note, também, que o valor da mesma não possui significância estatística, sinalizando que existe simetria na resposta da taxa de juros tanto para aceleração quanto para a desaceleração do nível de preços. Não obstante, deve-se ressaltar que quando a mesma *dummy* é incluída nos outros sistemas, não há convergência dos modelos e por isso eles não são reportados. Em linhas gerais, pode-se dizer que a inclusão desta *dummy* deve ser vista com cuidado e merece atenção especial em estudos subseqüentes. Neste artigo propriamente dito os resultados são inconclusivos.

Em relação às estimações da Curva IS, encontramos significância estatística para o produto defasado nos 3 sistemas e para as expectativas do produto em 2 sistemas. Este resultado é esperado pois significa que a demanda agregada é dependente do produto anterior e de expectativas quanto ao crescimento da economia. A taxa de juros real também se mostra estatisticamente significativa em 2 sistemas e possui sinal negativo, isto é, uma elevação na taxa de juros da economia resulta em uma queda do crescimento econômico do país devido a inibição do investimento. Ainda em relação à Curva IS, o gasto público, representado pelo resultado primário das contas do governo, não possui significância significativa em nenhuma das variedades temporais analisadas. Entretanto, veremos mais adiante que o gasto defasado é extremamente importante para a definição da Regra de Taylor Fiscal e, desta forma, influi indiretamente na definição da Curva IS.

Tabela 1.3

Resultados das Estimações dos Sistemas GMM

Equação	Variável	Sistema 1	Sistema 1 Resposta Assimétrica	Sistema 2	Sistema 3
		Coefficiente (Erro Padrão)	Coefficiente (Erro Padrão)	Coefficiente (Erro Padrão)	Coefficiente (Erro Padrão)
Curva IS Var. Dependente = y_t	$\beta_1 y_{t-1}$	0,427* (0,087)	0,345* (0,057)	0,549** (0,312)	0,295* (0,050)
	$\beta_2 E_t y_{t+1}$	0,409* (0,136)	0,790* (0,082)	0,131 (0,465)	0,662* (0,099)
	$\beta_3 r_t$	-2,216* (0,749)	-0,856 (0,629)	2,610 (2,693)	-1,486* (0,441)
	$\beta_4 g_t$	-1,793 (4,430)	0,875 (4,143)	14,327 (20,487)	-3,073 (3,547)
	$\beta_5 g_{t-1}$	-2,240 (1,768)	-1,828 (1,475)	-4,861 (6,742)	-0,271 (1,532)
	$\beta_6 E_t g_{t+1}$	4,377 (3,338)	0,609 (3,246)	-9,885 (15,115)	3,085 (2,708)
Curva de Phillips Var. Dependente = π_t	$\beta_7 \pi_{t-1}$	0,940* (0,053)	0,935* (0,049)	0,961* (0,050)	0,981* (0,060)
	$\beta_8 E_t \pi_{t+1}$	0,211* (0,066)	0,163* (0,050)	0,054 (0,049)	0,186* (0,064)
	$\beta_9 s_t$	0,116* (0,049)	0,079** (0,043)	0,030 (0,042)	0,102* (0,048)
	$\beta_{10} e_{t-1}$	1,008* (0,218)	0,939* (0,199)	0,700* (0,182)	1,129* (0,258)
Regra de Taylor Monetária Var. Dependente = i_t	β_{11}	0,293* (0,094)	0,413* (0,092)	0,348 (0,349)	0,315* (0,143)
	$\beta_{12} E_t \pi_{t+1}$	0,027* (0,008)	0,028* (0,009)	0,057* (0,027)	0,034* (0,011)
	$\beta_{13} y_{t-1}$	-0,008 (0,006)	-0,006* (0,002)	-0,010 (0,020)	-0,016** (0,008)
	$\beta_{14} i_{t-1}$	0,627* (0,117)	0,475* (0,144)	0,581 (0,433)	0,596* (0,181)
	$\beta_{15} e_{t-1}$	0,133* (0,060)	0,083 (0,077)	0,397** (0,234)	0,170* (0,086)
	<i>Dummy Assimetria</i>	-	-0,028 (0,750)	-	-
Regra de Taylor Fiscal Var. Dependente = g_t	$\beta_{16} g_{t-1}$	0,923* (0,063)	0,886* (0,077)	0,834* (0,095)	0,804* (0,073)
	$\beta_{17} y_{t-1}$	-0,006** (0,003)	-0,014* (0,003)	-0,009* (0,004)	-0,014* (0,003)
	$\beta_{18} div_{t-1}$	0,004 (0,010)	0,005 (0,012)	0,037** (0,019)	0,014 (0,011)
Estatística J		0,148	0,139	0,143	0,140
Convergência		102 iterações	262 iterações	302	41 iterações

Nota: Sistema GMM, 60 observações,

Kernel: Bartlett, Bandwidth: Fixo (3), Prewhitening.

** e * denotam significância estatística a 10% e 5% respectivamente.

As estimações referentes à Curva de Phillips híbrida geram coeficientes estatisticamente significantes praticamente em todos os sistemas, com destaque para o primeiro e o terceiro. Foi possível detectar sinais de inércia (persistência) inflacionária, isto é, a inflação do país tem características *backward looking*.⁷ Além disso, a inflação um período adiante é estatisticamente significativa, gerando um caráter *forward looking* à mesma, como argumentado por Gali & Gertler (1999). A taxa de câmbio real também é estatisticamente significativa e possui parâmetros maiores que a inflação defasada e a inflação futura, sinalizando a importância cambial na determinação do processo inflacionário brasileiro. Por fim, o parâmetro dos salários possui significância estatística em 2 modelos. Em linhas gerais, a estimação desta Curva de Phillips mostra uma boa robustez das variáveis utilizadas no sistema e também deixa claro que a inflação brasileira ainda possui algum grau de persistência mas que também depende das expectativas e, primordialmente, da taxa de câmbio vigente na economia.

A função de reação do Banco Central é aqui representada pela Regra de Taylor Monetária. Devemos lembrar que ao decidir a taxa de juros da economia, e levando em conta as expectativas de inflação, o produto e a taxa de câmbio, o governo causa impacto na Curva IS, via taxa de juros real e produto, e na Curva de Phillips, via expectativas e taxa de câmbio. Analisando os resultados da Regra de Taylor Monetária, há significância estatística das expectativas de inflação e da taxa de câmbio real para todos os modelos estimados. Isso corrobora a importância destas duas variáveis na condução da política monetária do Banco Central brasileiro e na definição da Curva de Phillips. Além disso, dois modelos ratificam um ponto comum nas estimações das Regras de Taylor Monetárias, que é um alto grau de inércia da taxa de juros ou, em outras palavras, uma suavização considerável da taxa Selic, cujos coeficientes são os maiores da equação. Este mecanismo de “*interest rate smoothing*” gera discussões controversas. De um lado, as autoridades monetárias podem estar sinalizando que não procedem com choques abruptos na taxa Selic, mas sim com movimentos dosados da mesma. Por outro lado, esta atitude pode indicar um certo receio do Banco Central em realizar quedas mais pronunciadas da taxa de juros de forma a equipará-la a níveis internacionais. Seja qual a razão, o resultado encontrado deixa claro que a suavização da Selic parece ser mais forte que a reação a maiores níveis de inflação futura e a variações cambiais. Em relação ao produto defasado, a significância estatística foi encontrada somente no terceiro modelo, e com sinal invertido. Isso sinaliza que as ações de política monetária não conseguem causar um

⁷ A questão da persistência inflacionária será estudada mais a fundo no próximo artigo desta tese.

impacto direto na demanda agregada, via produto defasado, mas somente um impacto indireto, via taxa de juros real.

No tocante à Regra de Taylor Fiscal, as estimações referentes à NFSP primária defasada possuem significância estatística, sinalizando um gasto inercial de proporções consideráveis. O produto defasado também possui significância estatística em todos os modelos. Ele ainda tem sinal negativo, denotando que aumentos na produção levam a reduções no superávit primário do governo. Por outro lado, a dívida pública defasada somente é estatisticamente significativa em um único modelo (ao nível de 10%).

Read & Stehn (2006) tentam fazer uma delegação ótima de tarefas entre as duas autoridades monetária e fiscal, sob a hipótese de que a mudança do instrumento fiscal gera maiores custos pois leva a uma provisão sub-ótima de bens públicos. A política monetária não é tão custosa quanto a política fiscal e, desta maneira, toma para si o controle do choque inflacionário. Já a política fiscal, por gerar maiores custos, fica mais concentrada em políticas contra-cíclicas, além de ter uma necessidade de financiamento do setor público muito persistente. Este regime não é considerado ativo, no sentido de Leeper (1991), pois a política fiscal não está assegurando a sustentabilidade da dívida, apesar de a política monetária cumprir o Princípio de Taylor (Read & Stehn, 2006).⁸

Se levarmos em consideração o argumento de Read & Stehn, poderíamos dizer que esta delegação ótima se verifica no caso brasileiro. Os resultados encontrados nas regras monetária e fiscal deixam claro que as políticas econômicas de controle da inflação são mais um papel da autoridade monetária, ao passo que a autoridade fiscal trabalha na escolha do superávit de forma independente do nível da dívida pública.

Entretanto, entendemos que este fato pode não gerar coordenação de políticas econômicas. Nosso argumento é que os resultados encontrados no modelo adaptado ao caso brasileiro mostram que há um comprometimento na interação entre as ações das autoridades monetária e fiscal do país no período referente à vigência do sistema de metas de inflação. Isso se verifica pois tal coordenação deveria ser verificada primordialmente via significância do produto defasado na equação de demanda agregada e nas regras monetária e fiscal. E isso não acontece no caso da Regra de Taylor Monetária.

⁸ O Princípio de Taylor é a proposição de que os Bancos Centrais podem estabilizar a economia por meio de um aumento da taxa de juros em resposta a uma elevação da inflação.

1.7. Conclusões

A principal contribuição deste artigo foi buscar uma interpretação econométrica estrutural das interações entre as políticas fiscal e monetária para o caso brasileiro. A hipótese a ser testada era se a implementação do regime de metas de inflação significou uma melhor interação entre estas duas importantes políticas econômicas. Para isso, estimamos um Modelo Novo Keynesiano composto de duas equações estruturais da economia, referentes à inflação e ao produto, conjuntamente com regras de políticas monetária e fiscal. O intuito de buscar uma maior compreensão da maneira como diferentes instrumentos de política macroeconômica interagem ao longo do tempo.

Os resultados mostraram que os parâmetros relacionados ao produto e a taxa de juros real são estatisticamente significantes na Curva IS. Já as estimações referentes à Curva de Phillips híbrida geraram coeficientes estatisticamente significantes em praticamente todos os parâmetros de todos os sistemas, com destaque para a importância para a taxa de câmbio. A Regra de Taylor Monetária caracterizou-se pela importância da suavização da taxa Selic, cujo peso parece ser maior que a reação à inflação futura e às variações cambiais. Já Regra de Taylor Fiscal revelou uma necessidade de financiamento público muito inercial e pouca preocupação com a dívida pública.

Ficou caracterizado, então, que a política monetária preocupa-se primordialmente com o controle da inflação, ao passo que a política fiscal tem o papel de lidar com o gasto público inercial sem e preocupar com o nível de endividamento público. Se, por um lado, este fato mostra que há uma espécie de delegação ótima de tarefas entre as autoridades monetária e fiscal, por outro ficou claro que não há uma coordenação ótima na condução das duas políticas econômicas. Este é um resultado interessante dado que nas seções iniciais do trabalho citados autores que mostraram a importância da coordenação de políticas econômicas, principalmente em um arcabouço de metas de inflação.

Estudos mais aprofundados devem ser feitos em relação a esse tema. Isso passa por simulações de políticas e por outras abordagens acerca da interação de políticas pois, como em Muscatelli, Tirelli & Trecroci (2004), a principal deficiência desta abordagem está no escopo limitado que as duas políticas econômicas se interagem, enfatizando exclusivamente o canal da demanda agregada.

Referências Bibliográficas

- Benigno, P. & Woodford, M. (2003). Optimal Monetary and Fiscal Policy: A Linear-Quadratic Approach. *NBER Macroeconomics Annual*, 18, p. 271-333.
- Benigno, P. & Woodford, M. (2006). Optimal Inflation Targeting Under Alternative Fiscal Regimes. *NBER Working Paper No.* 12158.
- Buiter, W. H. (2002). The Fiscal Theory of the Price Level: A Critique. *The Economic Journal*, 112, p. 459–480.
- Canzoneri, M. B.; Cumby, R. E. & Diba, B. T. (2001). Is The Price Level Determined by Needs of Fiscal Solvency? *American Economic Review*, 91 (5), p. 1221-1238.
- Cavallari, M. C. L. (2004). *A Coordenação das Políticas Fiscal e Monetária Ótimas*. Dissertação (Mestrado). PUC-Rio Departamento de Economia.
- Cochrane, J. (1998). A Frictionless View of U.S. Inflation. *NBER Macroeconomics Annual*. Cambridge, MA: MIT Press, p. 323-384.
- Cochrane, J. (2001). Long Term Debt and Optimal Policy in the Fiscal Theory of the Price Level. *Econometrica*, 69 (1), p. 69-116.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, p. 427-431.
- Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*. New York: John Wiley & Sons Inc.
- Faria, R. M. & Leme, M. C. S. (2006). Arranjos de Coordenação de Política Monetária e Fiscal e a Atuação Ótima do Banco Central. *XXXIV Encontro Nacional de Economia*, Salvador, BA.
- Favero, C. & Monacelli, T. (2003). Monetary-Fiscal Mix and Inflation Performance: Evidence from the U.S. *CEPR Discussion Paper No.* 3887.
- Fialho, M. L. & Portugal, M. S. (2005). Monetary and Fiscal Policy Interactions in Brazil: An Application of the Fiscal Theory of the Price Level. *Estudos Econômicos*, 35 (4), p. 657-685.
- Gali, J. & Gertler, M. (1999). Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis. *Journal of Monetary Economics*, 44, p. 195–222.
- Hamilton, J. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton, NJ: Princeton University Press.

- Hansen, L. P. (1982). Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators. *Econometrica*, 50, p. 1029-1054.
- Hillbrecht, R. (2001). Metas de Inflação e Política Fiscal. *Revista Brasileira de Economia*. Rio de Janeiro, 55 (3), p. 407-423.
- Kwiatkowski, D.; Phillips, P. C. B.; Schmidt, P. & Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Are Non-Stationary? *Journal of Econometrics*, 54, p. 159-178.
- Leeper, E. (1991). Equilibria Under Active and Passive Monetary and Fiscal Policies. *Journal of Monetary Economics*, 27, p. 129-147.
- Loyo, E. H. M. (1999). *Tight Money Paradox on the Loose: A Fiscalist Hyper-Inflation*. Unpublished Kennedy School of Government.
- Kirsanova, T.; Stehn, S. J. & Vines, D. (2005). Five-Equation Macroeconomics: A Simple View of the Interactions Between Fiscal Policy and Monetary Policy. *Oxford Review of Economic Policy*, 21(4), p. 532-564.
- Luporini, V. (2000). Sustainability of the Brazilian Fiscal Policy and Central Bank Independence. *Revista Brasileira de Economia*, 54 (2).
- McCallum, B. (1997). Issues in the Design of Monetary Policy Rules. *NBER Working Paper 6016*.
- Minella, A.; Freitas, P. S.; Goldfajn, I. & Muinhos, M. K. (2003). Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility. *Journal of International Money and Finance*, 22, p. 1015–1040.
- Muscattelli, V. A.; Tirelli, P. & Trecroci, C. (2004). Fiscal and Monetary Policy Interactions: Empirical Evidence and Optimal Policy Using a Structural New-Keynesian Model. *Journal of Macroeconomics*, 26, p. 257-280.
- Muscattelli, V. A.; Tirelli, P. & Trecroci, C. (2004b). The Interaction of Fiscal and Monetary Policies: Some Evidence Using Structural Econometric Models. Money Macro and Finance (MMF) Research Group Conference.
- Persson, M.; Persson, T. & Svensson, L.E.O. (2004). Time Consistency of Fiscal and Monetary Policy: A Solution. Institute for International Economic Studies & Princeton University. *Mimeo*.

- Pinheiro, A. C.; Giambiagi, F.; Moreira, M. M. (2001). O Brasil na Década de 90: Uma Transição Bem Sucedida? *BNDES Working Paper Series 91*.
- Reade, J. & Stehn, J. (2006). *Estimating the Interactions Between Monetary and Fiscal Policy Using the Cointegrated VAR Methodology*. Cointegrated VAR: Methodology and Applications Conference. Copenhagen. Denmark.
- Sargent, T. J. & Wallace, N. (1981). Some Unpleasant Monetarist Arithmetic. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 5, p. 1-17.
- Schmitt-Grohe, S. & Uribe, M. (2004a). Optimal Fiscal and Monetary Policy Under Imperfect Competition. *Journal of Macroeconomics*, 26, p. 183-209.
- Schmitt-Grohe, S. & Uribe M. (2004b). Optimal Fiscal and Monetary Policy Under Sticky Prices. *Journal of Economic Theory*, 114 (2), p. 198-230.
- Schmitt-Grohe, S. & Uribe, M. (2006). Optimal Fiscal and Monetary Policy in a Medium Scale Macroeconomic Model. In: Gertler, M. & Rogoff, K. (eds.). *NBER Macroeconomics Annual 2005*. Cambridge: The MIT Press, p. 383-425.
- Semmler, W. & Zhang, W. (2004). Monetary and Fiscal Policy Interactions in the Euro Area. *Empirica*, 31 (2), p. 205-227.
- Sims, C. A. (1994). A Simple Model for Study of the Price Level and the Interaction of Monetary and Fiscal Policy. *Economic Theory*, 4, p. 381-399.
- Sims, C. A. (2005). Limits to Inflation Targeting. In: Bernanke, B. S. & Woodford, M. (eds.). *The Inflation Targeting Debate*. Chicago: University of Chicago Press.
- Sims, C. A. & Zha, T. (2006). Were There Regime Switches in U.S. Monetary Policy? *American Economic Review*, 66(1), p. 54-81.
- Tanner, E. & Ramos, A. M. (2003). Fiscal Sustainability and Monetary Versus Fiscal Dominance: Evidence from Brazil 1991–2000. *Applied Economics*, 35, p. 859–873.
- Taylor, J. B. (1993). Discretion Versus Policy Rules in Practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, p. 195-214.
- Walsh, C. E. (2003). *Monetary Theory and Policy*. Cambridge: The MIT Press.

Woodford, M. (1994). Monetary Policy and Price Level Determinacy in a Cash-in-Advance Economy. *Economic Theory*, 4, p. 345-380.

Woodford, M. (1995). Price Level Determinacy Without Control of a Monetary Aggregate. *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, p. 1-46.

Woodford, M. (1999). Optimal Monetary Policy Inertia. *NBER Working Paper No. 7261*.

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

Anexo

Tabela 1.4
Conjunto de Instrumentos Utilizados

Instrumentos	Sistema 1			Sistema 2			Sistema 3			Sistema 4		
	<i>t-1</i>	<i>t-2</i>	<i>t-3</i>									
IPCA	x	x		x	x		x	x	x	x	x	
Índice de Prod. Ind.	x	x	x	x	x		x	x		x	x	x
Selic Nominal	x	x	x	x	x		x	x		x	x	
Selic Real	x	x	x	x	x		x	x		x	x	x
Déficit Primário	x	x	x	x	x		x	x		x	x	x
Dívida/PIB	x	x		x	x		x	x		x	x	x
Salário	x	x	x	x	x		x	x	x	x	x	
Expectativas de Inflação	x	x	x	x	x		x	x	x	x	x	

Nota: A constante foi utilizada como instrumento em todas as estimações.

2. Persistência Inflacionária no Brasil*

Resumo

Este artigo analisa a questão da persistência inflacionária no Brasil por intermédio dos Modelos Auto-Regressivos de Integração Fracionada (ARFIMA). O estudo compreende o período de Agosto/1995 a Maio/2007 e leva em consideração o IPCA, as expectativas de inflação e a Taxa Selic. Sobre o IPCA, observa-se que ele é estacionário e que sua persistência diminui com a implementação das metas de inflação. Por outro lado, as Expectativas de Inflação e a Taxa Selic são persistentes, não estacionárias, mas com reversão a uma média de longo prazo. Isso é confirmado pela análise das funções de resposta aos impulsos. Elas mostram uma tendência de desaparecimento dos choques do curto para o médio prazo (12 meses), apesar de algumas perturbações perdurarem mais do que outras. Em termos de política econômica, isso seria um indicativo de que a alta persistência da taxa de juros tem sido um instrumento eficiente para o controle do IPCA, mas insuficiente para gerar credibilidade capaz de mitigar as expectativas de inflação.

2.1. Introdução

A compreensão da dinâmica inflacionária é de suma importância pois colabora para que os formuladores de política econômica tomem decisões mais acertadas em relação à melhor maneira de lidar com processos inflacionários que influenciam a eficiência da economia e o bem estar dos indivíduos. Em outras palavras, ao estarem atentos ao comportamento dos preços de determinada economia, os *policymakers* podem tomar medidas preventivas contra possíveis pressões nos preços e, conseqüentemente, aliviar prováveis custos em termos de imposto inflacionário, produto e emprego. Estes questionamentos estão relacionados ao fenômeno da persistência inflacionária que,

* Uma versão inicial deste artigo foi apresentada no XXIX Encontro Brasileiro de Econometria, 2007, em Recife, PE, com o título “Uma Aplicação dos Modelos ARFIMA no Cálculo da Persistência Inflacionária Brasileira”.

em linhas gerais, pode ser definido como a propensão da inflação de convergir lentamente à meta, implícita ou explícita, do Banco Central.

Batini (2006) caracteriza a persistência inflacionária de 3 formas distintas: 1) defasagens entre ações sistemáticas de política monetária e seus efeitos máximos na inflação; 2) respostas defasadas da inflação aos choques não sistemáticos de política econômica; 3) uma correlação serial positiva na inflação. Sobre o primeiro conceito, as ações sistemáticas de política monetária referem-se à resposta da função de reação aos choques exógenos advindos do setor privado. Ou seja, este tipo de persistência refere-se ao número de períodos necessário para que uma mudança no ambiente monetário tenha seu máximo efeito na inflação. O segundo tipo está relacionado ao número de defasagens necessário para que a inflação responda a um choque de política. O terceiro tipo de persistência é aquele que utilizaremos neste artigo e tem sido documentado em vários países. Na maioria dos casos, tal persistência vem decrescendo ao longo do tempo, principalmente em função da condução de política monetária fortemente baseada no controle do nível de preços. Nos EUA, por exemplo, Fuhrer & Moore (1995) detectaram uma alta correlação serial para o período 1965-1990 ao passo que Batini & Nelson (2001) mostraram que tal correlação declinou fortemente após 1984, provavelmente por conta da fase Volcker-Greenspan à frente do FED. Já no caso do Reino Unido, Batini & Nelson (2001) encontraram uma queda dramática do coeficiente auto-regressivo para a inflação britânica após 1992.

Nota-se a preocupação corrente de países desenvolvidos em tentar entender melhor o fenômeno da persistência inflacionária.⁹ Se a questão é relevante para os países desenvolvidos, ela é ainda mais para o Brasil, que enfrentou um problema crônico de inflação por vários anos. Foi somente com a implementação do Plano Real, em 1994, que a economia brasileira passou a conviver com taxas de inflação em patamares toleráveis. Desde então, no entanto, o controle inflacionário tem sido feito com níveis elevados de taxas de juros, em parte justificada pelo problema inercial ainda presente na economia brasileira e que dificulta o cumprimento da meta.

O objetivo deste artigo é utilizar os modelos ARFIMA para estudar a persistência inflacionária brasileira do ponto de vista de uma abordagem univariada. As hipóteses a serem testadas são: 1) Qual o grau de persistência da inflação e de suas expectativas no Brasil nos últimos anos? 2) A introdução das metas de inflação significou uma queda desta persistência? 3) Qual o grau

⁹ A preocupação é tanta que o Banco Central Europeu tem mantido, nos últimos anos, uma rede de pesquisas, denominada *Eurosystem Inflation Persistence Network*, no sentido de gerar mais conhecimento sobre o tema.

de persistência da taxa de juros e como é seu comportamento em relação à persistência da inflação?
4) As séries convergem para uma média de longo prazo ou apresentam comportamento explosivo?

Do ponto de vista metodológico, as estimações não se limitarão somente ao caso do IPCA, mas também abordarão as expectativas inflacionárias (de Julho de 2001 em diante) e a Taxa Selic. Também haverá um estudo das funções de respostas aos impulsos dos modelos selecionados como melhores em cada série. O período a ser considerado inicia-se um ano após a implementação do Plano Real e estende-se até meados de 2007. Em linhas gerais, os resultados apontam graus de persistência variados entre as séries analisadas. Mas todas apresentam reversão a uma média de longo prazo, ou seja, o comportamento explosivo das mesmas pode ser descartado. Especificamente sobre o IPCA, o índice oficial de inflação, observa-se uma estacionaridade do mesmo e uma queda de sua persistência após a implementação das metas inflacionárias. Por outro lado, a Taxa Selic e as expectativas de inflação mostram-se bem mais persistentes. Dito em outras palavras, os cálculos sugerem que a persistência inflacionária brasileira, medida pelo IPCA, já não apresenta um grau de inércia considerável, indicando que as políticas econômicas efetuadas têm sido eficazes no controle do índice de preços ao consumidor. No entanto, as expectativas de inflação e a Taxa Selic possuem um caráter não estacionário, mesmo que revertam a uma média de longo prazo, significando que as mesmas estão mudando muito lentamente ao longo do tempo. Isso é confirmado pela análise das funções de resposta aos impulsos, que mostram uma tendência de desaparecimento dos choques do curto para o médio prazo (12 meses), apesar de algumas perturbações perdurarem mais do que outras. Desta forma, pode-se concluir que o processo inflacionário brasileiro possui características interessantes. Primeiro, a inflação está sob controle ao passo que as expectativas da mesma ainda não estão. Em segundo lugar, há indícios de um *trade-off* de persistências entre a taxa de juros e expectativas de inflação. Ainda que as taxas elevadas (e persistentes) de juros são capazes de mitigar eventuais processos inflacionários, as mesmas taxas ainda não são capazes de gerar uma credibilidade suficiente para mitigar as expectativas de inflação.

O restante do artigo está organizado da seguinte maneira. A seção 2 trata da revisão da literatura. A seção 3 trata da metodologia econométrica. A seção 4 descreve os dados utilizados no artigo. A seção 5 reporta os resultados e a última seção faz a conclusão do trabalho.

2.2. Revisão da Literatura

Em relação à literatura empírica sobre a persistência da inflação, Batini & Nelson (2001) estudam os casos britânico e americano, ao passo que Batini (2006) faz algo similar para a União Européia. Em ambos os trabalhos, o foco da análise é na defasagem da condução da política monetária e na resposta da inflação. Os resultados mostram que as ações das autoridades monetárias atingem o efeito máximo, em termos de queda da inflação, após um ano de implementação. Hondroyiannis & Lazaretou (2004) tratam do caso grego para o período entre 1975 e 2003. Os autores mostram que o país vem reduzindo a inflação desde 1997, fruto de uma maior eficácia das ações do banco central grego no combate à inflação do país. Gadzinski & Orlandi (2004) analisam a persistência inflacionária dos EUA e dos países membros da UE, com atenção especial para a presença de quebras estruturais nas séries. Os autores encontram casos moderados de persistência nas séries e uma ampla conexão entre as inflações americana e européia. Benigno & López-Salido (2006) estimam Curvas de Phillips para a Alemanha, França, Itália, Espanha e Holanda com o objetivo de procurar evidências de heterogeneidade na dinâmica inflacionária desses países. Os autores encontram um comportamento inercial (*backward looking*) para quatro países, sendo que somente a Alemanha mostra características de um comportamento *forward looking*.

Em relação à utilização dos Modelos ARFIMA, Doornik & Ooms (2004) utilizam a metodologia para fazer inferências e previsões acerca dos processos inflacionários dos EUA e do Reino Unido. Para o caso americano, a amostra tem periodicidade trimestral (1957:01 a 2003:04) e os parâmetros fracionados ficam em torno de 0.32, mostrando que a série pode ser descrita como estacionária. Para o caso britânico, a amostra tem periodicidade trimestral (1959:1 a 2002:2) e as estimações dos parâmetros fracionados variam entre 0.47 e 0.59, sinalizando uma provável não estacionaridade da série.

Gil-Alana (2005) aplica a metodologia ARFIMA para a taxa de inflação dos EUA e conclui que os resultados variam consideravelmente dependendo da forma como as perturbações $I(0)$ são especificadas no modelo. Por exemplo, para a especificação com ruído branco, as regressões mostram uma inflação americana estacionária com o parâmetro fracionado igual a 0.25, mas com um processo de memória longa. Para as perturbações com um processo auto-regressivo, a ordem de integração da série torna-se negativa, caracterizando um comportamento anti-persistente.

Em relação ao estudo do processo inflacionário brasileiro, Cati et al. (1999) analisam o período de Janeiro de 1974 a Junho de 1993, caracterizado por uma grande influência do efeito da

implementação de vários planos de estabilização. De acordo com os autores, estas intervenções governamentais abruptas agiram como *inliers* pois a inflação era reduzida apenas temporariamente e retornava à sua trajetória inicial algum tempo depois. Cati et al. (1999) utilizam testes padrões de raiz unitária e reportam, como resultado, que as séries são estacionárias e que as perturbações observadas possuem somente efeitos temporários. Contudo, quando estatísticas mais apropriadas são utilizadas para que sejam levados em conta os planos de estabilização, os resultados mostram que o comportamento estocástico da taxa de inflação brasileira no período analisado é, de fato, muito instável. Desta maneira, os autores chegam à conclusão de que a interpretação macroeconômica para os resultados encontrados está em linha com a hipótese da inércia inflacionária (Arida & Lara-Rezende, 1985; Bresser-Pereira & Nakano, 1986; dentre outros), que afirma que as perturbações inflacionárias são extremamente persistentes.

Campêlo & Cribari-Neto (2003) mostram que o uso de testes de raiz unitária robustos podem gerar a mesma inferência sobre a ordem de integração das séries sem a necessidade do emprego de variáveis *dummy* que levem em conta a presença de *inliers*. Os autores usam duas séries mensais distintas relativas à taxa de inflação brasileira. A primeira delas é similar àquela utilizada por Cati et al. (1999) e a segunda compreende os períodos entre Fevereiro de 1944 e Fevereiro de 2000. O resultado principal dos autores é a presença de inércia inflacionária que, ao contrário de resultados anteriores, se mostra pequena.

Yoon (2003) também utiliza os dados de Cati et al. (1999) para estimar um teste de raiz unitária proposto por Ng & Perron (2001), que constroem quatro estatísticas de teste baseadas no procedimento de *detrending* GLS. Esta técnica é capaz de gerar as mesmas conclusões de Cati et al. (1999), sem a necessidade do uso de variáveis *dummy*. O autor chega à conclusão que a taxa de inflação não é estacionária para o período analisado.

2.3. Metodologia Econométrica: Modelos ARFIMA

Um das maneiras de se analisar persistência de forma univariada é fazer uso dos diferentes testes de raiz unitária existentes na literatura. Nestes testes, estima-se a ordem de integração ' d ' das séries, sendo que a mesma descarta a possibilidade de valores fracionados já que pode assumir somente valores inteiros, seja $I(0)$, se for estacionária, ou $I(1)$, caso contrário. Os modelos ARFIMA (*Auto-Regressive-Fractionally-Integrated-Moving-Average*) são uma generalização dos modelos ARIMA (p, d, q) e possuem a vantagem de permitir que a ordem de integração ' d ' seja fracionada

entre 0 e 1. Níveis baixos de 'd', que nos modelos tradicionais de raiz unitária diagnosticariam ausência de persistência, são identificados como fracamente persistentes nos modelos ARFIMA. Por outro lado, altos níveis de 'd', que nos modelos tradicionais de raiz unitária diagnosticariam presença de persistência e não reversão a uma média de longo prazo, são identificados como persistentes nos modelos ARFIMA, mas com reversão à média. Desta forma, os modelos ARFIMA têm a seguinte regra: 1) se $0 \leq d \leq 0,5$, a série é estacionária, com reversão à média e com um processo de memória longa; 2) se $0,5 < d \leq 1$, a série não é estacionária mas permanece com reversão à média; 3) se $d \geq 1$, a série não é estacionária e não possui reversão à média. Isso mostra que a flexibilidade introduzida pelo modelo aumenta a acuidade da análise que, no contexto deste artigo, é de grande ajuda na definição mais exata do grau de persistência de cada série, não se atendo aos resultados rígidos dos testes de raiz unitária usuais. Além disso, os modelos ARFIMA auxiliam na resolução do problema de baixo poder dos tradicionais testes de raiz unitária e também são capazes de modelar conjuntamente as dinâmicas de curto e longo prazos dos processos inflacionários, via estimação das funções de resposta aos impulsos.

Um modelo ARMA (p, q) básico pode ser escrito da seguinte forma:

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_m y_{t-m} + \xi_t + \beta_1 \xi_{t-1} + \dots + \beta_n \xi_{t-n}, \quad t = 1, \dots, T. \quad (2.1)$$

onde $\xi_t \sim NID[0, \sigma_\xi^2]$.

Um processo integrado de ordem 'd' pode ter a seguinte representação:

$$(1-L)^d y_t = \Phi(L) u_t \quad (2.2)$$

com $\sum_{j=0}^{\infty} |\Phi_j| < \infty$. Geralmente, assume-se que $d = 1$, ou que a primeira diferença da série é estacionária. Todavia, valores fracionados de 'd' podem ser de grande utilidade.¹⁰

Considere a representação MA (∞) da equação (2.2). Se $d < 0,5$, o inverso do operador $(1-L)^{-d}$ existe. Isso pode ser visto multiplicando-se ambos os lados da 1ª. equação por $(1-L)^{-d}$. O resultado é o seguinte:

$$y_t = (1-L)^{-d} \Phi(L) u_t \quad (2.3)$$

O operador $(1-L)^{-d}$ pode ser representado pelo seguinte filtro:

¹⁰ O leitor pode referir-se a Granger & Joyeux (1980) e/ou Hosking (1981) para uma melhor compreensão dos modelos integrados fracionados.

$$(1-L)^{-d} = \sum_{j=0}^{\infty} \lambda_j L^j \quad (2.4)$$

onde $\lambda_0 \equiv 1$ e:

$$\lambda_j = (1/j!)(d+j-1)(d+j-2)(d+j-3)\dots(d+1)(d) \quad (2.5)$$

Pode-se demonstrar que, se $d < 1$, λ_j pode ser aproximado para um grande j por:

$$\lambda_j \cong (j+1)^{d-1} \quad (2.6)$$

Assim, uma representação MA (∞), em que o coeficiente de impulso-resposta λ_j comporta-se, para grandes j , como $(j+1)^{d-1}$, pode ser definido como:

$$y_t = (1-L)^{-d} u_t = \lambda_0 u_t + \lambda_1 u_{t-1} + \lambda_2 u_{t-2} + \dots \quad (2.7)$$

As autocorrelações das séries estacionárias ARMA podem ter um decréscimo exponencial, ao passo que séries fracionalmente integradas possuem decréscimos hiperbólicos. Em outras palavras, enquanto que os coeficientes de impulso-resposta de um ARMA estacionário desaparecem geometricamente, o processo da equação (2.6) implica num desaparecimento bem devagar. Por conta desta característica, séries fracionalmente integradas também são denominadas de séries de memória longa.

Além disso, a seqüência dos coeficientes MA limitantes $\{h_j\}_{j=0}^{\infty}$ dados na equação (2.6) são *square-summable* bastando, para isso, que $d < 0,5$.

$$\sum_{j=0}^{\infty} h_j^2 < \infty \quad \text{para } d < 0,5 \quad (2.8)$$

Assim, para $d > 0,5$, o processo deve ser diferenciado antes de fazer a descrição apresentada na equação (2.3) (Hamilton, 1994). Como já dito anteriormente, se $0 \leq d \leq 0,5$, a série é estacionária, com reversão à média e com um processo de memória longa. Se $0,5 < d \leq 1$, a série não é estacionária mas permanece com reversão à média. Se $d \geq 1$, a série não é estacionária e não possui reversão à média (Gil-Alana, 2001). Se $-0,5 < d < 0$, o processo é chamado de memória intermediária ou sobre-diferenciado.

Três métodos de estimação dos modelos ARFIMA são mais comuns: Máxima Verossimilhança Exata (*Exact Maximum Likelihood - EML*), Perfil Modificado de Verossimilhança (*Modified Profile Likelihood - MPL*) e Mínimos Quadrados Não-Lineares (*Nonlinear Least Squares - NLS*).¹¹ Por definição, ambos EML e MPL impõem $-1 < d < 0,5$. O MPL é preferido em relação ao

¹¹ Estes métodos estão disponíveis no pacote econométrico OxMetrics de Doornik & Ooms (2001).

EML se o modelo incluir variáveis regressoras e se a amostra for pequena. A metodologia NLS permite que $d > -0,5$ e pode ser utilizada na estimação de séries não estacionárias (Baillie, Chung & Tieslau, 1996).

Uma vez que as séries examinadas parecem ser não estacionárias, a metodologia EML não se aplica porque é seriamente viesada para baixo para valores de ‘ d ’ próximos de 0,5 e maiores que 0,5. Desta maneira, utilizaremos a metodologia NLS pois a mesma não sofre destes vieses usuais. O estimador NLS é baseado na maximização da seguinte função de verossimilhança:

$$\ell_N(d, \Phi, \Theta) = -\frac{1}{2} \log \left(\frac{1}{T} \sum_{i=1}^N \tilde{\epsilon}_i \right) \quad (2.9)$$

onde os resíduos $\tilde{\epsilon}_i$ são obtidos pela aplicação do modelo ARFIMA (p, d, q) aos u_i e os vetores Φ e Θ representam, respectivamente, os parâmetros auto-regressivos ‘ p ’ e os parâmetros de média móvel ‘ q ’.

2.4. Dados

Os dados utilizados na análise são séries ajustadas sazonalmente com periodicidade mensal de Agosto de 1995 a Maio de 2007. As séries investigadas são: IPCA, Taxa de Juros Selic (Overnight/Selic Mensal) e Expectativas de Inflação acumuladas nos próximos 12 meses, mas com periodicidade menor, de Julho de 2001 a Maio de 2007.

A Tabela 2.1 reporta a estatística descritiva dos dados. Com a implementação do Plano Real, a taxa de inflação (IPCA) brasileira caiu para cerca de 0,6% ao mês, um resultado bem significativo se comparado aos 16% mensais do período anterior ao Plano Real. Quando a série é dividida entre antes e depois da implementação das metas inflacionárias, não se percebe uma queda da taxa de inflação média, fruto provavelmente de grandes choques sofridos pela economia brasileira como, por exemplo, a crise energética de 2001 e a crise Lula. Além disso, as metas inflacionárias foram capazes de mitigar a variabilidade do índice de preços ao consumidor brasileiro, fato este verificado pelos resultados referentes ao desvio padrão. Quanto à Selic, sua média e variabilidade diminuíram consideravelmente após a implementação das metas.

Tabela 2.1
Índices de Inflação – Estatística Descritiva

Período	Estatística	IPCA	Expectativas de Inflação	Taxa Selic
1995/Ago 2007/Maio (142 obs)	Média	0.582	-	1.793
	Mediana	0.467	-	1.554
	Máximo	2.899	-	4.262
	Mínimo	-0.355	-	1.015
	Desvio Padrão	0.463	-	0.711
1995/Ago 1999/Jan (42 obs)	Média	0.546	-	2.431
	Mediana	0.406	-	2.040
	Máximo	1.442	-	4.262
	Mínimo	-0.355	-	1.584
	Desvio Padrão	0.493	-	0.879
1999/Fev 2007/Maio (100 obs)	Média	0.598	5.809	1.525
	Mediana	0.490	5.428	1.418
	Máximo	2.899	12.176	3.334
	Mínimo	0.022	3.016	1.015
	Desvio Padrão	0.452	1.996	0.393

Fonte: IBGE

Nota: Dados dessazonalizados. Para as expectativas inflacionárias: Julho/2001 a Maio/2007 (71 obs).

A Tabela 2.2 mostra a matriz de correlações entre as variáveis analisadas no artigo. Todas as relações são bem fortes, mas é interessante a maior correlação entre a taxa de juros e as expectativas de inflação do que a taxa de juros e a inflação. Isso é um sinal da importância das expectativas no direcionamento da política monetária brasileira.

Tabela 2.2
Matriz de Correlações

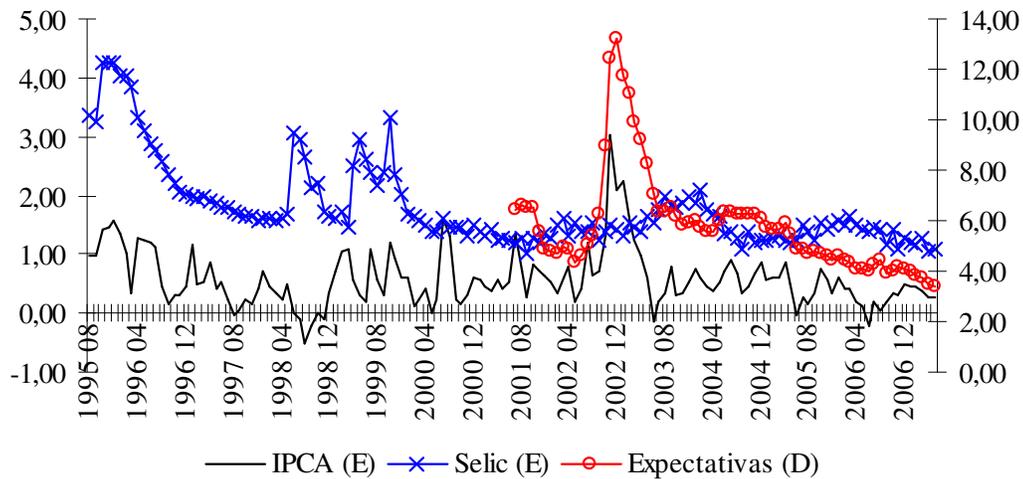
	IPCA	Taxa Selic	Expectativas
IPCA	1,000		
Taxa Selic	0,360	1,000	
Expectativas de Inflação	0,805	0,682	1,000

A Figura 2.1 ajuda a entender melhor a análise descritiva descrita na Tabela 2.1.¹² Apesar de a inflação estar relativamente controlada desde a implementação do Plano Real, houve crises significativas que devem ser mencionadas. Dentre elas, podem ser destacadas a desvalorização do

¹² Para a Figura 2.1 os dados não foram dessazonalizados.

Real, em Fevereiro de 1999, e a crise Lula em 2002, bem perceptível no gráfico, tendo como principal causa o receio das atitudes que seriam tomadas pelo então futuro Presidente da República.

Figura 2.1
Evolução do IPCA, Selic e Expectativas de Inflação (1995-2007)



Fonte: IPEADATA

2.5. Resultados

Antes de analisar os resultados das estimações dos modelos ARFIMA propriamente ditos, é importante examinar as autocorrelações das séries. Percebe-se, pela Tabela 2.3, que as taxas de inflação ajustadas sazonalmente têm um decréscimo devagar uma vez que há autocorrelações significantes até a 12^a. defasagem para a maioria das séries. Já as autocorrelações em primeira diferença mostram sinais negativos para a maioria das séries, o que é um indicativo de sobre-diferenciação. Somente as expectativas parecem não estar sobre-diferenciadas.

Tabela 2.3

Autocorrelações das Séries em Nível e em Primeira Diferença

Séries	Def.	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18
IPCA	x_t	0.72	0.47	0.33	0.27	0.17	0.07	0.04	0.09	0.11	0.06	0.00	-0.01	-0.02	-0.03	-0.01	0.07	0.08	0.05
	Δx_t	-0.07	-0.20	-0.15	0.08	0.02	-0.13	-0.14	0.02	0.14	0.00	-0.07	0.00	0.02	-0.06	-0.09	0.10	0.07	0.00
Expectativas de Inflação	x_t	0.94	0.81	0.67	0.53	0.40	0.28	0.17	0.10	0.04	-0.01	-0.04	-0.04	-0.01	0.04	0.09	0.12	0.13	0.13
	Δx_t	0.57	0.12	-0.02	-0.03	-0.05	-0.17	-0.22	-0.16	-0.08	-0.11	-0.33	-0.36	-0.16	0.01	0.03	0.03	0.03	0.15
Selic	x_t	0.83	0.69	0.59	0.51	0.44	0.37	0.29	0.27	0.27	0.27	0.24	0.21	0.18	0.18	0.18	0.15	0.11	0.07
	Δx_t	0.01	-0.10	-0.04	-0.06	0.07	0.07	-0.20	-0.11	0.02	0.11	0.07	-0.01	-0.16	0.04	0.19	0.07	-0.02	-0.09

Para efeito de comparação posterior, podemos iniciar a análise das séries consideradas neste trabalho por intermédio da estimação dos testes de raiz unitária ADF e KPSS.¹³ Os resultados estão relatados na Tabela 2.4 e mostram que, para o teste ADF, somente a série das expectativas inflacionárias não rejeita a hipótese nula de não estacionaridade. Entretanto, Kwiatkowski, Phillips, Schmidt & Shin (1992) argumentam que testar raiz unitária como hipótese nula pode não ser aconselhável pois a mesma é sempre aceita, ao menos que haja uma evidência contrária muito forte. Contudo, a maioria das séries econômicas pode não ter informação suficiente capaz de decidir se a mesma possui ou não uma raiz unitária. Em outras palavras, testes ADF têm um baixo poder.¹⁴ Assim, KPSS propõem um teste de raiz unitária alternativo em que a hipótese nula é a estacionaridade contra a hipótese alternativa de raiz unitária. A Tabela 2.4 mostra que os resultados dos testes KPSS indicam a rejeição da hipótese nula (rejeição de estacionaridade) para as expectativas de inflação, como no teste ADF, e também para a Taxa Selic, contrário ao resultado do teste ADF. Desta maneira, os testes de raiz unitária deixam claro que incongruências podem ser encontradas nos resultados, sendo isso um indicativo de a análise via modelos de memória longa ser uma alternativa a ser considerada.

¹³ Consultar Dickey & Fuller (1979) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt & Shin (1992).

¹⁴ De fato, sobre os processos de memória longa, Diebold & Rudebusch (1991) mostram que os testes ADF podem levar a conclusões erradas de que uma série não é estacionária quando o processo é, na realidade, integrado fracionalmente.

Tabela 2.4
Testes de Raiz Unitária

Séries	ADF						KPSS					
	Estatística de Teste	Lag	Valores Críticos		Rejeita Ho Raiz Unitária		Estatística de Teste	Lag	Valores Críticos		Rejeita Ho Estacionari-dade	
			5%	10%	5%	10%			5%	10%	5%	10%
IPCA	-4.83	0	-2.88	-2.57	Sim	Sim	0.15	8	0.46	0.34	Não	Não
Expectativas	-2.74	1	-2.90	-2.58	Não	Sim	0.48	6	0.46	0.34	Sim	Sim
Selic	-4.50	0	-2.88	-2.57	Sim	Sim	0.97	9	0.46	0.34	Sim	Sim

Nota: Estimacões somente com constante.

Para estimarmos os modelos ARFIMA (p, d, q), seguimos o procedimento padrão observado em outros trabalhos e defasamos as partes auto-regressiva (AR) e média móvel (MA) até a terceira defasagem, gerando 16 diferentes estimacões para cada modelo. Primeiro, estimamos modelos para o período completo da amostra, Agosto de 1995 a Maio de 2007. Em seguida, implementamos uma *dummy* para o período posterior à implantação das metas inflacionárias. Para efeito de comparação mais direto, também dividimos a amostra entre o período anterior e posterior à implementação das metas de inflacão. Para as expectativas de inflacão, a estimacão completa compreende o período de Julho de 2001 a Maio de 2007 e a segunda estimacão está restrita entre Junho de 2003 a Maio de 2007. Após a regressão dos 16 modelos para cada série, utilizamos o critério de informacão de Schwarz para selecionar as defasagens mais apropriadas dentre aquelas realizadas.

Na Tabela 2.5 estão relacionados os parâmetros ' d ' da integracão fracionada de todas as regressões efetuadas. As células vazias correspondem aos modelos em que não foi possível obter convergência da estimacão. Uma rápida observacão nos valores mostra que, com duas exceções referentes às expectativas inflacionárias, todos os outros coeficientes são menores que 1. Isso é um sinal de que, pelo menos, o processo inflacionário brasileiro tem reversão a uma média de longo prazo, ou seja, não existe um comportamento explosivo. O próximo passo é decidir sobre a caracterizacão de cada série, se estacionária ou não.

Tabela 2.5

Valores de 'd' Para Todos os Modelos ARFIMA (p, d, q)

ARMA	Período	(0,0)	(1,0)	(0,1)	(1,1)	(2,0)	(0,2)	(2,1)	(1,2)	(2,2)	(3,0)	(0,3)	(3,1)	(1,3)	(3,2)	(2,3)	(3,3)
IPCA	1995/8																
	2007/5	0.67	0.44	0.46	-	-0.90	0.28	0.06	-	-1.67	-0.71	0.34	-1.59	-	-	-	-
	Dummy																
	1999-2007	0.68	-	0.44	-	-0.95	0.28	0.10	-	-1.85	-0.71	0.34	-	-	-	-	-
Selic	1995/8																
	1999/1	0.67	-	0.58	-	-0.66	-	-	-	-	-0.52	0.99	-	-	-	-	-
	1999/8																
	2007/5	0.68	0.06	0.40	-0.41	-0.87	0.19	-1.63	-0.73	-0.55	-2.00	0.23	-2.36	-0.63	-0.33	-0.53	-0.23
Expectativas de Inflação	1995/8																
	2007/5	0.82	-	0.69	-	0.40	0.71	-0.38	-	-	0.34	0.72	0.33	-	0.31	0.32	0.31
	Dummy																
	1999-2007	0.80	-	0.63	-	-0.11	0.65	-0.37	-	-0.34	-1.22	0.66	-1.49	-	-1.54	-0.39	-
Expectativas de Inflação	1995/8																
	1999/1	0.82	-	0.63	-	-0.25	0.56	-	-	-	-0.73	0.82	-1.28	-	-1.72	-0.33	-
	1999/8																
	2007/5	0.80	0.92	0.91	0.26	0.12	0.90	0.24	0.44	0.59	0.83	0.58	0.61	0.43	0.30	-0.13	-0.25
Expectativas de Inflação	2001/7																
	2007/5	1.56	0.91	1.09	0.43	0.54	0.87	0.22	0.33	0.16	0.10	0.68	-0.67	0.30	-0.70	-0.01	-0.37
	2003/6																
2007/5	0.99	-	0.83	0.68	0.54	0.65	-	-	-	0.59	0.72	-0.49	-	-0.56	-0.24	-	

Nota: Os números em negrito referem-se aos modelos selecionados.

Podemos comparar os resultados em negrito dos modelos ARFIMA com aqueles encontrados nos testes de raiz unitária, a fim de detectarmos ganhos de uso da técnica dos modelos de memória longa. Para o IPCA (período 1995-2007), ambos ADF e KPSS detectaram uma estacionaridade do IPCA, indicando uma ausência de persistência no índice. As estimações fracionadas confirmam tal estacionaridade sem, contudo, descartar a presença de algum grau de persistência dado que $d > 0$. Para a Taxa Selic (período 1995-2007), os testes de raiz unitária foram em direção contrária: o ADF detectou estacionaridade ao passo que o KPSS detectou não estacionaridade. Os modelos ARFIMA também encontraram não estacionaridade, embora com reversão a uma média de longo prazo. Para as Expectativas de Inflação, os testes de raiz unitária também foram em direção contrária, pelo menos a 10% de significância. Os modelos ARFIMA, por sua vez, confirmaram a não estacionaridade da série, como na Taxa Selic. Em resumo, esses resultados deixam claro que diferentes testes de raiz unitária podem gerar conclusões díspares e, assim, os modelos de memória longa podem ser de grande auxílio na decisão do grau de persistência das séries.

2.5.1. Resultados dos Melhores Modelos Selecionados

A Tabela 2.6 reporta os modelos selecionados para o IPCA, expectativas de inflação e Taxa Selic. Os resultados para o período completo (1995-2007) mostram que o IPCA pode ser caracterizado por um ARFIMA (0, 0.441, 1), ou seja, um processo de memória longa mas com estacionaridade e reversão à média. A título de comparação, Cati et al. (1999) encontraram uma taxa de inflação brasileira extremamente persistente, para o período 1974-1993. Yoon (2003) utilizou a mesma base de dados de Cati et al., mas um procedimento econométrico distinto que não necessitava de *dummies* para tratar de períodos de inflação extremamente alta. O resultado do autor também apontou para uma não estacionaridade da taxa de inflação. Campêlo & Cribari-Neto (2003) encontraram uma pequena inércia inflacionária em seus cálculos. Internacionalmente, Doornik & Ooms (2004) encontraram um parâmetro $d = 0.32$ para o caso americano e $0.47 < d < 0.59$ para o caso britânico. Gil-Alana (2005) encontrou $d = 0.25$ para o caso americano. Ou seja, em linhas gerais, o grau de persistência inflacionária no Brasil certamente sofreu uma diminuição e já está chegando a patamares detectados em taxas de inflação internacionais, como a britânica.

Tabela 2.6
Estimações dos Modelos ARFIMA (p, d, q) por NLS

Variável	Período	ARMA	'd'	AR(1)	AR(2)	AR(3)	MA(1)	MA(2)	MA(3)	Constante	Dummy
IPCA	1995/8 2007/5	(0,1)	0.441 [0.000]	-	-	-	0.329 [0.001]	-	-	0.683 [0.010]	-
	Dummy 1999-2007	(2,2)	-1.852 [0.000]	1.975 [0.000]	-0.979 [0.000]	-	0.586 [0.001]	0.228 [0.064]	-	0.665 [0.000]	-0.108 [0.044]
	1995/8 1999/1	(0,0)	0.671 [0.000]	-	-	-	-	-	-	0.791 [0.154]	-
	1999/8 2007/5	(3,0)	-2.007 [0.000]	2.627 [0.154]	-2.271 [0.154]	0.641 [0.154]	-	-	-	0.791 [0.154]	-
Selic	1995/8 2007/5	(0,0)	0.826 [0.000]	-	-	-	-	-	-	0.083 [0.958]	-
	Dummy 1999-2007	(0,0)	0.802 [0.000]							0.486 [0.714]	-0.191 [0.390]
	1995/8 1999/1	(0,0)	0.820 [0.000]	-	-	-	-	-	-	0.313 [0.914]	-
	1999/8 2007/5	(0,3)	0.586 [0.000]	-	-	-	0.134 [0.246]	0.197 [0.049]	0.477 [0.000]	1.165 [0.000]	-
Expectativas de Inflação	2001/7 2007/5	(0,2)	0.878 [0.000]	-	-	-	0.850 [0.000]	0.262 [0.077]	-	7.801 [0.055]	-
	2003/6 2007/5	(2,0)	0.547 [0.019]	0.809 [0.001]	-0.286 [0.036]	-	-	-	-	4.048 [0.003]	-

Nota: i) somente o modelo escolhido pelo critério de seleção é reportado; ii) p-valores em colchetes.

Quando uma variável *dummy* é incluída para levar em consideração o período referente às metas de inflação, podemos notar que a mesma é significativa e tem sinal negativo, indicando um arrefecimento da persistência. Para efeito de comparação, dividimos a amostra e, para o período referente às metas de inflação, o modelo selecionado para o IPCA é um ARFIMA (0, 0.408, 0). Já para o período anterior à implementação das metas o melhor modelo é um ARFIMA (0, 0.671, 0), que representa uma queda considerável na persistência inflacionária no período recente, mesmo levando-se em consideração o choque observado no índice por conta da crise Lula (Figura 2.1). Isso indica que o período posterior a 1999 é caracterizado por uma série da inflação que já mostra sinais de estacionaridade, embora ainda exiba algum grau de persistência. Nossos resultados estão em linha com o trabalho de Minella et al. (2003). Os autores analisaram o período de Julho de 1995 a Dezembro de 2002 e encontraram evidências de um decréscimo da persistência inflacionária do IPCA, principalmente após a introdução do regime de metas de inflação.

2.5.2. O Papel da Taxa de Juros

Temos até agora nos concentrado nas conseqüências das ações de política econômica implementadas pelo governo brasileiro, ou seja, examinamos a evolução da taxa de inflação e de suas expectativas ao longo dos últimos anos. No entanto, sabemos que estes números são decorrentes de ações de política monetária, cujo principal instrumento é a taxa de juros. Para o mesmo período (1995-2007), as estimações referentes à Taxa Selic selecionaram um ARFIMA (0, 0.826, 0) como melhor modelo. Isso caracteriza a série como não estacionária, ainda que com reversão a uma média de longo prazo. Já a introdução de uma *dummy* para o período posterior à implementação das metas de inflação mostra um pequeno arrefecimento do grau de persistência dos juros, apesar de a *dummy* não ser significativa (a 5%). A queda da persistência torna-se mais perceptível quando a amostra é dividida, já que o período posterior a 1999 mostra um grau de persistência da Selic de 0,56, contra 0,82 do período anterior. Mesmo assim, a série é caracterizada como não estacionária, embora com reversão à média, em todos os cálculos realizados.

Em termos de análise econômica, os graus de persistência do IPCA e da Selic podem ser um indicativo de que o controle inflacionário brasileiro ainda continua ancorado em taxas de juros em patamares altos e com mudanças muito tímidas em direção a níveis mais toleráveis. Em outras palavras, o controle inflacionário brasileiro vem às custas de uma taxa de juros que persiste (não muda) a níveis extremamente elevados.

2.5.3. As Expectativas de Inflação

Apesar de ter uma periodicidade menor, convém atermos no estudo da persistência das expectativas de inflação e comparar com os números do IPCA e da Taxa Selic. Para as expectativas inflacionárias, a estimação referente ao período completo aponta para um ARFIMA (0, 0.878, 2) como o modelo mais apropriado, ou seja, as expectativas não são estacionárias, como detectado pelos testes de raiz unitária na Tabela 2.4, mas revertem a uma média de longo prazo. Este resultado pode parecer estranho já que ultimamente as expectativas inflacionárias têm convergido para os valores definidos pela meta de inflação. No entanto, a Figura 2.1 mostra que a série foi fortemente afetada pela crise Lula, o que provavelmente contribuiu para a alta persistência da mesma. Para testar esta hipótese, restringimos a amostra para o período posterior à crise (de Junho de 2003 a Maio de 2007) e, neste caso, o modelo selecionado foi um ARFIMA (2, 0.547, 0). Assim, nota-se um decréscimo da persistência na série, ainda que a mesma continue sendo definida como não estacionária mas com reversão à média. Nota-se, também, uma aproximação dos valores das expectativas aos valores do IPCA.

Os resultados referentes às expectativas também podem auxiliar no entendimento acerca do extremo cuidado que o Banco Central vem conduzindo a queda da taxa de juros dado que a persistência nas expectativas ainda não está totalmente domada. Bevilaqua, Mesquita & Minella (2007) discorrem sobre este assunto e argumentam que as metas de inflação têm sido capazes de promover a ancoragem das expectativas inflacionárias. Para provar este ponto, os autores fazem testes econométricos no sentido de observarem se houve um desvio sistemático das expectativas de inflação em relação às metas definidas. Este fenômeno foi encontrado no resultado das estimações correspondentes ao período entre Janeiro de 2000 e Agosto de 2006. O mesmo período foi utilizado para testar a ancoragem das expectativas às metas de inflação e os resultados mostraram que estas são importantes na formação daquelas. Além disso, os autores observaram que o coeficiente referente à meta de inflação varia consideravelmente, dependendo dos diferentes estágios da análise, como detectado pelos cálculos mostrados no parágrafo anterior. Para uma sub-amostra mais concentrada na crise de confiança de 2002, observa-se um descolamento das expectativas em relação às metas inflacionárias. Já para a fase posterior à crise Lula, o fenômeno da ancoragem se verifica.

2.5.4. Funções de Resposta Impulso

As funções de resposta a impulso são importantes na análise da persistência das séries pois mostram o comportamento de longo prazo das variáveis, levando-se em conta a estrutura dos parâmetros AR e MA dos modelos. As Figuras 2.2 e 2.3 reportam as funções de resposta a impulso, referentes a 12 anos, para os melhores modelos ARFIMA da amostra completa e da amostra dividida no ano de 1999.

As Figuras 2.2 e 2.3 deixam claro que uma convergência se verifica, mesmo que de longo prazo em alguns casos. Para o período completo, as convergências da taxa de juros e das expectativas (2001-2007) são mais lentas. Quando comparados os períodos anterior e posterior às metas de inflação (Figura 2.3), verifica-se que a inflação converge de maneira mais rápida (1999-2007) e de forma mais lenta para as outras variáveis. Em relação às expectativas inflacionárias, pode-se perceber que a persistência da série diminui consideravelmente quando se descarta o período referente à crise Lula (Figura 2.2). Ou seja, as expectativas inflacionárias tendem a convergir para valores referentes ao IPCA e, provavelmente, serão ancoradas pelas metas inflacionárias, conforme defendido por Bevilaqua, Mesquita & Minella (2007).

Figura 2.2
Funções de Resposta a Impulsos I

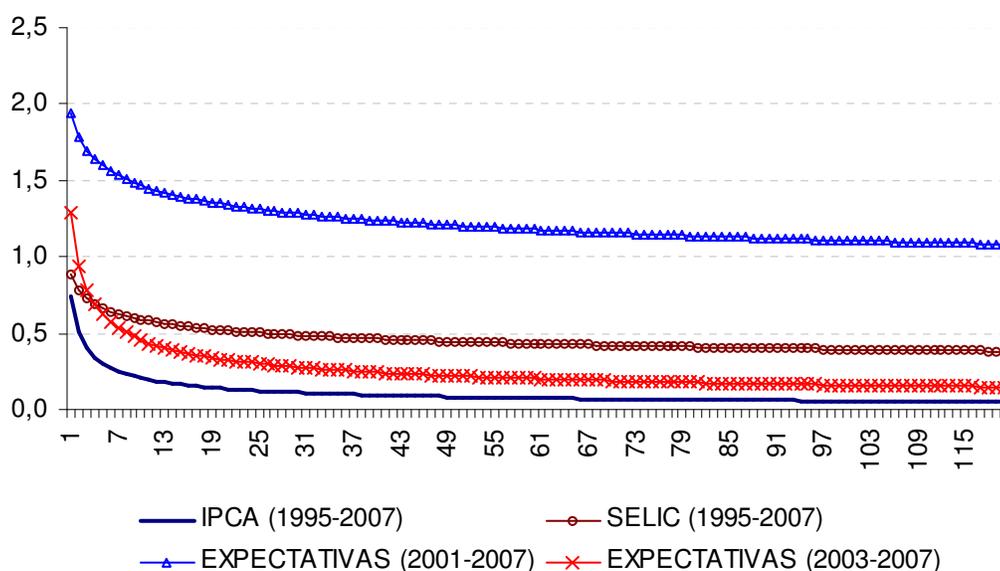
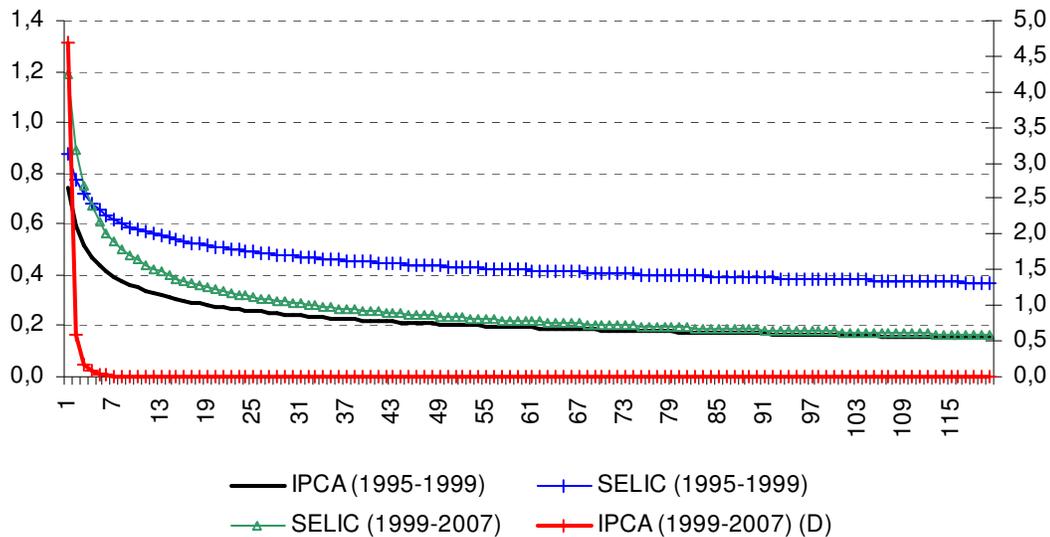


Figura 2.3

Funções de Resposta a Impulsos II



2.6. Considerações Finais

O objetivo deste artigo foi analisar o fenômeno da persistência inflacionária no Brasil desde a implementação do Plano Real, mas enfatizando o período das metas de inflação. Por intermédio de Modelos ARFIMA foram feitos cálculos de parâmetros de persistência para os seguintes índices: IPCA, expectativas inflacionárias e Taxa Selic. As duas primeiras perguntas levantadas no artigo se referiam ao grau de persistência da inflação brasileira após a implantação do Plano Real e após a introdução das metas de inflação. Nestes casos, verificou-se que o grau de persistência do IPCA para o período completo da amostra (1995-2007) apresenta caráter estacionário, ainda que tenha sinais de memória longa. Esta persistência decai com a introdução após a implantação das metas. Em relação às expectativas de inflação, estas ainda se caracterizam por serem não estacionárias, mas não explosivas no longo prazo. A taxa de juros, por sua vez, é capaz de controlar a inflação do IPCA sem, contudo, obter o mesmo sucesso na ancoragem total das expectativas de inflação. Para isso, a taxa de juros é caracterizada por ser bem persistente ao longo dos anos, sendo seu processo de mudança extremamente lento. Em outras palavras, há indicações de que a política econômica brasileira está baseada em um *trade-off* entre baixa persistência do IPCA e alta persistência da Taxa

Selic, que mesmo estando em patamares elevados ainda não consegue mitigar o processo das expectativas de inflação.

Por fim, esta medida de persistência inflacionária mostra que o problema da condução da política monetária brasileira se encontra nas expectativas de inflação, e não no índice de inflação propriamente dito. Isso nos leva a dizer que a construção de credibilidade das ações governamentais não pode ser somente ancorada em níveis persistentes de taxa de juros. Outros fatores, como política fiscal por exemplo, devem contribuir para que haja um arrefecimento das expectativas de inflação no país, já que claramente isso é um problema de credibilidade.

Referências Bibliográficas

- Arida, P. & Lara-Rezende, A. (1985). Inertial Inflation and Monetary Reform in Brazil. In: Williamson, J. (ed.). *Inflation and Indexation: Argentina, Brazil and Israel*. Cambridge: MIT Press, p. 27-45.
- Baillie, R. T.; Chung, C. & Tieslau, M. A. (1996). Analyzing Inflation by the Fractionally Integrated Arfima-Garch Model. *Journal of Applied Econometrics*, 11(1), p. 23-40.
- Batini, N. (2006). Euro Area Inflation Persistence. *Empirical Economics*, 31(4), p. 977-1002.
- Batini, N. & Nelson, E. (2001). The Lag From Monetary Policy Actions to Inflation: Friedman Revisited. *International Finance*, 4(3), p. 381-400.
- Bevilaqua, A.S.; Mesquita, M. & Minella, A. (2007). Brazil: Taming Inflation Expectations. *Banco Central do Brasil Working Paper Series 129*.
- Benigno, P. & López-Salido, J.D. (2006). Inflation Persistence and Optimal Monetary Policy in the Euro Area. *Journal of Money Credit and Banking*, 38(3), p. 587-614.
- Bogdanski, J.; Tombini, A. A. & Werlang, S. R. (2000). Implementing Inflation Target in Brazil. *Banco Central do Brasil Working Paper Series 1*.
- Bos, C.S.; Franses, P.H. & Ooms, M. (1999). Long Memory and Level Shifts: Re-analyzing Inflation Rates. *Empirical Economics*, 24, p. 427-449.
- Bresser-Pereira, L.C. & Nakano, Y. (1986). Inertial Inflation and Heterodox Shocks in Brazil. In: Rego, J.M. (ed.). *Inertial Inflation, Theories of Inflation and the Cruzado Plan*. Rio de Janeiro: Paz e Terra.
- Cati, R.C.; Garcia, M.G.P. & Perron, P. (1999). Unit Roots in the Presence of Abrupt Governmental Interventions with an Application to Brazilian Data. *Journal of Applied Econometrics*, 14 (1), p. 27-56.
- Campêlo, A.K. & Cribari-Neto, F. (2003). Inflation Inertia and Inliers: The Case of Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, 57(4), p. 713-739.
- Dickey, D.A. & Fuller, W.A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, p. 427-431.

- Diebold, F. X. & Rudebusch, G.D. (1991). On the Power of Dickey-Fuller Tests Against Fractional Alternatives. *Economics Letters*, 35(2), p. 155-160.
- Doornik, J. A. (1998). *Object-Oriented Matrix Programming Using Ox 2.0*. Timberlake Consultants, London.
- Doornik, J. A. & Ooms, M. (2001). A Package for Estimating, Forecasting and Simulating Arfima Models: Arfima package 1.01 for Ox. *Nuffield College – Oxford Discussion Paper*.
- Doornik, J. A. & Ooms, M. (2004). Inference and Forecasting for ARFIMA Models, With an Application to US and UK Inflation. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 8 (2).
- Friedman, M. (1968). The Role of Monetary Policy. *American Economic Review*, 58, p. 1-17.
- Fuhrer, J. & Moore, G. (1995). Inflation Persistence. *Quarterly Journal of Economics*, 110(1), p. 127-159.
- Gadzinski, G. & Orlandi, F. (2004). Inflation Persistence in the European Union, The Euro Area, and The United States. Eurosystem Inflation Persistence Network. *ECB Working Paper 414*.
- Gali, J. & Gertler, M. (1999). Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis. *Journal of Monetary Economics*, 44, p. 195–222.
- Gadea, M. D. & Mayoral, L. (2006). The Persistence of Inflation in OECD Countries: A Fractionally Integrated Approach. *International Journal of Central Banking*, p. 51-104.
- Gil-Alana, L. A. (2001). The Persistence of Unemployment in the USA and Europe in Terms of Fractionally ARIMA Models. *Applied Economics*, 33, p. 1263–9.
- Gil-Alana, L. (2005). Testing and Forecasting the Degree of Integration in the US Inflation Rate. *Journal of Forecasting*, 24, p. 173-187.
- Granger, C. W. J. (1980). Long Memory Relationships and the Aggregation of Dynamic Models. *Journal of Econometrics*, 14, p. 227-38.
- Granger, C. W. J. & Joyeux, R. (1980). An Introduction to Long Memory Time Series and Fractional Differencing. *Journal of Time Series Analysis*, 1, p. 15-29.
- Hamilton, J. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Hosking, J. R. M. (1981). Modeling Persistence in Hydrological Time Series Using Fractional Differencing. *Water Resources Research*, 20, p. 1898-908.

- Hondroyiannis, G. & Lazaretou, S. (2004). Inflation Persistence During Periods of Structural Change: An Assessment Using Greek Data. Eurosystem Inflation Persistence Network. *ECB Working Paper No. 370*.
- Kwiatkowski, D.; Phillips, P. C. B.; Schmidt, P. & Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Are Non-Stationary? *Journal of Econometrics*, 54, p. 159-178.
- Marques, C. R. (2004). Inflation Persistence: Facts or Artefacts? Eurosystem Inflation Persistence Network. *ECB Working Paper No. 371*.
- Minella, A. (2003). Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000): A VAR Estimation. *Revista Brasileira de Economia*, 57(3), p. 605-635.
- Minella, A.; Freitas, P. S.; Goldfajn, I. & Muinhos, M. K.(2003). Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility. *Journal of International Money and Finance*, 22, p. 1015–1040.
- Ng, S. & Perron, P. (2001). Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests With Good Size and Power. *Econometrica*, 69, p. 1519–54.
- Phelps, E. S. (1967). Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment Over Time. *Economica*, 34, p. 254–281.
- Phillips, A.W. (1958). The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957. *Economica*, 25 (100), p. 283-299.
- Phillips, P. C. B. & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75, p. 335-346.
- Sowell, F. (1992). Maximum Likelihood Estimation of Stationary Univariate Fractionally Integrated Time Series Models. *Journal of Econometrics*, 53, p. 165–188.
- Steinsson, J. (2003). Optimal Monetary Policy in an Economy With Inflation Persistence. *Journal of Monetary Economics*, 50, p. 1425–1456.
- Walsh, C. E. (2003). *Monetary Theory and Policy*. Cambridge MA: The MIT Press.
- Yoon, G. (2003). The Time Series Behaviour of Brazilian Inflation Rate: New Evidence From Unit Root Tests With Good Size and Power. *Applied Economics Letters*, 10, p. 627-631.

3. Política Monetária e Variabilidade dos Preços Relativos no Brasil*

Resumo

O objetivo deste artigo é estudar empiricamente a relação causal entre inflação e variabilidade de preços relativos no Brasil. O período de análise começa após a implementação do Plano Real, em 1995, e estende-se até meados de 2006. Contudo, uma ênfase é dada à fase das metas de inflação (de 1999 a 2006). O foco do estudo é o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) e suas desagregações em preços livres e administrados. Além disso, a Taxa Selic é analisada para ver sua influência na determinação da inflação e dos preços relativos brasileiros. A série da dispersão de preços é construída com a maior desagregação possível do IBGE. As metodologias econométricas utilizadas são os modelos ARIMA, os Testes de Causalidade Granger e as Funções Generalizadas de Resposta a Impulsos. As conclusões gerais do artigo são: 1) como na maioria dos estudos empíricos nesta área, a correlação entre inflação e dispersão de preços relativos é positiva e significativa para caso brasileiro; 2) para o período referente às metas inflacionárias há uma queda considerável da dispersão de preços; 3) os preços administrados são rígidos para baixo; 4) a relação de causalidade inflação-variabilidade é encontrada somente no caso do IPCA completo; 5) as funções de resposta a impulsos mostram que choques nas taxas de juros provocam queda na dispersão de preços relativos e que perturbações nos preços administrados influenciam a variabilidade dos outros preços de forma considerável.

3.1. Introdução

A investigação da relação entre inflação e variabilidade de preços relativos (doravante VPR) tem recebido atenção especial de pesquisadores teóricos e empíricos. Tal preocupação é compreensível e de suma importância uma vez que contribui significativamente para o entendimento do processo inflacionário, seus mecanismos de transmissão e os custos de bem-estar envolvidos em políticas (des)inflacionárias. Isso é ainda mais significativo quando há necessidade de se conduzir a política monetária em um ambiente de baixa inflação.¹⁵ O ambiente econômico depende da relação dos preços relativos para alocar os recursos escassos. Qualquer discrepância desses preços, por conta

* Uma versão inicial deste artigo foi apresentada no XXXV Encontro Nacional de Economia – ANPEC, 2007, Recife.

¹⁵ Em um ambiente de alta inflação os custos são geralmente relacionados com o imposto inflacionário.

da inflação, causa discrepância similar nas decisões dos agentes econômicos, fazendo com que a alocação de recursos na economia não seja maximizada. Em outras palavras, é unanimidade que a estabilidade de preços é algo positivo e essencial. Dado isso, a avaliação dos efeitos da inflação na dispersão dos preços relativos (e vice versa) pode fornecer aos formuladores de políticas econômicas ferramentas para tomar ações preventivas contra pressões inflacionárias ao menor custo possível em termos de variabilidade do produto e do emprego.

Esta discussão também é muito importante para o caso brasileiro, particularmente depois da implementação do Plano Real, em 1994, que pôs fim a uma era de altas taxas de inflação que vinham assolando o Brasil por duas décadas. Após alguns anos de uma política econômica baseada numa âncora cambial, o país abandonou o regime de câmbio fixo, em 1999, e implementou uma reforma monetária cuja âncora nominal passou a ser o sistema de metas inflacionárias.

O objetivo deste artigo é analisar empiricamente a relação causal entre inflação e variabilidade de preços relativos no Brasil. A análise inicia-se após a implementação do Plano Real, em 1995, e estende-se até meados de 2006. A amostra também é restringida para dar ênfase ao período das metas inflacionárias (de 1999 a 2006) e para contrapor os resultados ao período de taxa fixa de câmbio. O objeto de estudo é a análise do IPCA (para a amostra completa e a restrita) e suas desagregações em preços livres e administrados para a amostra restrita somente. Como em Debelle & Lamont (1997), este artigo utiliza a definição de VPR como sendo a variação dos preços de várias categorias de bens e serviços em torno de uma taxa de inflação média dos preços ao consumidor, que é uma medida de variabilidade de preços inter-mercados. Utilizaremos a metodologia das séries temporais, especialmente modelos ARIMA-GARCH, testes de causalidade Granger e funções generalizadas de resposta a impulsos. As conclusões gerais do artigo são: 1) como na maioria dos estudos empíricos nesta área, a correlação entre inflação e dispersão de preços relativos é positiva e significativa; 2) para o período referente às metas inflacionárias há uma queda considerável da dispersão de preços; 3) somente os preços administrados são rígidos para baixo; 4) a relação de causalidade entre inflação e variabilidade é encontrada somente na análise do IPCA completo (1995-2007); 5) as funções de resposta a impulsos mostram que choques na taxa Selic provocam queda na dispersão de preços relativos e que perturbações nos preços administrados influenciam a variabilidade dos outros preços de forma considerável.

Além desta introdução, este artigo revisará as literaturas teórica e empírica da dispersão de preços relativos na seção 2. A seção 3 tratará das medidas de VPR e também apresentará a base de

dados utilizada na análise. A seção 4 tratará da metodologia econométrica. A seção seguinte reportará os resultados das estimações e a sexta seção concluirá o artigo.

3.2. Revisão da Literatura

O exame da (falta de) rigidez nominal de preços, ou das imperfeições nominais, de uma determinada economia é algo extremamente relevante e está ligado à análise da relação entre inflação e VPR. Do ponto de vista teórico, tal relação é explicada por dois modelos principais: modelos de extração de sinal (ou de informação imperfeita) e modelos de custo de menu.¹⁶

3.2.1. Modelos de Informação Imperfeita

Nos modelos de informação imperfeita (Lucas, 1973; Barro, 1976; Hercowitz, 1981; Cukierman, 1984), a imperfeição nominal surge porque quando o produtor observa uma alteração no preço de seu produto, ele não consegue distinguir se tal variação reflete uma mudança no preço relativo do bem, que altera a quantidade ótima a ser produzida, ou uma mudança no nível de preços agregado, que deixa a produção ótima inalterada. A resposta racional para o produtor é atribuir parte da mudança a um aumento no nível de preço e parte a um aumento no preço relativo (Romer, 2001). Por conta desta assimetria de informação, quando um choque geral de demanda agregada atinge a economia, cada produtor interpreta a variação do nível geral de preços como variação relativa de preços (pelo menos em parte), passando a ofertar uma quantidade maior de seu produto. Portanto, o choque de demanda agregada pode provocar um aumento involuntário da oferta agregada e causar um desvio do produto de seu nível natural mesmo com expectativas racionais. Em outras palavras, em um ambiente com informação imperfeita, uma maior taxa de inflação faz com que choques de demanda agregada fiquem menos previsíveis. Conseqüentemente, em resposta a um choque inesperado de demanda, firmas com altas elasticidades de oferta fazem menores ajustes de preços em relação àquelas com baixas elasticidades de oferta (Bakhshi, 2002).

Desta forma, pode-se concluir que o modelo de informação imperfeita apregoa que mudanças não antecipadas no nível de preço e elevação da VPR resultam de alterações não antecipadas no estoque de moeda. Se há diferenças na mudança das elasticidades de demanda e oferta nos mercados individuais, as variações nos preços relativos resultarão em alterações efetivas nos mesmos. Como as condições econômicas reais permanecem inalteradas, as mudanças nos preços

¹⁶ Encontra-se, no anexo, uma análise mais pormenorizada do modelo de informação imperfeita de Lucas e do modelo de custo de menu de Ball & Mankiw (1994).

relativos causam má alocação de recursos. Por fim, esta abordagem assume que choques causam inflação e dispersão de preços relativos e que esta dispersão ocorre somente quando há uma percepção errônea da inflação. Mas o reverso não é verdade (Fischer, 1981).¹⁷

3.2.2. Modelos de Custo de Menu

A discussão dos preços relativos também é importante quando se leva em consideração a questão da neutralidade da moeda. Quando preços de dois bens são comparados, a unidade monetária é cancelada e a resultante é uma mensuração em unidades físicas. Isso significa que, apesar de preços em moeda serem variáveis nominais, preços relativos são variáveis reais. Desta forma, no âmbito da neutralidade da moeda, alterações na oferta de moeda (ou na taxa de juros) não deveriam afetar variáveis reais, mas somente variáveis nominais. Contudo, há razões para acreditar que variações monetárias podem sim ter efeitos importantes sobre variáveis reais, pelo menos no curto prazo. E é esta discussão que se segue.

Na década de 1980, começou a ganhar força uma linha de pesquisa macroeconômica, denominada Macroeconomia Novo Keynesiana, que tentava dar micro-fundamentações ao fenômeno de rigidez nominal de preços. Os pesquisadores começaram a perceber que não havia um alto grau de flexibilidade nominal de preços por duas razões principais: a decisão de ajustar os preços envolvia custos e a decisão de não ajustar não alterava substancialmente a lucratividade da firma. Estes modelos ficaram conhecidos como modelos de custo de menu (Rotemberg, 1982, 1983; Ball & Mankiw, 1994, 1995). Custos irrisórios de mudanças de preços, como a confecção de um novo menu para um restaurante, levam a ajustes de preços esporádicos e escalonados que, por sua vez, levam a um lento ajuste da inflação, que é um processo exógeno nesta teoria. De uma maneira dinâmica, as firmas respondem à inflação por intermédio de uma regra de apreçamento com um limite superior e outro inferior. Preços nominais são mantidos constantes até que uma redução dos preços reais atinja o limite inferior. Só então, os preços nominais são ajustados de forma que os preços reais atinjam o limite superior. Se, por hipótese, as firmas não são capazes de aumentar seus preços simultaneamente, os modelos de custos de menu predizem que um aumento na inflação também aumenta a diferença ótima entre os limites superior e inferior (Bakhshi, 2002). Assim, os

¹⁷ Nas versões mais simples destes modelos, mudanças antecipadas no estoque de moeda não produzem efeitos nos preços relativos e, assim, a inflação antecipada não deveria estar associada com mais VPR. Nas versões mais sofisticadas, a inflação antecipada pode não ser neutra, afetando a taxa de juros real e, assim, os preços relativos. Mas a ênfase é claramente no papel das mudanças não antecipadas no estoque de moeda (Fischer, 1981).

modelos de custos de menu predizem uma relação positiva entre VPR e inflação (antecipada e não antecipada) e partem do pressuposto de que processos inflacionários causam dispersão de preços.

Uma outra abordagem ligada aos modelos de custos de menu utiliza a hipótese da resposta assimétrica de preços (que são mais flexíveis quando sobem do que quando descem) às perturbações para derivar uma associação positiva entre inflação e dispersão de preços relativos. Por exemplo, supondo que: 1) os preços sejam inflexíveis para baixo; 2) que na ausência de perturbações relativas o nível de preços permanece inalterado; 3) que os mercados individuais são afetados pelos choques relativos. Neste caso, em mercados onde há aumento do excesso de demanda, há também aumento de preços. Por outro lado, se há excesso de oferta, o preço efetivo não cai. Conseqüentemente, quanto maior a variabilidade das perturbações relativas, maior a taxa média de inflação (Fischer, 1981).

Ball & Mankiw (1994) constroem um modelo em que firmas fazem mudanças de preços regularmente e, ao pagar um custo de menu, podem também fazer ajustes especiais de preços em resposta a perturbações. Neste modelo, as assimetrias surgem naturalmente com a adição de uma tendência positiva da inflação. Com esta característica, choques positivos nos preços desejados das firmas fazem com que haja um maior ajustamento em comparação a choques negativos da mesma magnitude. Intuitivamente, o processo inflacionário faz com que os preços relativos das firmas declinem automaticamente entre os ajustes. Quando uma firma deseja um preço relativo menor, ela não precisa pagar um custo de menu porque a inflação faz todo o trabalho necessário. Por outro lado, um choque positivo gera uma elevação do preço relativo (desejado) da firma mas também gera uma elevação de seu preço relativo efetivo, criando um grande espaço entre os preços desejados e efetivos. Conseqüentemente, a possibilidade de ajustes de preços é maior no caso de choques positivos do que em choques negativos. Assim, o modelo dos autores é consistente com a evidência documentada por Fischer (1981), dentre outros, de que inflação e VPR são positivamente correlacionadas e com causalidade da inflação para a dispersão. Todavia, como apontado por Fischer, tal causalidade pode ir na direção contrária se a rigidez de preços for assimétrica (Ball & Mankiw, 1994).

Apesar de possuírem diferenciações teóricas, Domberger (1987) afirma que os modelos acima mencionados têm algo em comum relacionado ao impacto de choques de políticas monetárias. Em um ambiente de expectativas racionais, estas perturbações levam a uma taxa de inflação maior e mais variável e, conseqüentemente, elevam a variabilidade dos preços relativos.

Bakhshi (2002) compara versões micro-fundamentadas dos modelos teóricos relatados nesta seção e mostra que o modelo de informação imperfeita prediz que a relação entre inflação e VPR é mais forte em indústrias com maior grau de competição, ao passo que o modelo de custos de menu prediz o oposto. O autor também afirma que, em ambos os modelos, processos inflacionários aumentam a VPR e, como consequência, diminuem a informação sobre os preços, o que resulta em perda de bem estar social devido a uma má alocação de recursos.

3.2.3 Literatura Empírica

Um dos primeiros trabalhos empíricos sobre a relação entre inflação e dispersão de preços relativos foi Mills (1927) para o caso americano. Outro importante artigo foi Parks (1978), que desenvolveu uma das mais utilizadas medidas de variabilidade de preços relativos, e que também será utilizada neste artigo. Para encontrar a correlação positiva entre inflação e VPR, o autor utilizou dados desagregados de bens de consumo americanos e holandeses e mostrou como as mudanças nos preços relativos estavam relacionadas com alterações nas condições de oferta na renda real e no montante de inflação não antecipada (a diferença entre a taxa efetiva e as perturbações observadas). De acordo com o autor, tal montante era mais relevante para determinar a dispersão de preços relativos que a taxa de inflação propriamente dita.

Dando seqüência ao trabalho de Parks, vários outros pesquisadores contribuíram para a literatura empírica do tópico. Em relação ao caso americano, podem ser citados: Vining & Elwertowski (1976), Parsley (1996), Debelle & Lamont (1997), Jaramillo (1999), Chang & Cheng (2000), Caglayan & Filiztekin (2003). Todos corroboram o resultado de uma relação positiva entre inflação e VPR.

Por outro lado, Drifill, Mizon & Ulph (1990) e Bomberger & Makinen (1993), dentre outros, enfatizaram que os resultados estatísticos encontrados nos artigos citados no parágrafo anterior eram devidos à inclusão de variáveis relacionadas a grandes choques de oferta.¹⁸ Contudo, Jaramillo (1999) mostrou que os resultados encontrados por Parks poderiam ser obtidos quando respostas assimétricas aos episódios de inflação e deflação fossem incluídas nas regressões. Para isso, Jaramillo estendeu a amostra original de Parks até 1996, utilizou uma base de dados distinta e trabalhou com um maior grau de desagregação. Os resultados encontrados foram robustos mesmo

¹⁸ Para uma discussão mais aprofundada sobre este tópico o leitor pode consultar Danziger (1987).

com a exclusão das observações referentes aos choques de petróleo. Chang & Cheng (2002) também revisitaram o artigo de Parks (1978) e mostraram que, fazendo uma expansão da amostra utilizada pelo autor, era possível comprovar que o argumento defendido por Bomberger & Makinen (1993) poderia ser refutado. Para Chang & Cheng, a relação positiva entre inflação e VPR ficava fortalecida quando o fenômeno de rigidez para baixo dos preços é levado em consideração.

Seguindo esta linha de pesquisa, outros autores começaram a estudar a dispersão de preços relativos em outros países. Por exemplo, Domberger (1987) analisou o caso britânico. Fielding & Mizen (2000) estudaram o caso de 10 países da comunidade europeia. Van Hoomissen (1988) e Lach & Tsiddon (1992, 1993) analisaram o caso israelense. Tommasi (1993) e Dabus (2000) estudaram o problema argentino e Nautz & Scharff (2005) examinaram o caso alemão.

Em relação ao Brasil, Moura da Silva & Kadota (1982) estudaram a correlação entre VPR e inflação para o período 1972-1979. A preocupação principal dos autores foi mostrar que a dispersão de preços estava conectada com o processo inflacionário brasileiro e seu caráter instável. Um maior nível de inflação levava a um maior desvio padrão da própria taxa e, conseqüentemente, a um maior desvio padrão das variações nos preços relativos. Além disso, a maior dispersão dos preços relativos estava associada aos surtos inflacionários oriundos de choques de oferta. Resende & Grandi (1992) utilizaram testes de causalidade Granger para estudar a variabilidade nos preços dos itens componentes do índice de preços no atacado (disponibilidade interna) para o período 1976-1985. Utilizando os resíduos dos modelos ARIMA estimados, os autores não chegaram a uma conclusão forte acerca da direção da causalidade (Fava & Cyrillo, 1999). Fava & Cyrillo (1999) utilizaram preços de um subconjunto dos insumos componentes dos índices de preços de obras públicas elaborados pela FIPE para o período 1977-1997. Os autores analisaram a abordagem teórica dos modelos de custos de menu e também a resposta assimétrica dos preços a choques aleatórios. Os resultados encontrados foram de uma dupla causalidade entre inflação e VPR e, assim, não corroboraram com a teoria dos custos de menu. Já em relação à teoria da resposta assimétrica, esta não foi refutada somente para um dos sub-períodos da análise.

3.3. Dados e Medidas de Variabilidade Relativa de Preços

Os dados desagregados utilizados foram extraídos do Banco Sidra do IBGE e são referentes aos itens componentes do IPCA, escolhido por ser amplamente divulgado e por ser utilizado oficialmente na definição das metas de inflação do país. Os dados referentes às taxas de inflação dos

diversos itens são provenientes da base de dados IPEADATA. O IPCA cheio é utilizado para a análise relativa a todo o período, de 1995:01 a 2006:6. Após esta análise inicial, a atenção se volta ao período posterior às metas inflacionárias (1999:08 a 2006:6) por duas razões. A primeira está relacionada às mudanças de metodologia ocorridas em meados de 1999 e 2006, o que dificulta uma análise de um período mais longo. A segunda razão está relacionada a um dos objetivos deste artigo que é estudar o comportamento de itens importantes da cesta do IPCA no período de vigência do sistema de metas de inflação. Para isso, não somente o IPCA é analisado, mas também suas desagregações em preços livres e administrados. A desagregação utilizada para o cálculo da VPR é de 8 dígitos (a maior possível). Os itens estão todos relacionados no anexo do artigo e totalizam, para cada categoria, os seguintes valores: IPCA cheio: 512 itens; administrados: 40; livres: 472. Sobre o grau de desagregação, Fischer (1981) destaca a variabilidade dos preços relativos é mais bem mensurada quando se utiliza o menor grau de agregação possível, que é nosso caso. Se as falhas de alocações associadas com inflação inesperada surgem de uma procura excessiva, é possível que tal procura aconteça em resposta às crenças de que há diferenças em preços de bens muito similares.

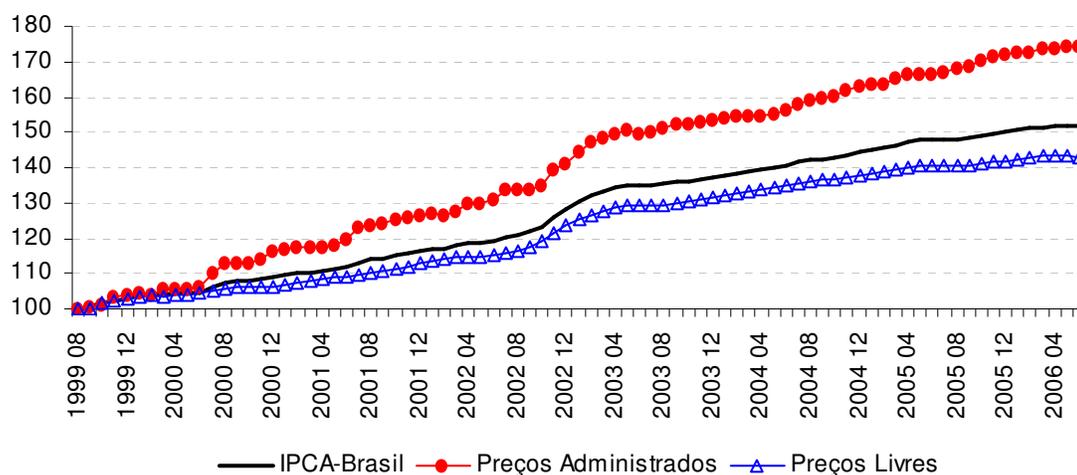
A análise do IPCA em diferentes cestas de bens é importante por duas razões principais: 1) nuances específicas de cada componente do índice podem ser verificadas; 2) possíveis casos de endogeneidade das variáveis podem ser detectados à medida em que preços mais associados com choques de oferta podem ser eliminados da VPR. Estes preços são, geralmente, relacionados ao petróleo e, para o Brasil especificamente, aos preços administrados. A Figura 3.1 deixa claro como os preços administrados têm sido importantes na definição do IPCA, mesmo com um peso de aproximadamente 30% do valor total do índice.

Como no trabalho seminal de Parks (1978), assim como em Fischer (1981), Domberger (1987), Nautz & Scharff (2005), dentre outros, nossa medida de VPR levará em conta as ponderações (divulgadas pelo IBGE) de cada item na formação do índice final. A utilização dos pesos de cada item que irá compor a VPR final é de suma importância uma vez que há categorias que são mais (ou menos) importantes no cômputo final do índice de inflação ao consumidor. Assim, a VPR será calculada da seguinte maneira:

$$VPR_t = \sqrt{\frac{1}{n} \omega \sum_{i=1}^n (\pi_{it} - \pi_t)^2} \quad (3.1)$$

onde π_{it} é a variação de preço relacionada ao item 'i' no período 't'; π_t é a inflação mensal medida pelo IPCA no período 't'; 'n' é o número de categorias; ' ω ' é o peso da categoria.

Figura 3.1
Taxas Acumuladas de Inflação (1999:08 = 100)



Fonte: IPEADATA

A Tabela 3.1 reporta a estatística descritiva dos dados utilizados no trabalho. Comparando os dados referentes ao IPCA e VPR brasileiros, nota-se que no período pós metas tais variáveis possuem média e desvio padrão menores que no período completo e também no período anterior às metas de inflação. Isso é um primeiro indicativo de que a introdução das metas inflacionárias tem sido capaz de diminuir as taxas de inflação do Brasil e também a dispersão dos preços relativos, o que se traduz em menores custos de bem estar social. Comparando-se preços administrados e livres, é possível perceber que a média e o desvio padrão da inflação dos itens livres é praticamente a metade dos valores referentes à inflação dos itens administrados. Isso vai de encontro à longa discussão da influência dos preços administrados na determinação do processo inflacionário brasileiro, como relatado anteriormente.¹⁹ Discrepância similar é encontrada quando se comparam as variabilidades dos dois itens.

¹⁹ Sobre esta discussão, o leitor pode referir-se a Gomes & Aidar (2005).

Tabela 3.1**Inflação e Variabilidade dos Preços Relativos: Estatística Descritiva**

	Inflação (IPCA)					VPR				
	Brasil 95-06	Brasil 95-99	Brasil 99-06	Admin. 99-06	Livres 99-06	Brasil 95-06	Brasil 95-99	Brasil 99-06	Admin. 99-06	Livres 99-06
Média	0.67	0.75	0.62	0.91	0.51	1.21	1.59	0.96	1.60	0.84
Mediana	0.54	0.51	0.56	0.69	0.51	1.06	1.38	0.90	1.38	0.79
Máximo	2.89	2.67	3.02	4.29	2.53	3.28	3.48	2.19	5.06	1.72
Mínimo	-0.35	-0.51	-0.21	-1.02	-0.35	0.50	0.77	0.53	0.40	0.52
Desvio Padrão	0.56	0.69	0.50	0.97	0.46	0.54	0.67	0.25	0.96	0.20
Observações	138	55	83	83	83	138	55	83	83	83

Fontes: IBGE, IPEADATA

A Tabela 3.2 mostra a matriz de correlações para as dispersões de preços relativos e inflações referentes ao IPCA, preços livres e administrados (período pós-metas de inflação). Para o período completo, a VPR e a inflação do IPCA gera uma correlação de 0,620 (não relatada na tabela). Percebe-se que as variáveis são altamente correlacionadas, com especial ênfase para relação entre a dispersão dos preços administrados e a dispersão do IPCA como um todo. Destaque também para a relação entre a inflação dos preços administrados e dispersão do IPCA.

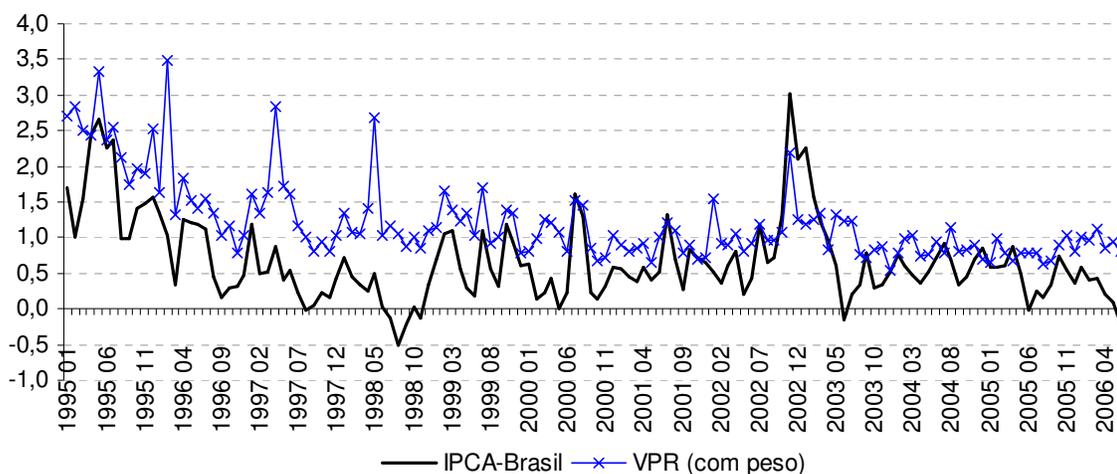
Tabela 3.2**Matriz de Correlações (1999-2006)**

	IPCA	IPCA-Livres	IPCA-Adm.	VPR	VPR-Livres	VPR-Adm.
IPCA	1,000					
IPCA-Livres	0,884	1,000				
IPCA-Adm.	0,795	0,422	1,000			
VPR	0,601	0,516	0,511	1,000		
VPR-Livres	0,441	0,510	0,206	0,797	1,000	
VPR-Adm.	0,519	0,326	0,591	0,744	0,213	1,000

As Figuras 3.2, 3.3 e 3.4 mostram o comportamento da inflação e VPR para o IPCA (período completo), preços administrados e preços livres. No caso do IPCA, a Figura 3.2 mostra 4 picos substanciais da variância dos preços relativos no período entre 1995-1998. As causas estão ligadas às diversas crises internacionais, tais como as crises russa e asiática. Tais picos também não estão associados com processos inflacionários fortes. Além disso, é fácil perceber que a flexibilização

cambial de 1999 não provocou grande variabilidade de preços relativos. Para o período posterior à implementação das metas de inflação, a dispersão de preços relativos mais proeminente é referente à crise Lula, e está bem correlacionada com a inflação do período. Percebe-se, também, que o período posterior à flexibilização cambial apresenta um arrefecimento da dispersão de preços relativos e uma aproximação dos mesmos à taxa de inflação do país.

Figura 3.2
IPCA-Brasil: Inflação e VPR (1995:01 – 2006:06)



Fonte: IBGE, IPEADATA

Quanto aos preços administrados (Figura 3.3), nota-se que as maiores dispersões de preços relativos estão geralmente associadas com maiores taxas de inflação. As exceções estão relacionadas a dois picos de VPR associados com deflações consideráveis. O primeiro, no início de 2002, provavelmente associado à crise energética, e o segundo, em meados de 2003, correspondente a um período de forte desvalorização da taxa de câmbio e, assim, de grande variabilidade dos preços administrados devido ao componente cambial. Para os preços livres (Figura 3.4), há dois picos, em março e maio de 2000, provavelmente em virtude de ajuste de preços relativos no período posterior às metas inflacionárias.

Figura 3.3

IPCA-Administrados: Inflação e VPR (1999:08 – 2006:06)

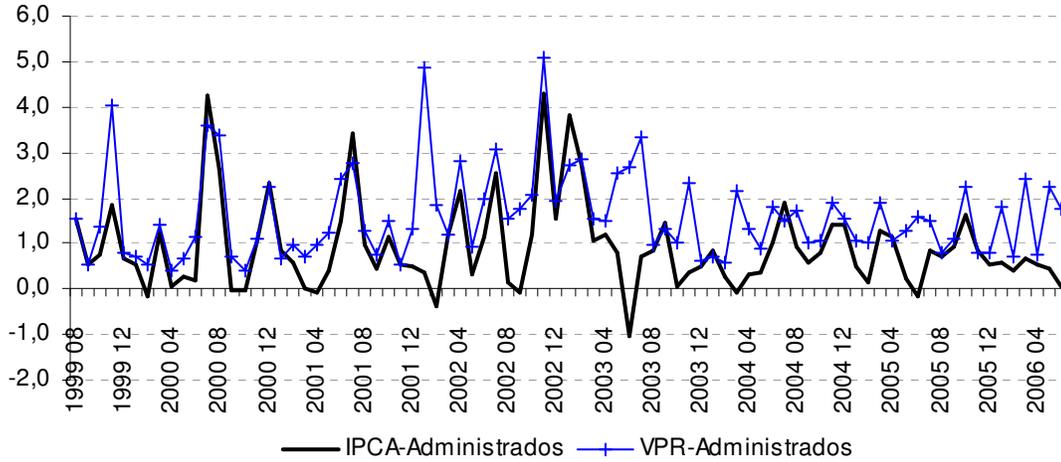
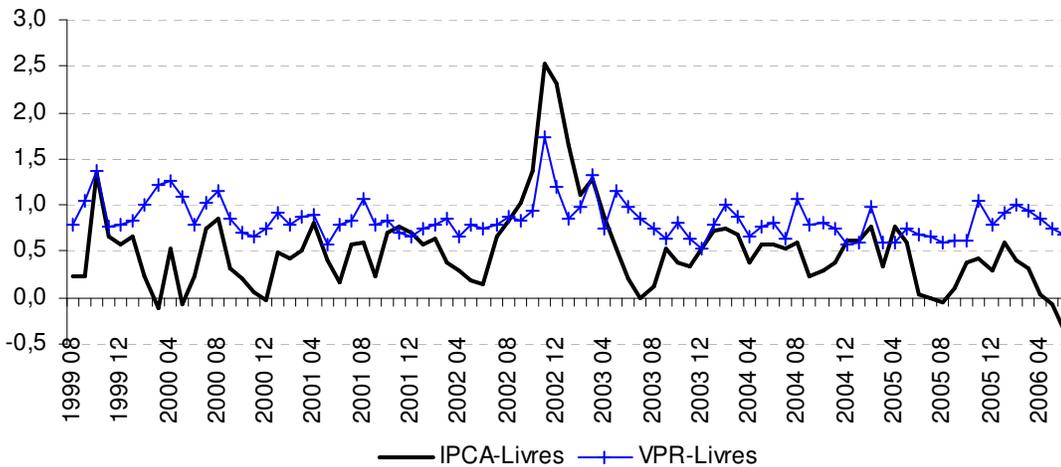


Figura 3.4

IPCA-Livres: Inflação e VPR (1999:08 – 2006:06)



3.4. Abordagem Econométrica

A primeira etapa da análise será a estimação ARIMA do seguinte modelo básico:

$$VPR_t = \beta_0 + \beta_1 |\bar{\pi}_t| + \beta_2 RPV_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

em que VPR é raiz quadrada da variabilidade de preços relativos e $|\bar{\pi}_t|$ é o valor absoluto da taxa de inflação. O objetivo é estudar se, para o caso brasileiro e para diferentes medidas do IPCA, a relação positiva entre inflação e VPR pode ser comprovada e se a VPR defasada é importante.

Além da estimação deste modelo básico, também será examinado o papel dos processos deflacionários na dispersão de preços relativos, com o objetivo de averiguar se os preços respondem simetricamente ou assimetricamente a casos de inflação e deflação. Esta metodologia também já foi utilizada em diversos trabalhos como, por exemplo, em Parks (1978), Debelle & Lamont (1997) e Jaramilo (1999) para o caso americano, Tommasi (1993) para o caso argentino e Caglayan & Filiztekin (2001) para os dados da Turquia. A representação do procedimento pode ser feita da seguinte forma:

$$VPR_t = \beta_0 + \beta_1 |\bar{\pi}_t| + \beta_2 VPR_{t-1} + \beta_3 d_{abs} * |\bar{\pi}_t| + \varepsilon_t \quad (3.3)$$

em que $d_{abs} * |\bar{\pi}_t|$ é o produto do valor absoluto da inflação e uma variável *dummy* (d_{abs}) com o valor de 1 para deflação e 0 para inflação. Como mencionado por Jaramilo (1999), este termo leva em conta os graus distintos de resposta de VPR aos choques advindos de inflação ou deflação e, desta maneira, permite que haja uma inclinação diferente para períodos deflacionários. A regra é a seguinte: se os dados utilizados na análise descartam qualquer assimetria na resposta a processos inflacionários ou deflacionários, o parâmetro β_3 da equação (3.3) não deve ser significativamente diferente de zero.

Na segunda etapa, será utilizada a metodologia VAR para analisar os dois modelos teóricos, custos de menu e informação imperfeita, descritos na segunda seção. A utilização da metodologia VAR torna desnecessária a decisão quanto à endogeneidade ou exogeneidade das variáveis pois todas são tomadas como endógenas. O VAR pode ser representado por um vetor y_t do tipo $(n \times 1)$ contendo os valores que as ' n ' assumem no tempo ' t ':

$$y_t = \alpha + \Phi_1 y_{t-1} + \Phi_2 y_{t-2} + \dots + \Phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

onde: 1) α é um vetor $(n \times 1)$ dos termos do intercepto; 2) Φ_j são as matrizes $(n \times 1)$ dos coeficientes auto-regressivos; 3) ε é um vetor $(n \times 1)$ dos termos do erro $\varepsilon_t \sim i.i.d. N(0, \Omega)$ (Hamilton, 1994).

Geralmente, as regressões da metodologia VAR são de difícil análise e, por isso, o melhor a ser feito é analisar as estatísticas adjacentes ao sistema, como os Testes de Causalidade Granger²⁰ e as Funções Generalizadas de Resposta a Impulsos.²¹ No caso dos testes de causalidade Granger a questão investigada é se um escalar ‘y’ ajuda a prever outro escalar ‘x’. Se isso não é verdade, então podemos dizer que ‘y’ não causa ‘x’, no sentido Granger. Mais formalmente, ‘y’ não Granger-causa ‘x’ se, para todo $s > 0$, o erro quadrado médio (MSE) de uma previsão de x_{t+s} , baseado em (x_t, x_{t-1}, \dots) é o mesmo que o MSE de uma previsão de x_{t+s} que usa ambos (x_t, x_{t-1}, \dots) e (y_t, y_{t-1}, \dots) . Restringindo para o caso das funções lineares, ‘y’ não Granger-causa ‘x’ se:

$$MSE \left[\hat{E} \left(x_{t+s} \mid x_t, x_{t-1}, \dots \right) \right] = MSE \left[\hat{E} \left(x_{t+s} \mid x_t, x_{t-1}, \dots, y_t, y_{t-1}, \dots \right) \right] \quad (3.5)$$

Assim, em nosso caso, podemos dizer que a inflação (VPR) é exógena, no sentido de série temporal, com respeito à VPR (inflação) se a equação (3.5) se verificar. Em outras palavras, se não há Granger-causalidade a VPR (inflação) não é linearmente informativa sobre o futuro da inflação (VPR). Desta maneira, se a taxa de inflação causa a VPR, então aquela precede esta. E vice-versa (Hamilton, 1994). Como o modelo de custos de menu prediz que inflação causa dispersão de preços relativos, isso pode ser estudado por intermédio dos Testes de Causalidade Granger.

As Funções de Resposta a Impulso (FRI) podem ser definidas como as derivadas parciais de Y_{jt+k} , tratadas como função do horizonte k , com respeito a um choque específico no tempo ‘t’, *ceteris paribus*. Em sua forma conjunta, essas funções ligam o valor corrente do termo do erro aos futuros valores de Y_t ou, equivalentemente, ligam os valores passados e correntes do termo de erro aos valores correntes de Y_t . As FRI surgem de um VAR representado, em termos vetoriais de média móvel (MA), como se segue:

$$y_t = \mu + \varepsilon_t + \Psi_1 \varepsilon_{t-1} + \Psi_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \Psi_\infty \varepsilon_{t-\infty} \quad (3.6)$$

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

$$\frac{\partial y_{t+s}}{\partial \varepsilon_t} = \Psi_s \cdot \quad (3.7)$$

²⁰ Na verdade, a estimação dos testes de causalidade Granger independem da metodologia VAR. Contudo, alguns pesquisadores aconselham o uso do mesmo número de defasagens do modelo VAR na estimação dos testes de causalidade Granger. No entanto, faremos o procedimento de estimar os testes até a quarta defasagem e observar o comportamento das variáveis em todas as defasagens.

²¹ As funções generalizadas de resposta a impulso, propostas por Pesaran & Shin (1998), evitam a necessidade de se proceder com a decomposição de Cholesky para definir o ordenamento das variáveis.

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

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

$$\partial y_{t+s} = \frac{\partial y_{t+s}}{\partial \varepsilon_{1t}} \delta_1 + \frac{\partial y_{t+s}}{\partial \varepsilon_{2t}} \delta_2 + \dots + \frac{\partial y_{t+s}}{\partial \varepsilon_{nt}} \delta_n = \Psi_s \delta \quad \text{onde : } \delta = (\delta_1, \delta_2, \dots, \delta_n) \quad (3.8)$$

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

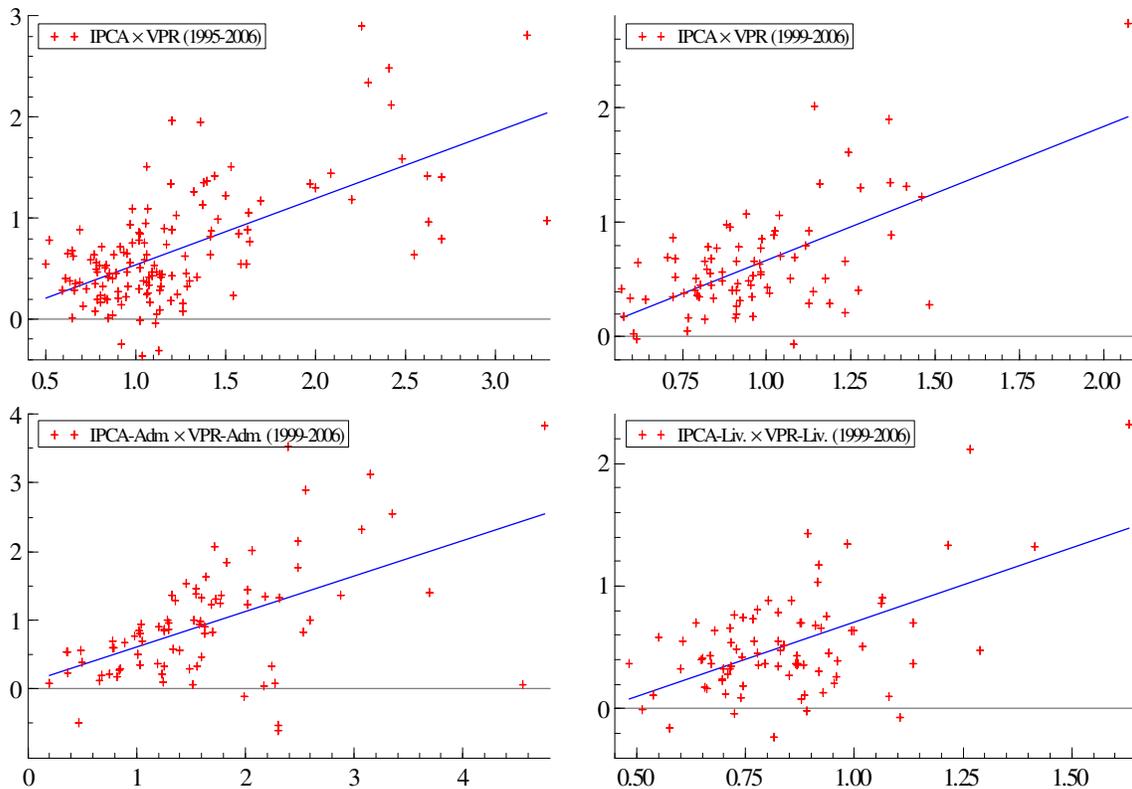
Como o modelo de informação imperfeita enfatiza a questão dos choques não antecipados de inflação, este fato pode ser examinado por meio das funções de resposta a impulsos. Como em Fischer (1981), será examinada a reação da VPR diante de perturbações impostas em variáveis importantes. Para isso, serão utilizados dados referentes à VPR e à inflação (e não seu valor absoluto) de cada item desagregado, e também a taxa de juros Selic (para analisar a influência da política monetária na VPR e inflação).

3.5. Resultados

A Figura 3.5 descreve os diagramas de dispersão entre inflação e VPR para todas as séries analisadas no artigo. Pode-se observar que as retas de regressão geradas em todos os gráficos têm uma inclinação positiva, o que é uma primeira indicação de que, pelo menos visualmente, há uma relação positiva entre inflação e RPV no caso brasileiro.

Figura 3.5

Dispersão: Inflação e Variabilidade dos Preços Relativos



Fonte: IBGE, IPEADATA

3.5.1. Resultados da Relação entre Inflação e VPR e da Resposta Assimétrica

Examinando o comportamento do IPCA brasileiro desde a implementação do Plano Real, na Tabela 3.3, verifica-se o resultado usual de uma correlação positiva entre inflação e dispersão de preços. Ainda mais, a variabilidade dos preços é fortemente determinada pelo seu valor defasado. Para todo o período (entre 1995 e 2006), há nove observações negativas do IPCA, sendo três delas referentes ao período pós-implementação das metas inflacionárias. Quando estas observações são utilizadas para testar a rigidez da variabilidade de preços para baixo, o caso do ajustamento assimétrico de preços, conclui-se que o resultado gera uma *dummy* sem significância estatística, descartando qualquer assimetria na resposta a processos inflacionários ou deflacionários. Em outras palavras, para todo o período analisado, os preços dos componentes do IPCA não são rígidos para baixo.

Tabela 3.3

Resultados das Estimações dos Modelos ARIMA

IPCA	$ \bar{\pi}_t $	VPR _{t-1}	MA(1)	ARCH GARCH	$d_{abs} \bar{\pi}_{it} $	Dummy 1999:08 2006:06	Const.	R ²	DW	LM Auto-corr.	ARCH LM
1995:01 a	0.188 (0.060) [0.002]	0.757 (0.065) [0.00]	-0.480 (0.126) [0.00]	-	-	-	0.149 (0.056) [0.009]	0.593	2.097	[0.321]	[0.831]
	0.186 (0.063) [0.004]	0.759 (0.067) [0.00]	-0.482 (0.126) [0.00]	-	-0.053 (0.181) [0.768]	-	0.149 (0.056) [0.009]	0.593	2.098	[0.329]	[0.829]
2006:06	0.452 (0.055) [0.00]	0.233 (0.073) [0.001]	MA(2) 0.187 (0.088) [0.036]	-	-	-0.408 (0.080) [0.00]	0.857 (0.117) [0.00]	0.660	2.011	[0.407]	[0.931]
1995:01 a	0.442 (0.104) [0.001]	0.462 (0.131) [0.001]	-0.414 (0.199) [0.042]	-	-	-	0.489 (0.147) [0.001]	0.604	1.980	[0.083]	[0.896]
1999:07	0.431 (0.103) [0.001]	0.460 (0.134) [0.001]	-0.415 (0.204) [0.002]	-	-0.451 (0.288) [0.123]	-	0.509 (0.157) [0.002]	0.609	1.995	[0.105]	[0.947]
1999:08 a	0.377 (0.082) [0.00]	-0.155 (0.162) [0.342]	0.482 (0.173) [0.006]	-	-	-	0.873 (0.151) [0.00]	0.437	2.008	[0.961]	[0.913]
2006:06	0.378 (0.082) [0.00]	-0.162 (0.161) [0.317]	0.493 (0.169) [0.004]	-	-0.071 (0.746) [0.924]	-	0.880 (0.152) [0.00]	0.437	2.008	[0.962]	[0.908]

Nota: Erros-padrão robustos (White) estão em parênteses. P-valores em colchetes.
ARCH-LM com 4 defasagens.

Entretanto, deve-se levar em consideração a mudança de metodologia de cálculo do IPCA, ocorrida em meados de 1999, que coincide com a implementação do regime das metas inflacionárias, e a própria implementação das metas. Para isso, foi introduzida uma *dummy* com valor de 1 para o período compreendido entre Agosto de 1999 e Junho de 2006 e com valor de zero para o período anterior. A *dummy* é estatisticamente significativa e tem sinal negativo, indicando que as metas têm contribuído para a queda da dispersão dos preços relativos no Brasil.

Para ratificar o resultado encontrado no parágrafo anterior, procedemos com a quebra da amostra em Agosto de 1999. Para o período anterior à introdução das metas de inflação, o parâmetro referente ao IPCA é bem próximo daquele encontrado na análise do período completo com *dummy* para as metas (0,442). A dispersão de preços é também muito atrelada ao seu valor defasado e a resposta assimétrica de preços não se verifica. Mudando o foco para o período posterior à introdução do regime de metas de inflação, nota-se que a relação entre inflação e VPR também se verifica mas

é menor que aquela encontrada no período anterior às metas. Contudo, a variabilidade defasada não possui significância estatística, mostrando que a importância de tal defasagem na explicação da VPR fica concentrada no período anterior à introdução das metas de inflação no Brasil. Já a *dummy* para o ajuste assimétrico de preços não é estatisticamente significativa, sinalizando uma flexibilidade dos preços para baixo (em três casos de deflação para este período).

Tabela 3.4
Resultados das Estimações dos Modelos ARIMA

Var. Dependente VPR	$ \bar{\pi}_t $	VPR _{t-1}	MA(1)	ARCH GARCH	$d_{abs} \bar{\pi}_{it} $	Const.	R ²	DW	LM Auto-corr.	ARCH LM
Preços	0.675 (0.092) [0.00]	0.028 (0.065) [0.665]	-	-	-	0.911 (0.158) [0.00]	0.422	1.778	[0.168]	[0.943]
Administrados	0.691 (0.092) [0.00]	-0.003 (0.062) [0.961]	-	-	1.168 (0.254) Va[0.00]	0.919 (0.157) [0.00]	0.443	1.938	[0.624]	[0.968]
Preços	0.338 (0.067) [0.00]	-0.164 (0.136) [0.228]	0.529 (0.150) [0.00]	{1,0}	-	0.798 (0.107) [0.00]	0.378	1.851	[0.289] [♦]	[0.997]
Livres	0.338 (0.068) [0.00]	-0.162 (0.135) [0.230]	0.527 (0.149) [0.00]	{1,0}	-0.058 (0.301) [0.846]	0.797 (0.106) [0.00]	0.377	1.852	[0.308] [♦]	[0.998]

Nota: Erros-padrão robustos (White) estão em parênteses. P-valores em colchetes.

[♦] Valor referente ao modelo ARIMA somente. ARCH-LM com 4 defasagens.

A relação positiva entre inflação e VPR também é confirmada para os preços livres e administrados (Tabela 3.4). Para estes, o parâmetro da inflação é significativo e chega a ser o dobro do valor dos parâmetros dos preços livres. Em ambos os itens, a dispersão de preços defasada não se mostra significativa. Para o ajuste assimétrico, o coeficiente relacionado aos preços livres não é estatisticamente significativo, ou seja, não há rigidez de preços para baixo (para os 7 casos de deflação do período). Por outro lado, o coeficiente relacionado aos preços administrados é estatisticamente significativo (para os 9 casos de deflação do período). Esta resposta assimétrica significa uma pouca variabilidade dos preços relativos nos casos de deflação, levando a uma má alocação de recursos. Sabe-se que os preços monitorados sofrem controle governamental e são, em sua maioria, atrelados a índices cujo dólar tem grande importância. Desta forma, eles não variam para baixo da mesma forma que variam para cima, podendo indicar que os mesmos não diminuem na mesma proporção que aumentam.

3.5.2. Resultados dos Testes de Causalidade Granger

Nesta etapa, o intuito é analisar se a relação de causalidade da inflação para a VPR, como prevista pelos modelos de custo de menu, aplica-se ao caso brasileiro. A Tabela 3.5 reporta os resultados das estimações referentes ao IPCA para o período completo. Neste caso, há uma forte relação de causalidade do IPCA para a VPR, como previsto por Sheshinski & Weiss (1977) e outros. Contudo, para defasagens acima de 2, a causalidade reversa também é verificada. A Tabela 3.6 mostra a divisão da amostra coincidindo com a implementação das metas de inflação. Nota-se uma bi-causalidade para o período 1995-1999 e uma não causalidade para 1999-2006.

Tabela 3.5
IPCA: Testes de Causalidade Granger

Hipótese Nula	Defasagem	1995/01 a 2006/06		
		Obs	Estatística F	P-valor
IPCA não Granger-causa VPR	1	137	4.520	0.035
VPR não Granger-causa IPCA			0.469	0.495
IPCA não Granger-causa VPR	2	136	4.009	0.020
VPR não Granger-causa IPCA			7.590	0.001
IPCA não Granger-causa VPR	3	135	2.897	0.038
VPR não Granger-causa IPCA			5.736	0.001
IPCA não Granger-causa VPR	4	134	2.330	0.060
VPR não Granger-causa IPCA			4.244	0.003

Tabela 3.6
IPCA: Testes de Causalidade Granger

Hipótese Nula	Defasagem	1995/01 a 1999/07			1999/08 a 2006/06		
		Obs	Estatística F	P-valor	Obs	Estatística F	P-valor
IPCA não Granger-causa VPR	1	54	14.792	0.0003	82	3.397	0.069
VPR não Granger-causa IPCA			1.415	0.239		1.925	0.169
IPCA não Granger-causa VPR	2	53	5.268	0.008	81	1.767	0.178
VPR não Granger-causa IPCA			5.920	0.005		2.474	0.091
IPCA não Granger-causa VPR	3	52	4.336	0.009	80	1.355	0.263
VPR não Granger-causa IPCA			5.054	0.004		2.455	0.070
IPCA não Granger-causa VPR	4	51	3.068	0.026	79	0.932	0.450
VPR não Granger-causa IPCA			3.175	0.022		2.171	0.081

A Tabela 3.7 reporta os resultados dos testes de causalidade Granger referentes aos itens livres e administrados para a fase posterior às metas de inflação. Para ambos os casos, não se consegue achar uma relação de causalidade, no sentido Granger, fato este que fortalece os resultados encontrados para o IPCA cheio no mesmo período.

Tabela 3.7
Testes de Causalidade Granger (1999:08 – 2006:06)

Hipótese Nula	Defasagem	Administrados			Livres		
		Obs	Estatística F	P-valor	Obs	Estatística F	P-valor
IPCA não Granger-causa VPR	1	82	0.056	0.813	82	1.225	0.272
VPR não Granger-causa IPCA			0.390	0.534		1.010	0.318
IPCA não Granger-causa VPR	2	81	0.432	0.651	81	0.876	0.421
VPR não Granger-causa IPCA			2.596	0.081		0.642	0.529
IPCA não Granger-causa VPR	3	80	0.317	0.813	80	0.960	0.416
VPR não Granger-causa IPCA			1.728	0.169		1.044	0.378
IPCA não Granger-causa VPR	4	79	0.368	0.831	79	0.755	0.558
VPR não Granger-causa IPCA			1.704	0.159		0.556	0.695

Em suma, os resultados referentes aos testes de causalidade Granger não são capazes de corroborar a hipótese dos custos de menu para o caso brasileiro. Os períodos completo e anterior a 1999 mostram uma bi-causalidade, ao passo que as outras estimações não são estatisticamente significantes. Devemos, então proceder com análises adicionais no intuito de encontrarmos alguma relação adicional entre a dispersão de preços relativos e inflação no Brasil. Lembramos que o resultado mais usual, de uma relação positiva entre VPR e inflação, já foi encontrado. Além disso, já detectamos que a dispersão diminuiu no período posterior à implementação das metas inflacionárias.

3.5.3. Resultados das Funções Generalizadas de Resposta a Impulso

Os testes de causalidade Granger não mostram um padrão claro de precedência temporal entre inflação e VPR. Eles deixam dúvidas se uma ou outra variável deveria ser considerada como predominante. Ao invés disso, cada variável provavelmente causa a outra ou ambas são afetadas pelas mesmas perturbações ocorridas na economia. Esta provável causalidade mútua entre inflação e VPR pode ser estudada em maior profundidade com a utilização da metodologia VAR (Fischer, 1981). Como já dito, as estimações do VAR são de difícil interpretação e, desta forma, recorreremos às Funções Generalizadas de Resposta aos Impulsos para estudar as propriedades do sistema.

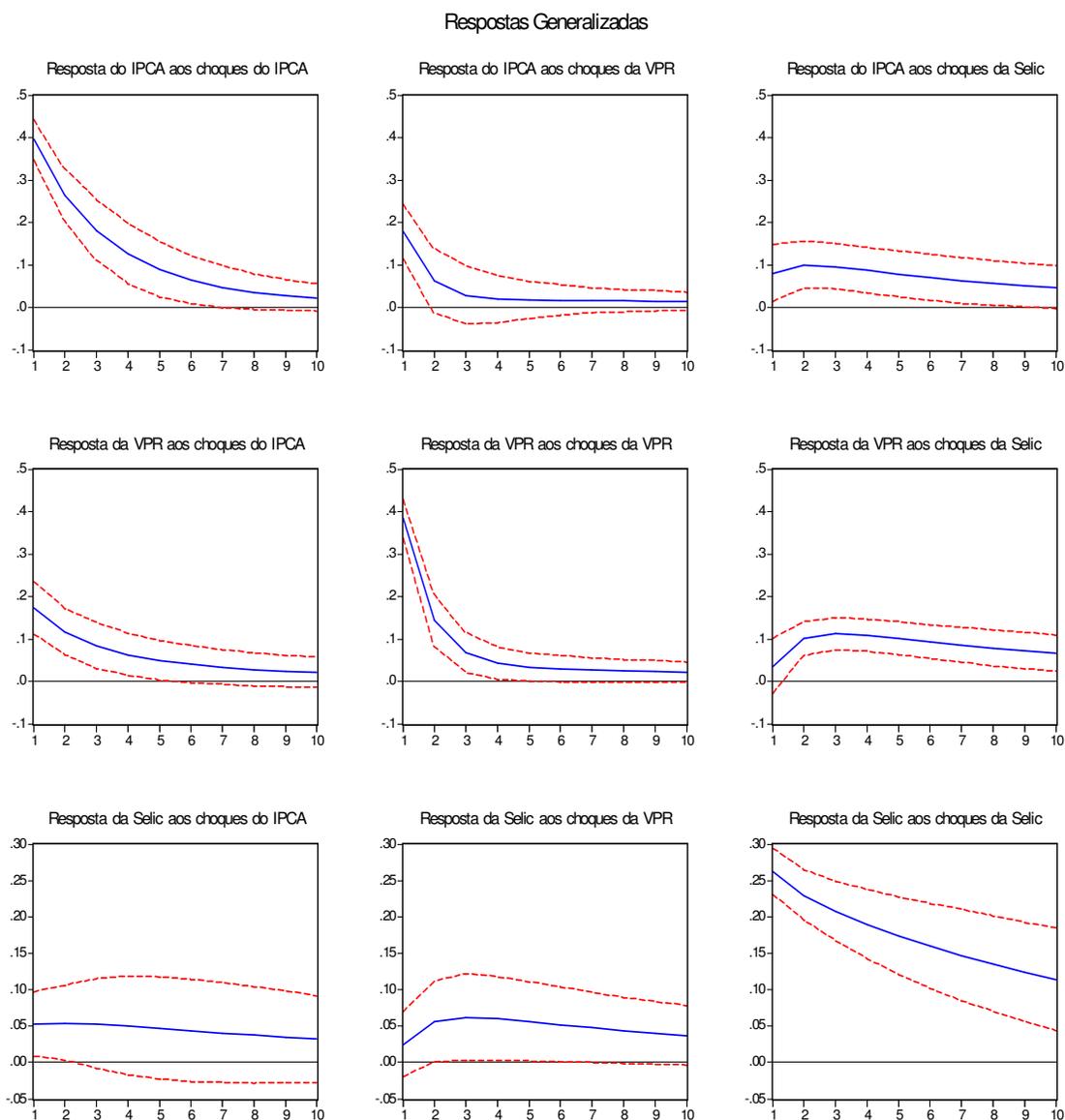
As análises das funções de resposta aos impulsos são importantes pois, como mencionado em Sheshinski & Weiss (1977), se as firmas ajustam seus preços mais frequentemente à medida que há um aumento não antecipado da inflação, espera-se que haja um ajuste inicial maior no preço médio de determinado produto quanto maior for a taxa de inflação.

Os modelos VAR estimados consistem das seguintes variáveis: 1) Modelo 1: IPCA e VPR-IPCA (período completo – 1995/2006); 2) Modelo 2: VPR-Administrados, IPCA-Administrados, VPR-Livres, IPCA-Livres, VPR-IPCA, IPCA (período 1999/2006). Ambos os modelos são de 1 defasagem, conforme escolha pelo critério de seleção de Schwarz na Tabela 3.8 em anexo.

A Figura 3.6 reporta as perturbações e as respostas generalizadas da VPR-IPCA, IPCA e Taxa Selic referentes ao período completo. Como de praxe, as respostas das variáveis aos choques advindos das próprias variáveis são bem mais proeminentes. A primeira linha de gráficos mostra as respostas do IPCA. Nota-se que choques na VPR provocam um efeito positivo no IPCA com dissipação bem lenta ao longo do tempo. Significa que a relação positiva entre inflação e dispersão de preços relativos é também confirmada como nos testes anteriores. Já choques na taxa de juros provocam uma resposta da inflação que pode variar entre um valor nulo e um valor positivo, com lenta dissipação ao longo do tempo. Este resultado soa estranho e deve ser analisado com mais cuidado. Na segunda linha de gráficos estão as respostas da VPR-IPCA. Choques não antecipados da inflação provocam uma resposta positiva da VPR-IPCA, como previsto teoricamente, mas é menor em magnitude do que os choques advindos da própria VPR. Já perturbações na Taxa Selic provocam uma resposta positiva da dispersão de preços relativos, que não dissipa ao final dos 10 meses mostrados no gráfico. A terceira linha de gráficos mostra as respostas da taxa de juros, que são positivas e extremamente persistentes ao longo do tempo tanto para choques advindos da inflação quanto para choques advindos da dispersão de preços relativos.

Figura 3.6

Funções Generalizadas de Resposta a Impulso: IPCA e VPR-IPCA (1995-2006)

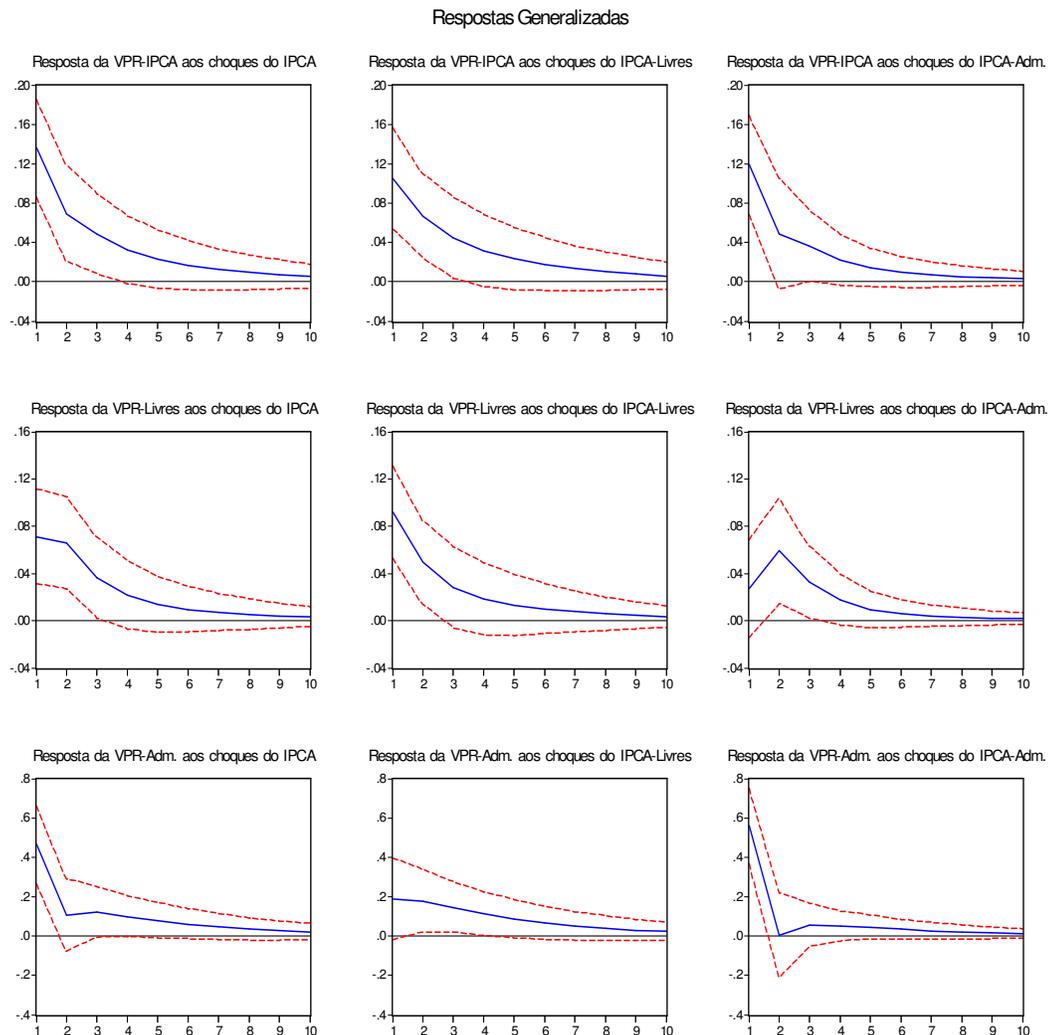


3.5.3.1. As Metas de Inflação

Enfatizando o período das metas de inflação, a Figura 3.7 reporta as diversas respostas das dispersões de preços relativos em relação às perturbações advindas do IPCA, IPCA-Livres e IPCA-Administrados. De maneira geral, a relação positiva entre VPR e inflação é verificada, como nas análises anteriores. Na primeira linha de gráficos percebe-se que a VPR-IPCA responde de forma

positiva e significativa ao IPCA, IPCA-preços livres e IPCA-preços administrados. Percebe-se que a resposta da dispersão do IPCA é mais proeminente quando dos choques são originados dos preços administrados do que choques originados dos preços livres, ainda que aqueles são correspondentes a cerca de somente 30% do peso do IPCA. Na segunda linha de gráficos, o resultado mais interessante é a resposta da dispersão dos preços livres ao choques advindos da inflação dos preços administrados. A resposta é positiva mas segue aumentado até atingir o pico no segundo mês, dissipando-se a partir de então. A terceira linha de gráficos traz as respostas variabilidade dos preços administrados às perturbações do IPCa, preços livres e administrados. Não há surpresas neste resultado.

Figura 3.7
Funções Generalizadas de Resposta a Impulso (1999-2006)



A Figura 3.8 também enfatiza o período das metas de inflação e reporta as respostas do IPCA, preços livres e administrados em relação às perturbações das VPR-IPCA, VPR-livres e VPR-administrados. A relação entre VPR e inflação continua sendo positiva. A primeira linha de gráficos traz as respostas do IPCA aos choques das diversas dispersões de preços. Nestes casos, percebe-se que a VPR-Administrados é responsável por uma resposta mais proeminente do IPCA, mostrando a grande influência dos preços monitorados na determinação do IPCA brasileiro.

Figura 3.8
Funções Generalizadas de Resposta a Impulso (1999-2006)

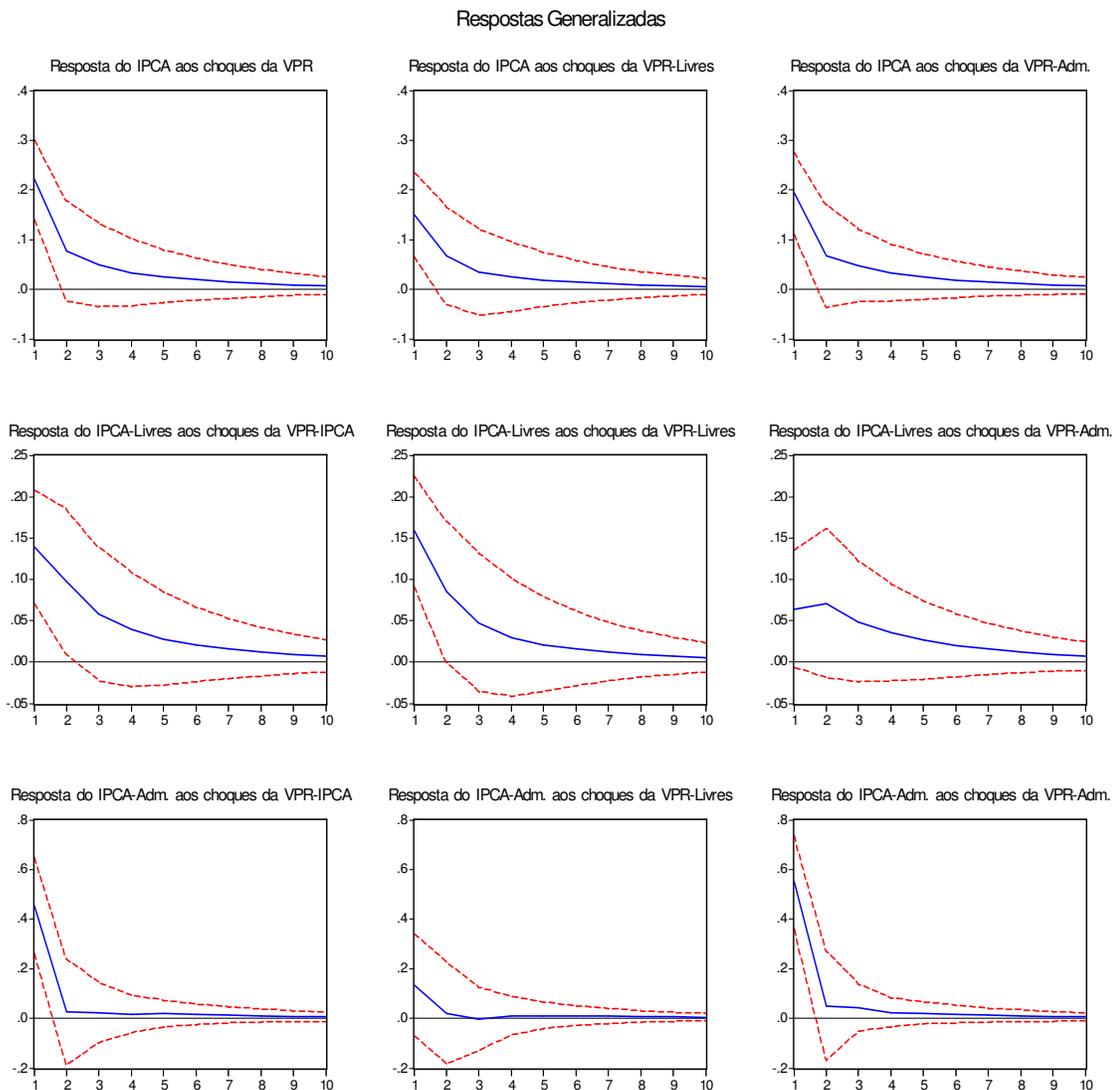
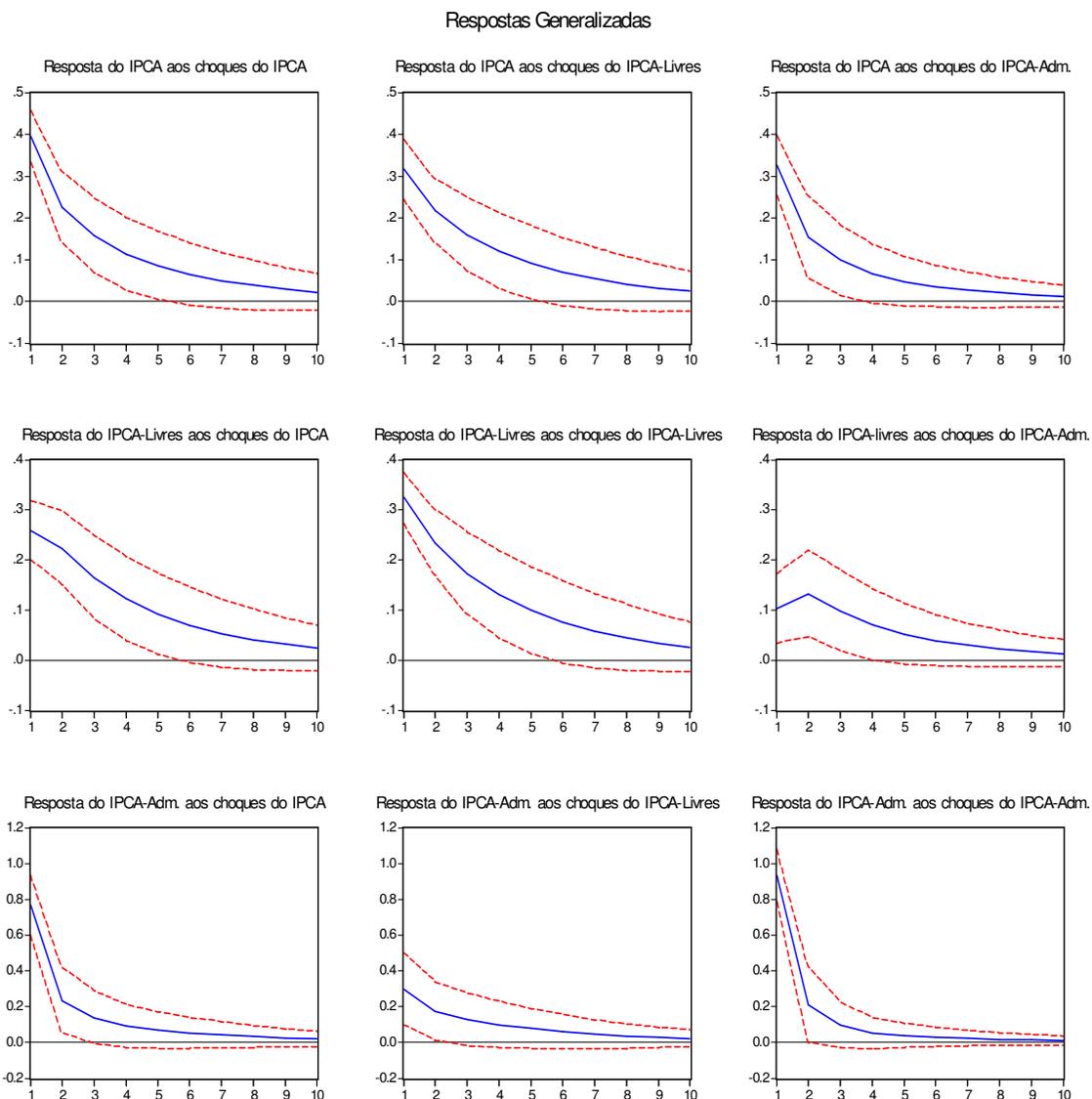


Figura 3.9
Funções Generalizadas de Resposta a Impulso: Inflação (1999-2006)



A Figura 3.9 reporta como as inflações do IPCA, preços livres e administrados influenciam umas às outras. Destaque especial para a resposta da inflação dos preços livres às perturbações advindas da inflação dos preços administrados (último gráfico da segunda linha). A relação é positiva, com tendência de alta no segundo período e persistência até o sexto. Por outro lado, choques inflacionários nos preços livres geram uma resposta positiva dos preços administrados, que começa a se dissipar imediatamente. Em outras palavras, movimentos nos preços administrados

provocam reações consideráveis na dispersão de preços relativos livres que perduram por mais tempo. Os comportamentos das respostas dos outros gráficos são aqueles esperados.

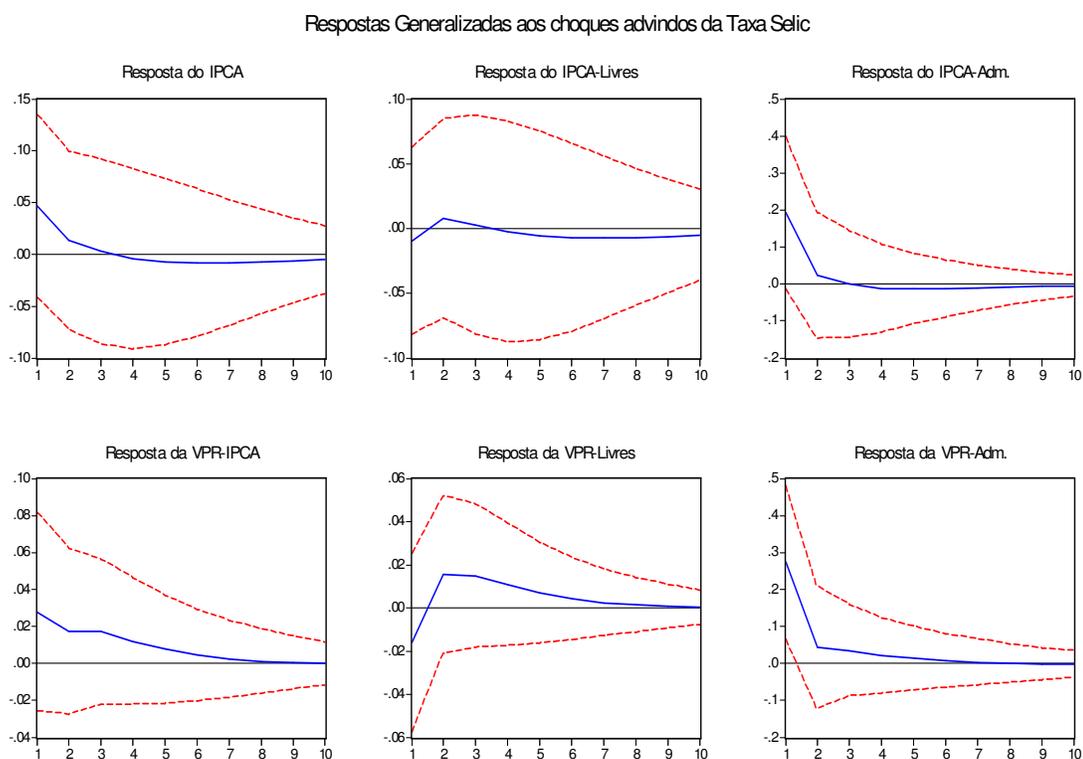
A segunda linha de gráficos da Figura 3.9 traz as respostas do IPCA-livres aos choques das diversas dispersões relativas de preços. Choques nas VPR do IPCA e dos preços livres provocam uma resposta positiva da inflação de preços livres que já começam a se dissipar imediatamente, sem contudo atingir uma convergência até o décimo mês. Por outro lado, perturbações da VPR-Administrados provocam uma resposta positiva da inflação de preços livres, que continua em ascensão no segundo mês, e só daí em diante inicia seu processo de convergência, que também não se completa até o décimo período. Novamente, este fato é mais uma comprovação da alta influência dos preços monitorados nos outros preços da economia. A terceira linha de gráficos mostra como a inflação dos preços administrados é influenciada pelos diversos tipos de dispersão de preços relativos. De uma maneira geral, as perturbações começam um processo de dissipação bem acentuado entre o primeiro e o segundo período, com uma convergência muito rápida. Se, por um lado, a influência da VPR-Administrados é muito forte na trajetória da inflação de preços livres, o contrário se percebe quando perturbações da VPR-Livres atingem a inflação de preços administrados.

3.5.3.2. O Papel da Taxa Selic

A Figura 3.10 destaca o papel da Selic no comportamento da inflação e da variabilidade dos preços relativos do IPCA, preços livres e preços administrados. A primeira linha de gráficos mostra que as respostas dos índices de preços, face a uma atuação da política monetária, são caracterizadas por elevações do IPCA e preços administrados e queda dos preços livres. Isso seria um sinal de que repique inflacionário do IPCA seria muito mais fruto da inflação dos preços administrados do que dos preços livres. A segunda linha de gráficos mostra a resposta das variações dos preços relativos face à perturbações não antecipadas da taxa de juros. Choques na Selic provocam respostas positivas da VPR-IPCA e VPR-Administrados, e uma reação negativa da VPR-Livres. Novamente, o controle da dispersão de preços, via taxa de juros, é mais forte para os preços livres, sendo os preços monitorados mais responsáveis pela variação positiva dos preços relativos da economia brasileira.

Figura 3.10

Funções Generalizadas de Resposta a Impulso: Taxa Selic (1999-2006)



3.6. Conclusão

Este artigo teve como proposta a análise empírica da correlação entre inflação e variabilidade de preços relativos no Brasil. Para este estudo, o foco foi o IPCA e suas desagregações em preços livres, administrados, além da taxa de juros básica da economia. O período de análise iniciou-se em 1995 e estendeu-se até meados de 2006. Não obstante, foi dada uma ênfase maior à fase posterior à implementação das metas inflacionárias (1999 a 2006), justamente para comparar com o período de fixação cambial.

Algumas conclusões importantes podem ser tiradas deste trabalho. Em primeiro lugar, fica comprovada a correlação positiva e significativa entre inflação e dispersão de preços relativos em todas as estimações feitas. Em segundo lugar, percebe-se uma queda da variabilidade de preços relativos após a implementação das metas inflacionárias. Terceiro, enfatizando o período das metas inflacionárias, pode-se perceber que somente os preços administrados são rígidos para baixo, ou

seja, há uma resposta assimétrica de preços para esta cesta bens. Quarto, a causalidade na direção inflação – variabilidade de preços relativos só é encontrada de forma robusta na análise do IPCA completo. Quinto, as funções de resposta aos impulsos mostram a grande influência dos preços administrados na determinação da dispersão de preços relativos e da inflação dos outros itens.

Referências Bibliográficas

- Bakhshi, H. (2002). Inflation and Relative Price Variability. *Economics Letters*, 76, p. 27–33.
- Ball, L. & Mankiw, N. G. (1994). Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations. *Economics Journal*, 104, p. 247-61.
- Ball, L. & Mankiw, N. G. (1995). Relative Price Changes as Aggregate Supply Shocks. *Quarterly Journal of Economics*, 110, p. 161-93.
- Barro, R. J. (1976). Rational Expectations and the Role of Monetary Policy. *Journal of Monetary Economics*, 110, p. 161-193.
- Bomberger, W. A. & Makinen, G. E. (1993). Inflation and Relative Price Variability: Parks' Study Reexamined. *Journal of Money, Credit and Banking*, 25, p. 854-861.
- Caglayan, M. & Filiztekin, A. (2001). *Relative Price Variability and Inflation: New Evidence from Turkey*. Mimeo.
- Caglayan, M. & Filiztekin, A. (2003). Nonlinear Impact of Inflation on Relative Price Variability. *Economics Letters*, 79(2), p. 213-218.
- Chang, E. C. & Cheng, J. W. (2000). Further Evidence on the Variability of Inflation and Relative Price Variability. *Economics Letters*, 66(1), January, p. 71-77.
- Chang, E. C. & Cheng, J. W. (2002). Inflation and Relative Price Variability: A Revisit. *Applied Economics Letters*, 9, p. 325-330.
- Cukierman, A. (1984). *Inflation, Stagflation, Relative Prices and Imperfect Information*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Dabus, C. (2000). Inflationary Regimes and Relative Price Variability: Evidence From Argentina. *Journal of Development Economics*, 62(2), p. 535-547.
- Danziger, L. (1987). Inflation, Fixed Cost of Price Adjustment, and Measurement of Relative-Price Variability: Theory and Evidence. *American Economic Review*, 77(4), p. 704-713.
- Debelle, G. & Lamont, O. (1997). Relative Price Variability and Inflation: Evidence from U.S. Cities. *The Journal of Political Economy*, 105(1), February, p. 132-152.
- Domberger, S. (1987). Relative Price Variability and Inflation: A Disaggregated Analysis. *The Journal of Political Economy*, 95(3), June, p. 547-566.
- Driffill, J.; Mizon, J. & Ulph, A. M. (1990). Costs of Inflation. In: Friedman, B. M. & Hahn, F. H. *Handbook of Monetary Economics*. Amsterdam: Elsevier Science Publishers, p. 1013-66.

- Fava, V. L. & Cyrillo, D. C. (1999). Inflação e Dispersão de Preços Relativos: Qual a Direção da Causalidade? *Economia Aplicada*, 3(3), p. 438-456.
- Fielding, D. & Mizen, P. (2000). Relative Price Variability and Inflation in Europe. *Economica*, 67(265), p. 57-78.
- Fischer, S. (1981). Relative Shocks, Relative Price Variability, and Inflation. *Brookings Papers on Economics Activity*, 2, p. 381-431.
- Gomes, C. & Aidar, O. (2005). Política Monetária no Brasil: Os Desafios do Regime de Metas de Inflação. *Economia Ensaios*, v. 19.
- Hamilton, J. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Hercowitz, Z. (1981). Money and the Dispersion of Relative Prices. *Journal of Political Economy*, 89, p. 328-56.
- Jaramilo, C. F. (1999). Inflation and Relative Price Variability: Reinstating Parks' Results. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 31(1), August, p. 375-385.
- Lach, S. & Tsiddon, D. (1992). The Behavior of Prices and Inflation: An Empirical Analysis of Disaggregated Price Data. *Journal of Political Economy*, 100(2), p. 349-89.
- Lach, S. & Tsiddon, D. (1993). The Effects of Expected and Unexpected Inflation on the Variability of Relative Prices. *Economics Letters*, 41(1), p. 53-56.
- Lucas Jr., R. E. (1973). Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs. *American Economic Review*, 63, p. 326-34.
- Mills, F. (1927). *The Behavior of Prices*. New York: Arno.
- Moura da Silva, A. & Kadota, D. K. (1982). Inflação e Preços Relativos: O Caso Brasileiro – 1970-79. *Estudos Econômicos*, 12, p. 249-262.
- Nath, H. K. (2004). Inflation and Relative Price Variability: Short-Run vs. Long-Run. *Economics Letters*, 82, p. 363–369.
- Nautz, D. & Scharff, J. (2005). Inflation and Relative Price Variability in a Low Inflation Country: Empirical Evidence for Germany. *German Economic Review*, 6(4), p. 507-523.
- Parks, R. W. (1978). Inflation and Relative Price Variability. *The Journal of Political Economy*, 86(1), February, p. 79-95.
- Parsley, D. (1996). Inflation and Relative Price Variability in the Short and Long Run: New Evidence from the United States. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 28(3), p. 323-341.
- Pesaran, M. H. & Shin, Y. (1998). Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models. *Economics Letters*, 58, 17-29.

- Resende, M. & Grandi, R. (1992). Inflação e Variabilidade dos Preços Relativos no Brasil: A Questão da Causalidade. *Revista Brasileira de Economia*, 46, p. 595-604.
- Romer, D. (2001). *Advanced Macroeconomics*. New York: McGraw-Hill/Irwin.
- Rotemberg, J. (1982). Monopolistic Price Adjustment and Aggregate Output. *Review of Economic Studies*, 49, p. 517–531.
- Rotemberg, J. (1983). Aggregate Consequences of Fixed Costs of Price Adjustment. *American Economic Review*, 73, p. 433–436.
- Sheshinski, E. & Weiss, Y. (1977). Inflation and Costs of Price Adjustment. *Review of Economic Studies*, 44, p. 287–303.
- Snowdon, B.; Vane, H. & Wynarczyk, P. (1994). *A Modern Guide to Macroeconomics*. Great Britain: Edward Elgar Publishing Limited.
- Tommasi, M. (1993). Inflation and Relative Prices: Evidence from Argentina. In: Sheshinski, E. & Weiss, Y. (eds). *Optimal Pricing, Inflation, and the Cost of Price Adjustment*. Cambridge and London: MIT Press.
- Van Hoomissen, T. (1988). Price Dispersion and Inflation: Evidence from Israel. *Journal of Political Economy*, 96(6), p. 1303-14.
- Vining, D. R. & Elwertowski, T. C. (1976). The Relationship Between Relative Prices and the General Price Level. *American Economic Review*, 66, p. 699-708.
- Weiss, Y. (1993). Inflation and Price Adjustment: A Survey of Findings from Micro-Data. In: Sheshinski, E. & Weiss, Y. (eds). *Optimal Pricing, Inflation, and the Cost of Price Adjustment*. Cambridge: MIT Press.

Anexo 1:

Descrição dos itens utilizados (1 = preço livre; 2 = preço administrado; 3 = preço – comercializáveis; 4 = preço – não comercializáveis)

Arroz (1,3), Feijão - mulatinho (1,4), Feijão - preto (1,4), Feijão - macassar (fradinho) (1,4), Feijão - jalo (enxofrão) (1,4), Feijão - roxo (1,4), Feijão - carioca (rajado) (1,4), Milho em grão (1), Milho em espiga (1), Farinhas, féculas e massas, Farinha de arroz (1,3), Aveia em flocos (1), Macarrão (1), Fubá de milho (1,3), Amido de milho (1), locos de milho (1), Farinha de trigo (1,3), Farinha vitaminada (1,3), Flocos de cereais (1), Fécula de mandioca (1), Farinha de mandioca (1,4), Cremogema (1), Massa para pizza (1,3), Massa para pastel (1,3), Massa para lasanha (1,3), Batata-doce (1,4), Batata-inglesa (1,4), Inhame (1,4), Mandioca (aipim) (1,4), Abóbora (1,4), Abobrinha (1,4), Chuchu (1,4), Jiló (1,4), Pepino (1,4), Pimentão (1,4), Quiabo (1,4), Tomate (1,4), Vagem (1,4), Beterraba (1,4), Cebola (1,4), Cenoura (1,4), Batata-baroa (1,4), Mandioquinha (batata-aipo) (1,4), Açúcar refinado (1,3), Açúcar cristal (1,3), Rapadura (1,3), Balas, chicletes, etc. (1,3), Chocolate em barra (1,3), Bombom (1,3), Geléia de frutas (1,3), Gelatina de frutas em pó (1,3), Geléia de mocotó (1,3), Mel de abelha (1,3), Sorvete (1,3), Achocolatado em pó (1,3), Doce de frutas em calda (1,3), Doce de frutas em pasta (1,3), Pamonha (1,3), Doce de leite (1,3), Adoçante artificial (1,3), Fruta seca (1,3), Beiju (1,3), Schmier de frutas (1,3), Alface (1,4), Chicória (1,4), Coentro (1,4), Couve (1,4), Couve-flor (1,4), Repolho (1,4), Cheiro-verde (1,4), Agrião (1,4), Almeirão (1,4), Cebolinha (1,4), Brócolis (1,4), Banana-da-terra (1,4), Abacaxi (1,4), Abacate (1,4), Banana - d'água (1,4), Banana - maçã (1,4), Banana - prata (1,4), Laranja - baía (1,4), Laranja - lima (1,4), Laranja - seleta (1,4), Limão (1,4), Maçã (1,4), Mamão (1,4), Manga (1,4), Maracujá (1,4), Melancia (1,4), Melão (1,4), Pêra (1,4), Pêssego (1,4), Acerola (1,4), Tangerina (1,4), Uva (1,4), Ameixa (1,4), Laranja - pêra (1,4), Morango (1,4), Cupuaçu (1,4), Tripa e bucho (1,3), Fígado (1,3), Carne de porco (1,3), Carne de carneiro (1,3), Cupim (1,3), Contrafilé (1,3), Filé mignon (1,3), Chã-de-dentro (1,3), Alcatra (1,3), Patinho (1,3), Lagarto redondo (1,3), Lagarto plano (1,3), Músculo (1,3), Pá (1,3), Acém (1,3), Peito (1,3), Costela (1,3), Filé de peixe (1,4), Peixe - anchova (1,4), Peixe - corvina (1,4), Peixe - cavalinha (1,4), Peixe - pescadinha (1,4), Peixe - tainha (1,4), Peixe - sardinha (1,4), Camarão (1,4), Peixe - vermelho (1,4), Peixe - cavala (1,4), Peixe - cocoroca (1,4), Peixe - dourado (1,4), Peixe - serra (1,4), Peixe - pargo (1,4), Peixe - pampo (1,4), Peixe - pescada (1,4), Peixe - cioba (1,4), Caranguejo (1,4), Peixe - arraia (1,4), Peixe - xerelete (1,4), Peixe - surubim (1,4), Peixe - albacora (1,4), Siri (1,4), Peixe - acará (1,4), Peixe - dourada (1,4), Peixe - filhote (1,4), Presunto (1,3), Bacon (1,3), Salsicha e salsichão (1,3), Lingüiça (1,3), Mortadela (1,3), Salame e salaminho (1,3), Bacalhau (1,3), Camarão seco salgado (1,3), Peixe - pirarucu - salgado (1,3), Carne-seca (1,3), Carne de porco salgada e defumada (1,3), Carne de hambúrguer (1,3), Frango (1,3), Peito de frango (1,3), Coxa de frango (1,3), Asa de frango (1,3), Ovo de galinha (1,4), Leite pasteurizado (1,3), Leite condensado (1,3), Leite em pó (1,3), Creme de leite (1,3), Iogurte (1,3), Queijo cremoso (1,3), Queijo-de-minas (1,3), Queijo prato (1,3), Queijo parmesão (1,3), Queijo mussarela (1,3), Manteiga (1,3), Leite fermentado (1,3), Queijo reino (1,3), Nata (1,3), Leite com sabor (1,3), Biscoito (1,3), Pão de milho (1,3), Pão francês (1,3), Pão doce (1,3), Pão de forma (1,3), Bolo (1,3), Massa para pão de queijo (1,3), Pão de queijo (1,3), Rosca doce (1,3), Torta doce (1,3), Óleo de soja (1,3), Azeite de oliva (1,3), Margarina vegetal (1,3), Suco de frutas (1,3), Polpa de açaí (1,3), Café moído (1,3), Café solúvel (1,3), Mate (1,3), Refrigerante (1,3), Cerveja (1,3), Outras bebidas alcoólicas (1,3), Vinho (1,3), Água mineral (1,3), Coco ralado (1,3), Ervilha em lata (1,3), Feijoada em lata (1,3), Sopa infantil (1,3), Palmito em conserva (1,3), Pepino em conserva (1,3), Sardinha em lata (1,3), Salsicha em lata (1,3), Carne de boi em lata (1,3), Sopa desidratada (1,3), Azeitona (1,3), Milho verde em lata (1,3), Atum em lata (1,3), Fermento (1,3), Maionese (1,3), Vinagre (1,3), Caldo concentrado (1,3), Cominho (1,3), Pimenta do reino (1,3), Tempero misto (1), Refeição pronta (1), Lanche para viagem (1), Refeição (1,4), Lanche (1,4), Café da manhã (1,4), Refrigerante (1,4), Cafezinho (1,4), Caldos (1,4), Cerveja (1,4), Chopp (1,4), Aguardente (1,4), Outras bebidas alcoólicas (1,4), Doces (1,4), Leite de coco (1,3), Massa de tomate (1,3), Alho (1,3), Sal refinado (1,3), Colorau (1,3), Caldo de tucupi (1,3), Aluguel residencial (1,4), Condomínio (1,4), Imposto predial (1), Taxa de água e esgoto (2), Compra de água (1), Mudança (1), Ferragens (1,3), Material de eletricidade (1,3), Material de pintura (1,3), Material de vidro (1), Tinta (1,3), Ferramentas (1,3), Vassoura (1,3), Saco para lixo (1,3), Água sanitária (1,3), Detergente (1,3), Sabão em pó (1,3), Desinfetante (1,3), Inseticida (1,3), Cera para assoalho (1,3), Sabão em barra (1,3), Esponja de limpeza (1,3), Desodorante ambiental (1,3), Limpador com amoníaco (1,3), Amaciante, alvejante (1,3), Polidor de metais (1,3), Papel toalha (1,3), Lustra móveis (1,3), Combustíveis (domésticos), Carvão vegetal (1), Gás de botijão (2), Gás encanado (2), Energia elétrica residencial (2), Móvel para sala (1,3), Móvel para quarto (1,3), Móvel para copa e cozinha (1,3), Colchão (1,3), Rede (1,3), Relógio despertador (1,3), Tapete (1,3), Cortina (1,3), Utensílios para copa e cozinha de metal (1,3), Utensílios para copa e cozinha de louça (1,3), Artigos de plástico (1,3), Garrafa térmica (1,3), Copo de vidro (1,3), Mamadeira (1,3), Bujão de gás vazio (1,3), Chupeta e bico (1,3), Filtro de água (1,3), Flores naturais (1,3), Artigos de jardinagem (1,3), Fósforos (1,3), Vela para iluminação (1,3), Espelho (1,3), Persiana (1,3),

Filtro de papel (1,3), Guardanapo de papel (1,3), Papel alumínio (1,3), Roupa de cama (1,3), Roupa de mesa (1,3), Roupa de banho (1,3), Refrigerador (1,3), Condicionador de ar (1,3), Máquina de costura (1,3), Máquina de lavar roupa (1,3), Ferro elétrico (1,3), Máquina de secar roupa (1,3), Liquidificador (1,3), Ventilador (1,3), Fogão (1,3), Lâmpada (1,3), Pilha (1,3), Freezer (1,3), Máquina de lavar louça (1,3), Batedeira (1,3), Ozonizador (1,3), Aspirador de pó (1,3), Chuveiro elétrico (1,3), Forno de microondas (1,3), Televisor (1,3), Aparelho de som (1,3), Vídeo-cassete (1,3), Vídeo-game (1,3), Microcomputador (1,3), Conserto de refrigerador e freezer (1,4), Conserto de aparelho de som (1,4), Conserto de vídeo-cassete (1,4), Conserto de máquina de lavar/secar roupa (1,4), Conserto de condicionador de ar (1,4), Reforma de estofado (1,4), Conserto de bomba d'água (1,4), Manutenção de caixa d'água, fossa, etc. (1,4), Calça comprida masculina (1,3), Terno (1,3), Agasalho masculino (1,3), Short e bermuda masculina (1,3), Cueca (1,3), Camisa masculina (1,3), Camiseta masculina (1,3), Meia masculina (1,3), Conjunto esportivo masculino (1,3), Aluguel de roupa masculina (1,3), Calça comprida feminina (1,3), Agasalho feminino (1,3), Saia (1,3), Vestido (1,3), Blusa (1,3), Meia feminina (1,3), Lingerie (1,3), Roupa de dormir feminina (1,3), Roupa de banho feminina (1,3), Bermuda e short feminino (1,3), Conjunto esportivo feminino (1,3), Camiseta feminina (1,3), Roupa infantil (1), Uniforme (1,3), Calça comprida infantil (1,3), Agasalho infantil (1,3), Vestido infantil (1,3), Short e bermuda infantil (1,3), Camisa infantil (1,3), Camiseta infantil (1,3), Meia infantil (1,3), Lingerie infantil (1,3), Fralda (1,3), Conjunto esportivo infantil (1,3), Cueca infantil (1,3), Macacão infantil (1,3), Conjunto de short e camiseta infantil (1,3), Conjunto de saia e blusa infantil (1,3), Roupa de banho infantil (1,3), Sapato masculino (1,3), Sapato feminino (1,3), Sapato infantil (1,3), Sandália / chinelo masculino (1,3), Sandália / chinelo feminino (1,3), Sandália / chinelo infantil (1,3), Bolsa e carteira feminina (1,3), Bolsa e carteira masculina (1,3), Tênis (1,3), Bijuteria (1,3), Jóia (1,3), Relógio de pulso (1,3), Tecido (1,3), Artigos de armarinho (1,3), Acortinado (1,3), Transporte público {Ônibus urbano (2), Táxi (2), Trem (2), Ônibus intermunicipal (2), Ônibus interestadual (2), Ferry-boat (2), Avião (2), Metrô (2), Navio (1), Barco (2), Transporte escolar (1,4)}, Automóvel novo (1,3), Emplacamento e licença (2), Seguro voluntário de veículo (1,4), Óleo (2), Acessórios e peças (1,3), Pneu e câmara-de-ar (1,3), Conserto de automóvel (1,4), Estacionamento (1), Pedágio (2), Lubrificação e lavagem (1,4), Compra de automóvel usado (1,4), Pintura de veículo (1,4), Motocicleta (1), Camioneta (1), Gasolina (2), Álcool (2,3), Óleo diesel (2), Anti-infeccioso e antibiótico (2), Analgésico e antitérmico (2), Anti-inflamatório e anti-reumático (2), Antigripal e antitussígeno (2), Hepatoprotetor (2), Antimicótico e parasiticida (2), Antialérgico e broncodilatador (2), Gastroprotetor (2), Vitamina e fortificante (2), Anticoncepcional e hormônio (2), Psicotrópico e anorexígeno (2), Hipotensor e hipocolesterínico (2), Material para curativo (2), Antidiabético (2), Lente de grau (1), Armação de óculos (1), Óculos sem grau (1), Lente de contato (1), Médico (1,4), Dentista (1,4), Aparelho dentário (1,4), Artigos ortopédicos (1,4), Tratamento psicológico e fisioterápico (1,4), Exame de laboratório (1,4), Hospitalização e cirurgia (1,4), Eletrodiagnóstico (1,4), Radiografia (1,4), Plano de saúde (2), Produto para cabelo (1,3), Lâmina de barbear (1,3), Creme para pele e bronzeador (1,3), Creme e fio dental (1,3), Produto para unhas (1,3), Perfume (1,3), Produto para limpeza de pele (1,3), Desodorante (1,3), Absorvente higiênico (1,3), Sabonete (1,3), Papel higiênico (1,3), Artigo de maquiagem (1,3), Costureira (1,4), Tinturaria e lavanderia (1), Manicure e pedicure (1,4), Barbeiro (1,4), Cabeleireiro (1,4), Empregado doméstico (1,4), Depilação (1,4), Massagem e sauna (1), Cartório (2), Despachante (1,4), Serviço funerário (1), Alfaiate (1), Serviço bancário (1,4), Conselho de classe (1,4), Cinema (1,4), Ingresso para jogo (1,4), Clube (1,4), Disco (1,3), Instrumento musical (1,3), Bicicleta (1,3), Alimento para cães (1,3), Brinquedos (1,3), Teatro (1), Aluguel de fita de videocassete (1), Boite, danceteria e discoteca (1,4), Jogos lotéricos (2), Aluguel de fita de vídeo-game (1,4), Motel (1,4), Bicicleta ergométrica (1), Material esportivo (1,3), Telesena (1), Fita de vídeo gravada (1), Bingo (1), Hotel (1), Arma de fogo (1), Excursão (1,4), Alimento para animais (exceto cães) (1,4), Cigarro (1,3), Máquina fotográfica (1,3), Filme e flash descartável (1,3), Revelação e cópia (1,4), Filmadora (1), Fita de vídeo virgem (1), Creche (1,4), Curso pré-escolar (1,4), Curso primeiro grau (1,4), Curso segundo grau (1,4), Curso terceiro grau (1,4), Cursos diversos (1,4), Livro didático (1,4), Livro e revista técnica (1,4), Jornal diário (1,4), Assinatura de jornal (1,4), Revista não técnica (1,4), Livro não didático (1,4), Caderno (1,3), Fotocópia (1,4), Artigos de papelaria (1,3), Correio (2), Telefone fixo (2), Telefone público (2), Telefone celular (2), TV a cabo (1,4), Aparelho telefônico (1,3).

Tabela 3.8

Resultados dos Testes de Seleção do Modelo VAR

Critério de Informação de Schwarz

Defasagem	Modelo 1	Modelo 2
0	3.780833	-3.938119*
1	1.873869*	-3.650971
2	2.038071	-2.007589
3	2.316689	-0.277916
4	2.556176	1.196886
5	2.788277	2.437564
6	3.075538	3.859889
7	3.308285	4.952667

Nota: “*” indica o modelo selecionado.

Também foram feitos testes de diagnósticos adicionais no sentido de detectar algum tipo de correlação nos modelos.

Para o modelo 2, em que o critério de Schwarz selecionou a defasagem zero, os testes de diagnósticos detectaram auto-correlação nos resíduos e, assim, a melhor especificação passou a ser aquela com 1 defasagem.

Anexo 2:

Modelos de Informação Imperfeita

Seja o seguinte modelo de informação imperfeita baseado em Romer (2001:267). Há muitos bens distintos na economia. Considere um produtor representativo de um bem 'i' com a seguinte função de produção individual:

$$Q_i = L_i \quad (3.9)$$

onde o termo da esquerda é o montante produzido e o termo da direita é a quantidade de trabalho. O consumo individual, C_i , deve igualar-se à renda que, por sua vez, iguala-se à receita, $P_i Q_i$, dividida pelo preço de mercado da cesta de bens, P , que é um índice de preços de todos os bens.

A utilidade depende positivamente do consumo e negativamente da quantidade trabalhada. Por simplicidade, ela pode ser da seguinte forma:

$$U_i = C_i - \frac{1}{\chi} L_i^\chi, \quad \chi > 1 \quad (3.10)$$

Assim, há uma utilidade marginal constante do consumo e uma desutilidade marginal decrescente do trabalho.

Quando o nível de preço agregado 'P' é conhecido, o problema de maximização do indivíduo fica bem simplificado. Basta substituir $C_i = P_i Q_i / P$ e $Q_i = L_i$ na equação (3.10) para chegar na seguinte utilidade:

$$U_i = \frac{P_i L_i}{P} - \frac{1}{\chi} L_i^\chi \quad (3.11)$$

Como os mercados são competitivos, por hipótese, o indivíduo escolhe L_i para maximizar sua utilidade tomando P_i e P como dados. A condição de primeira ordem é:

$$\frac{P_i}{P} - L_i^{\chi-1} = 0 \quad (3.12)$$

ou

$$L_i = \left(\frac{P_i}{P} \right)^{1/(\chi-1)} \quad (3.13)$$

Transformando a equação (3.13) acima em logaritmos:

$$\ell_i = \frac{1}{\chi-1} (p_i - p) \quad (3.14)$$

Assim, a oferta de trabalho e a produção do indivíduo são crescentes no preço relativo de seu produto.

Considerando, agora, nosso caso de interesse em que os produtores observam os preços de seus próprios bens mas não observam o nível de preço agregado. Primeiramente, definimos o preço relativo de um bem 'i' como $r_i = p_i - p$:

$$\begin{aligned} p_i &= p + (p_i - p) \\ p_i &= p + r_i \end{aligned} \quad (3.15)$$

Assim, em logs, a variável que o indivíduo observa (o preço de seu bem) iguala-se à soma do nível de preço agregado e o preço relativo do bem.

O indivíduo gostaria de basear sua decisão de produção somente em r_i , que não é observado e, assim, deve ser estimado. Para simplificar a análise, pode-se assumir que o agente consegue encontrar a expectativa de r_i dado p_i e, desta maneira, ele produz a quantidade que ele produziria se a estimativa fosse a correta. Assim, a equação (3.14) torna-se:

$$\ell_i = \frac{1}{\chi - 1} E[r_i | p_i] \quad (3.16)$$

Certamente, este comportamento do 'equivalente-certo' não é idêntico à maximização da utilidade esperada pois, de um modo geral, a escolha da utilidade maximizadora de r_i depende não somente da estimativa individual de r_i mas também da incerteza do agente quanto a r_i . Contudo, esta hipótese de que os agentes usam a equivalência certa simplifica a análise e não tem efeito sobre a mensagem central do modelo.

A segunda hipótese simplificadora é que o produtor encontra a expectativa de r_i dado p_i , de forma racional. Ou seja, $E[r_i | p_i]$ é, por hipótese, a expectativa verdadeira de r_i dado p_i e a distribuição conjunta efetiva das duas variáveis.

Para facilitar o cálculo $E[r_i | p_i]$, assume-se que o choque monetário 'm' e os choques nas demandas por bens individuais (os z_i 's) são normalmente distribuídos. O choque monetário tem uma média de $E[m]$ e uma variância σ_m . Os z_i 's têm média zero e variância σ_z , e são independentes de m . Desta forma, estas hipóteses implicam que p e r_i são normais e independentes. Como $p_i = p + r_i$, p_i é normal, sua média é a soma das médias de $p + r_i$ e sua variância é a soma das variâncias de $p + r_i$. Isso também significa que as médias de p e r_i , $E[p]$ e $E[r]$ são iguais a $E[m]$ e zero respectivamente, e suas variâncias, σ_p e σ_r , são funções de σ_m e σ_z e de outros parâmetros do modelo.

O problema do indivíduo é encontrar a expectativa de r_i dado p_i . Como ambos são normalmente distribuídos, a expectativa daquele é uma função linear da observação deste. Assim, $E[r_i | p_i]$ será:

$$E[r_i | p_i] = \rho + \lambda p_i \quad (3.17)$$

Neste caso particular, onde p_i é igual a r_i mais uma variável independente, a equação acima toma a seguinte forma específica:

$$E[r_i | p_i] = -\frac{\sigma_r}{\sigma_r + \sigma_p} E[p] + \frac{\sigma_r}{\sigma_r + \sigma_p} p_i \quad (3.18)$$

$$E[r_i | p_i] = \frac{\sigma_r}{\sigma_r + \sigma_p} (p_i - E[p])$$

Esta equação mostra que se p_i é igual à sua média, então a expectativa de r_i iguala-se à sua média (que é zero). Segundo, esta equação mostra que a expectativa de r_i é maior (menor) que sua média se p_i for maior (menor) que sua média. Terceiro, a fração do desvio de p_i de sua média, que é estimada para ser devido ao desvio de r_i de sua média, é $\sigma_r/(\sigma_r + \sigma_p)$, que é a fração da variância geral de $p_i(\sigma_r + \sigma_p)$ que é devido à variância de $r_i(\sigma_r)$.

A este problema de expectativas condicionais dá-se o nome de problema da extração do sinal. A variável que o indivíduo observa, p_i , é igual ao sinal, r_i , mais o ruído, p . A equação (3.18) mostra como o agente pode melhor extrair uma estimativa do sinal da observação de p_i . A razão entre σ_r e σ_p é conhecida como razão sinal-ruído (*signal-to-noise ratio*).

Substituindo (10) em (8) obtém-se a oferta de trabalho do agente:

$$\ell_i = \frac{1}{\chi - 1} \frac{\sigma_r}{\sigma_r + \sigma_p} (p_i - E[p]) \equiv b(p_i - E[p]). \quad (3.19)$$

Tirando a média desta equação entre os produtores, e utilizando as definições de y e p , chega-se à expressão para o produto, que é a Curva de Oferta de Lucas. Ela mostra que o desvio do produto de seu nível normal (que é zero no modelo) é uma função crescente da surpresa observada no nível de preço.

$$b(p - E[p]). \quad (3.20)$$

O Modelo de Ball & Mankiw (1994) de Custo de Menu

O modelo de Ball & Mankiw é de equilíbrio parcial em que a tendência de inflação e os custos de ajustamento de preços produzem respostas assimétricas a choques observados na economia.²² Por hipótese, há uma única firma cujo preço relativo desejado, em logs, é p_i , o preço nominal desejado pela firma é $p + p_i$, onde p é o nível de preço agregado (em logs). Há uma taxa de

²² Somente abordaremos o caso de um choque, mas os autores avançam com outras discussões importantes.

inflação constante π , que a firma toma como exógena. O nível de preço no período 't' é $p_t = \pi t$. Os autores consideram várias hipóteses acerca da dinâmica de p_i .

O ajuste de preços ocorre da seguinte forma. A cada período par, após observar o p_i corrente, a firma determina um preço único para aquele período e para o período ímpar. Contudo, a firma não se compromete totalmente em manter o preço em ambos os períodos. Ela pode fazer um ajustamento extra num período ímpar bastando, para isso, pagar um custo de menu C , que é pago sempre que há um grande choque em p_i .

A função perda de um período da firma é:

$$(q - q^*)^2 + DC \quad (3.21)$$

onde q é o preço efetivo da firma, $q \equiv p + p_i$ é o preço desejado da firma, e D é uma *dummy* igual a 1 se há o pagamento do custo de menu. A firma escolherá os preços dos períodos pares e se irá fazer ajustes nos períodos ímpares para minimizar a média de sua perda, sem descontos. Se ela ajustar no período ímpar, ela escolherá o q^* corrente, pois o preço dura por um período somente. Finalmente, os autores fazem uma simplificação ao assumirem que o custo de menu C excede $\pi^2/2$. Sem esta hipótese, a firma ajustaria nos períodos ímpares mesmo sem a presença de perturbações.

Com a suposição de um único choque (*a one-time shock*), os autores assumem que o preço relativo desejado ' p_i ' é zero naquele período e têm expectativa de permanecer constante. Como o choque não é antecipado pela firma, ela espera que seu preço nominal para o período zero perdue até o período 1. O preço nominal ótimo da firma, $p + p_i$, é igual a zero no período zero, com expectativa de aumento para π no período 1. Dada sua perda quadrática, a firma escolhe o preço de $\pi/2$, que é a média dos dois preços desejados.

No período 1 há uma surpresa e o preço relativo desejado da firma muda para $p_i \neq 0$. Para determinar a resposta da firma, os autores consideram o ajuste de preço desejado da firma (ignorando, por enquanto, o custo de menu). O preço ótimo *ex post* é $\pi + p_i$, e o preço efetivo ao entrar no período é $\pi/2$. O ajustamento desejado é a diferença entre os dois:

$$\text{Ajuste Desejado} = \frac{\pi}{2} + p_i \quad (3.22)$$

Note que o ajuste desejado é assimétrico pois, como $\pi/2$ é positivo, o valor absoluto deste ajuste é maior para um ' p_i ' positivo que para um ' p_i ' negativo. Intuitivamente, pode-se dizer que, na ausência de choques, a inflação no período 1 faz com que o preço desejado da firma ' q^* ' passe seu preço efetivo ' q '. Um p_i positivo força ' q^* ' para mais longe de ' q ', criando um ajuste desejado maior. Por outro lado, um ' p_i ' negativo reduz ' q^* '. Neste caso, o choque compensa a necessidade de

tentar alcançar a inflação, fazendo com que a firma deseje uma mudança de preço relativamente menor.

Este comportamento assimétrico nos ajustes desejados de preços leva a um comportamento similar nos ajustes efetivos. Com custo de menu, a firma faz seu ajuste desejado ou mantém seu preço fixo. Se ela não ajustar, o valor de sua função perda será:

$$(q - q^*)^2 = \left(\frac{\pi}{2} + p_i\right)^2 \quad (3.23)$$

Se ela ajustar, sua perda será o custo de menu C . Assim, a firma falhará em ajustar se:

$$C > \left(\frac{\pi}{2} + p_i\right)^2 \quad (3.24)$$

Esta condição é equivalente a:

$$p_i \in \left[-\sqrt{C} - \frac{\pi}{2}, \sqrt{C} - \frac{\pi}{2}\right] \quad (3.25)$$

onde $\sqrt{C} - \pi/2$ é positivo pela hipótese de que $C > \pi^2/2$. Assim, a firma não consegue ajustar os preços para uma gama de perturbações, que são assimétricas, isto é, o limite inferior é maior em valor absoluto que o limite superior.

Livros Grátis

(<http://www.livrosgratis.com.br>)

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)
[Baixar livros de Matemática](#)
[Baixar livros de Medicina](#)
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)
[Baixar livros de Meteorologia](#)
[Baixar Monografias e TCC](#)
[Baixar livros Multidisciplinar](#)
[Baixar livros de Música](#)
[Baixar livros de Psicologia](#)
[Baixar livros de Química](#)
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)
[Baixar livros de Serviço Social](#)
[Baixar livros de Sociologia](#)
[Baixar livros de Teologia](#)
[Baixar livros de Trabalho](#)
[Baixar livros de Turismo](#)