UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

POLÍTICA MONETÁRIA E INDICADORES MACROECONÔMICOS DA REGIÃO
METROPOLITANA DE SÃO PAULO

Flávio Cysneiros Sanematsu

Orientadora: Profa. Dra. Vera Lucia Fava

SÃO PAULO

2006

Profa. Dra. Suely Vilela
Reitora da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Carlos Roberto Azzoni
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Prof. Dr. Joaquim José Martins Guilhoto
Chefe do Departamento de Economia

Prof. Dr. Dante Mendes Aldrighi
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia

FLÁVIO CYSNEIROS SANEMATSU

**POLÍTICA MONETÁRIA E INDICADORES MACROECONÔMICOS DA REGIÃO
METROPOLITANA DE SÃO PAULO**

Dissertação apresentada ao Departamento de
Economia da Faculdade de Economia,
Administração e Contabilidade da
Universidade de São Paulo como requisito
para a obtenção do título de mestre em
Economia

Orientadora: Profa. Dra. Vera Lucia Fava

SÃO PAULO

2006

FICHA CATALOGRÁFICA

Elaborada pela Seção de Processamento Técnico do SBD/FEA/USP

Sanematsu, Flávio Cysneiros

Política monetária e indicadores macroeconômicos
da região metropolitana de São Paulo / Flávio Cysneiros
Sanematsu . – São Paulo, 2006.

90 p.

Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, 2006
Bibliografia

1. Política monetária 2. Econometria 3. Macroeconomia I.
de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Conta-
bilidade. II. Título.

CDD – 332.46

**A meus pais, Paulo e Lúcia, e à minha irmã,
Paula.**

Acima de tudo, agradeço a meus pais, Paulo e Lúcia, pelo apoio incondicional na busca de meus objetivos, e à minha irmã, Paula, que, mesmo longe durante o período de minha pós-graduação, sempre me deu os maiores exemplos de luta e garra pela busca de suas metas.

Em um trabalho dessa envergadura sempre cometemos a injustiça de esquecer de agradecer a pessoas que foram importantes ao longo desse trajeto. Tentando minimizar essa injustiça, gostaria de expressar aqui os meus mais sinceros agradecimentos a todos aqueles que, de alguma forma, contribuíram para a concretização deste trabalho. Algumas pessoas, no entanto, não podem deixar de ser mencionadas:

Minha orientadora, Profa. Dra. Vera Lucia Fava, sempre disposta a ajudar na realização do trabalho, em especial da parte empírica deste trabalho. Também merecem destaque os membros de minha banca de qualificação, Prof. Dr. Gilberto Tadeu Lima e Prof. Dr. Heron Carlos Esvael do Carmo, pelas críticas e sugestões apresentadas, possibilitando o aprimoramento do trabalho e de seus resultados finais.

O Prof. Dr. Joaquim José Martins Guilhoto, pelas generosas palavras de incentivo nos momentos de dificuldades e de dúvidas, que deram forças para cruzar esses difíceis caminhos. Todos os colegas do Programa de Pós-Graduação em Economia com quem tive o prazer de conviver ao longo desse período, e que muito colaboraram para tornar mais agradável essa longa jornada.

Os professores do Programa de Pós-Graduação, que muito contribuíram para meu aprimoramento intelectual.

O grande amigo desde os tempos de graduação em economia, Daniel Luís Moreli Rocha, que muito contribuiu para que realizasse esse trabalho, especialmente a parte empírica.

Márcia, Erminda, Beth e a equipe da seção de pós-graduação, em especial a Valéria, pela paciência e atenção em atender aos alunos.

Hugo Saito, meu chefe na Concórdia Corretora de Valores, que não somente foi incentivador constante na elaboração deste trabalho, mas também permitiu minha dedicação a ele incondicionalmente.

Finalmente, agradeço à FIPE, Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas, pelo suporte financeiro, e também à FAPESP, Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo, por todo o apoio ao projeto e pelo suporte financeiro.

RESUMO

Este estudo investiga as possíveis relações entre a política monetária brasileira e variáveis macroeconômicas que abrangem apenas a Região Metropolitana de São Paulo (RMSP) durante o período de janeiro de 2000 a agosto de 2005, período esse caracterizado pelo regime de metas inflacionárias. O objetivo dessa investigação é tentar compreender se, dadas as diferenças entre a economia brasileira e a economia da RMSP, a dinâmica dos indicadores dessa região segue a trajetória esperada pela autoridade monetária ao formular a política monetária. Com base em modelos de vetores auto-regressivos (VAR), são encontrados indícios de que a atividade econômica da RMSP é sensível a choques na política monetária. Ao longo do regime de metas inflacionárias, a dinâmica das taxas de inflação corrente para os índices de preços dessa região, o IPC-FIPE e o IPCA-RMSP, não dá evidências claras de que são afetadas pela política monetária, mas as encontradas para a trajetória das expectativas de inflação de 12 meses indicam que as expectativas respondem a choques na política monetária. Por outro lado, a política monetária nacional não se mostrou sensível a choques na atividade econômica da RMSP, mas se mostrou sensível a choques inflacionários nos preços da região. Em relação ao *pass-through* do câmbio sobre os preços da RMSP, os índices de preços cheios absorvem o impacto mais rapidamente do que os preços livres. No entanto, os últimos respondem a choques na taxa de câmbio de forma mais distribuída ao longo do tempo do que os primeiros.

ABSTRACT

This work investigates the relationships between Brazilian monetary policy and macroeconomic variables covering only the São Paulo Metropolitan Area (SPMA) during the inflation targeting regime (2000:01 to 2005:08). This investigation seeks to comprehend if, given the differences between the Brazilian and SPMA economy, the dynamic of macroeconomic indicators of this region complies with the trajectory expected by the monetary authority when it formulates its policy. Based on vector autoregressive (VAR) estimations, it was found pieces of evidence that economic activity in SPMA is sensitive to shocks to monetary policy. During the inflation targeting regime, current inflation-rates dynamic, namely IPC-FIPE and IPCA-RMSP, does not seem to be affected by monetary policy, but 12-month expected inflation-rates seem to be responsive to shocks to monetary policy. On the other hand, national monetary policy does not seem responsive to shocks to economic activity of SPMA, but it is sensitive to inflationary shocks to price indexes of SPMA. Regarding the exchange-rate pass-through, it was found that headline price indexes absorb exchange-rates shocks more rapidly than market price indexes. However, the latter respond to exchange-rates shocks more smoothly than the former.

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS.....	2
LISTA DE GRÁFICOS.....	3
INTRODUÇÃO.....	4
CAPÍTULO 1. MOTIVAÇÃO E REVISÃO DA LITERATURA.....	7
1.1 Motivação e Justificativa.....	7
1.2 Revisão da Literatura Empírica para o Brasil.....	10
1.3 O Histórico do Regime de Metas de Inflação.....	12
CAPÍTULO 2. METODOLOGIA E DADOS.....	16
2.1 Metodologia VAR.....	16
2.2 Especificação dos Modelos VAR e Fontes dos Dados.....	19
2.3 Inflação de Índices Cheios vs. Inflação de Índices Livres e as Expectativas de Inflação.....	24
CAPÍTULO 3. RESULTADOS.....	28
3.1 Testes de Raiz Unitária.....	28
3.2 Análise das Funções de Resposta ao Impulso (FIR).....	32
3.2.1 Resposta das Variáveis Macroeconômicas da RMSP a Choques na Taxa de Juros.....	33
3.2.2 Resposta da Taxa de Juros a Choques nas Variáveis Macroeconômicas da RMSP.....	37
3.2.3 Resposta da Taxa de Inflação à Taxa de Câmbio (<i>Pass-Through</i>).....	41
CONCLUSÕES.....	42
REFERÊNCIAS.....	45
APÊNDICE.....	49
A.1 Preços Monitorados IPCA e IPC-FIPE.....	49
A.2 Cômputo das Taxas de Inflação dos Índices Livres.....	50
A.3 Análise das Funções de Resposta ao Impulso.....	51
A.4 Correlogramas das Séries.....	55
A.5 Funções de Resposta ao Impulso.....	67

LISTA DE TABELAS

Tabela 1.1 – Participação Relativa e Taxa de Crescimento por Setor.....	9
Tabela 2.1 – Variáveis Adotadas.....	22
Tabela 2.2 – Modelos VAR Estimados.....	23
Tabela 3.1 – Testes de Dickey-Pantula.....	30
Tabela 3.2 – Testes ADF.....	30
Tabela 3.3 – Testes KPSS.....	31
Tabela A.1 – Preços Monitorados IPCA e IPC-FIPE.....	49

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1.1 – Crescimento Real do PIB Brasileiro e da RMSP.....	8
Gráfico 1.2 – Taxas de Inflação para o Brasil e RMSP – IPCA.....	9
Gráfico 2.1 – Índices Cheio e Livre do IPCA da RMSP – Variação 12 Meses.....	25
Gráfico 2.2 – Taxa de Inflação Mensal dos Índices Cheios – IPCA RMSP e IPC-FIPE.....	27
Gráfico 2.3 – Taxa de Inflação Mensal dos Índices Livres – IPCA RMSP e IPC-FIPE.....	27
Gráfico 3.2.1 – Resposta do Desemprego à Taxa de Juros.....	33
Gráfico 3.2.2 – Resposta da Utilização de Capacidade à Taxa de Juros.....	34
Gráfico 3.2.3 – Resposta da Produtividade Industrial à Taxa de Juros.....	35
Gráfico 3.2.4 – Resposta da Taxa de Inflação à Taxa de Juros.....	36
Gráfico 3.2.5 – Resposta da Taxa de Câmbio à Taxa de Juros.....	37
Gráfico 3.2.6 – Resposta da Taxa de Juros ao Desemprego.....	37
Gráfico 3.2.7 – Resposta da Taxa de Juros à Utilização de Capacidade.....	38
Gráfico 3.2.8 – Resposta da Taxa de Juros à Produtividade Industrial.....	39
Gráfico 3.2.9 – Resposta da Taxa de Juros à Taxa de Inflação.....	40
Gráfico 3.2.10 – Resposta da Taxa de Juros à Taxa de Câmbio.....	40
Gráfico 3.2.11 – Resposta da Taxa de Inflação à Taxa de Câmbio.....	41

INTRODUÇÃO

Em macroeconomia, a presença ou não de efeitos sobre os indicadores reais de produção e sobre o nível de preços gerados pela condução da política monetária é tema recorrente. O presente trabalho não fugirá deste tema. No entanto, ele será abordado sob um novo recorte, ainda que se lance mão da abordagem dos modelos de vetores auto-regressivos (VAR), largamente utilizada em estudos empíricos na área de macroeconomia.

O trabalho se propõe a avaliar empiricamente os efeitos da política monetária sobre indicadores econômicos da Região Metropolitana de São Paulo (RMSP) durante o regime de metas inflacionárias. Apesar de a condução da política monetária através da escolha da taxa de juros de curto prazo não fazer distinção entre as diferentes regiões do país, a tentativa de compreender como indicadores de atividade e de inflação da RMSP irão se comportar perante tal condução é o interesse central deste trabalho. Uma vez realizados os testes empíricos, poderemos checar se a política monetária tem efeito sobre os níveis de preços e de atividade dessa região.

A Região Metropolitana de São Paulo é formada por 39 municípios¹ do Estado de São Paulo, incluindo a capital paulista. Nesta região residem 48% de toda a população do Estado e 53% de toda a atividade econômica estadual, mensurada pelo produto interno bruto de cada um dos municípios, acontece na RMSP de acordo com os cálculos do PIB Municipal elaborado pela Fundação SEADE. Apenas estes dados, contudo, podem não representar a importância que essa região tem para a economia brasileira. Cerca de 11% da população brasileira residem na RMSP. No entanto, aproximadamente 17% do PIB brasileiro são gerados nesta região. Além de ser uma região que concentra uma parcela considerável do produto brasileiro, a RMSP apresenta características bastante distintas do restante do país. Se, por um lado, a agropecuária no Brasil representa cerca de 8% do PIB, na RMSP esse setor da economia é virtualmente inexistente. Por outro lado, a RMSP tem uma vocação muito mais voltada para os setores industriais e, principalmente, de serviços do que o resto do país. Por sua participação na composição do PIB brasileiro e pelas características de sua economia serem bastante

¹ São eles: Arujá, Barueri, Biritiba-Mirim, Caieiras, Cajamar, Carapicuíba, Cotia, Diadema, Embu, Embu-Guaçu, Ferraz de Vasconcelos, Francisco Morato, Franco da Rocha, Guararema, Guarulhos, Itapeverica da Serra, Itapevi, Itaquaquecetuba, Jandira, Jquitiba, Mairiporã, Mauá, Mogi das Cruzes, Osasco, Pirapora do Bom Jesus, Poá, Ribeirão Pires, Rio Grande da Serra, Salesópolis, Santa Isabel, Santana de Parnaíba, Santo André, São Caetano do Sul, São Lourenço da Serra, São Paulo, Suzano, Taboão da Serra e Vargem Grande Paulista.

diferentes do restante do país, acreditamos que seria interessante analisar quais as relações entre a política monetária brasileira e indicadores macroeconômicos restritos à RMSP.

Para que essa avaliação se torne possível, utilizaremos variáveis de política monetária que tenham abrangência nacional, como a taxa de câmbio comercial (R\$/US\$) e a taxa de juros básica anualizada (Selic), variável esta considerada como o principal instrumento de política pela própria autoridade monetária desde a adoção do regime de metas inflacionárias. Os indicadores de nível de atividade da RMSP são o desemprego e o nível de utilização da capacidade industrial, e os de nível de preços são o IPC-FIPE e o IPCA-IBGE da RMSP.

Desde meados de 1994, com a adoção do Plano Real, tornou-se objetivo principal dos gestores da política monetária brasileira a busca e manutenção da estabilidade de preços, o que de fato foi possível de ser atingido, principalmente quando comparado a períodos anteriores, em que existiam a hiperinflação e a indexação.

Sob a vigência do Real, o Banco Central adotou dois regimes monetários distintos. O primeiro regime utilizou uma política de bandas cambiais, o que fazia com que a taxa de câmbio flutuasse dentro de intervalos bastante restritos, chegando a ser praticamente um regime de câmbio fixo (havia a possibilidade de mini-desvalorizações entre bandas cambiais). Neste regime, a estabilidade de preços seria alcançada através da manutenção do poder de compra do Real em nível elevado. As ações da autoridade monetária estavam concentradas no mercado cambial, através da compra e venda de dólares. A taxa de juros tinha como objetivo a atração de capitais externos para equilibrar o Balanço de Pagamentos à taxa de câmbio pretendida pelo Banco Central. Dessa forma, a política monetária se tornara passiva, subordinada à meta cambial. Este regime não resistiu a sucessivas crises financeiras nos países emergentes – México, Tigres Asiáticos e Rússia. Essas crises dispararam fortes ataques especulativos ao Real, gerando significativos déficits no Balanço de Pagamentos, o que fez com que o Brasil abandonasse a política de bandas cambiais.

Com o fim deste regime em janeiro de 1999 e a conseqüente flutuação da taxa cambial, o Banco Central decidiu adotar o regime de metas inflacionárias (*inflation targeting*)². A busca

² Formalmente, o regime de metas inflacionárias foi adotado em 1º de Julho de 1999. No período entre janeiro e julho de 1999 o país ainda trabalhava na definição de um novo regime monetário a ser adotado. Neste período o Brasil experimentou forte depreciação cambial, aceleração da inflação, descrença na continuidade da

da estabilidade de preços neste regime se dá pela condução ativa da política monetária, de forma a induzir a trajetória da inflação a se manter dentro das metas estabelecidas. Para conduzir a política monetária, a principal variável é a taxa básica de juros de curto prazo (Selic).

O período estudado neste trabalho compreende os meses de janeiro de 2000 a agosto de 2005. Portanto, em todo o período analisado o regime monetário era o de metas inflacionárias. Neste trabalho buscaremos analisar não somente se os indicadores macroeconômicos da RMSP respondem de forma condizente à política monetária, mas também se alterações nesses indicadores podem fazer com que o Banco Central brasileiro altere a política monetária.

O trabalho segue dividido da seguinte forma: no Capítulo 1 apresentamos a motivação ao trabalho e fazemos uma breve revisão da literatura sobre a aplicação da metodologia de vetores auto-regressivos (VAR) para o estudo empírico e também sobre o histórico do regime de metas inflacionárias; o Capítulo 2 é dedicado à metodologia e aos dados empregados na parte empírica; os resultados obtidos são discutidos no Capítulo 3.

estabilidade de preços e deterioração dos fundamentos macroeconômicos. A diretoria do Banco Central que implementou o sistema de metas inflacionárias foi empossada em 4 de março e teve como tarefa inicial acalmar os mercados financeiros para em seguida poder implementar o novo regime.

CAPÍTULO 1. MOTIVAÇÃO E REVISÃO DA LITERATURA

Este capítulo é dedicado a apresentar a motivação que justifica a realização do presente trabalho, que, em poucas palavras, pode ser descrito como uma tentativa de compreender como os indicadores de preços e de atividade econômica da Região Metropolitana de São Paulo (RMSP) reagem à política monetária no regime de metas inflacionárias.

Além disso, faremos uma breve revisão da literatura sobre trabalhos empíricos para o Brasil que adotam a mesma metodologia por nós utilizada e também descrevemos de forma sucinta o histórico do modelo de metas inflacionárias no Brasil e em outros países que o adotaram.

1.1 Motivação e Justificativa

A questão central que motiva este trabalho é: apesar de ser apenas uma região do Brasil, as variáveis macroeconômicas da Região Metropolitana de São Paulo se comportam de forma condizente com a política monetária nacional?

Os principais fatores que justificam nossos esforços em tentar compreender se a dinâmica macroeconômica da RMSP está em linha com a política monetária são: a importância econômica dessa região; o comportamento distinto entre as taxas de inflação e, especialmente, a taxa de crescimento real do produto dessa região e o do resto do país; e a maior concentração nessa região dos setores industrial e de serviços, enquanto a agropecuária é virtualmente inexistente nessa região.

A importância econômica da RMSP pode ser resumida pela a apresentação de apenas alguns dados, ainda que sua importância pudesse ser mostrada por uma diversidade de outros indicadores. Apesar de ocupar menos de 0,1% do território nacional, vivem na RMSP cerca de 11% da população brasileira e aproximadamente 17% do PIB nacional são produzidos nessa região³. Além disso, essa é uma das regiões de maior importância na composição do IPCA nacional, índice de preços adotado como alvo pela autoridade monetária para estipular as metas inflacionárias.

³ A fonte dos dados para o PIB da RMSP é a Fundação SEADE, *in* Produto Interno Bruto – PIB Municipal, disponível em www.seade.gov.br.

Se analisarmos apenas os anos de 2000 a 2003, período para o qual há disponibilidade de dados referentes ao produto interno da RMSP, podemos ver no gráfico 1.1 que o seu comportamento foi bastante distinto do comportamento do PIB brasileiro. Essa diferença nas taxas de crescimento levanta a questão de se os indicadores de atividade econômica da RMSP são sensíveis ou não à política monetária.

Gráfico 1.1 Crescimento Real do PIB Brasileiro e da RMSP⁴

A análise da dinâmica da taxa de juros nominal brasileira e das taxas de crescimento da RMSP gera indícios interessantes de que a atividade econômica nessa região pode ser bastante sensível à condução da política monetária. Em 2000, a trajetória da taxa básica de juros brasileira foi de queda e a economia da RMSP apresentou taxa de crescimento positiva. Nos dois anos subsequentes a taxa nominal de juros foi elevada, atingindo ao final de 2002 e início de 2003 não só as maiores taxas do período, mas também foi nesse período que sua escalada se deu de forma mais intensa por causa do temor de ruptura do modelo econômico vigente com a possível eleição do candidato da oposição. Nesse período, a economia da RMSP encolheu, principalmente no ano de 2002. Passado o temor de ruptura do modelo econômico com a posse do novo governo e a manutenção do modelo econômico, a taxa nominal de juros voltou a cair e, ao final de 2003, já estava em patamares menores do que quando iniciou sua trajetória de alta, em meados do ano anterior. Neste ano, a economia da RMSP voltou a apresentar uma taxa de crescimento positiva.

⁴ Para o cálculo do crescimento do produto real, deflacionamos o produto nominal pela taxa de inflação anual do IPCA tanto para os dados brasileiros como para os dados da RMSP.

Mesmo que em menor medida do que nas taxas de crescimento do produto, os índices de preços da RMSP também apresentam dinâmica distinta do restante do país como podemos observar no gráfico 1.2 para o IPCA, levantando a questão da sensibilidade entre a política monetária nacional e os índices de preços da RMSP.

Gráfico 1.2 Taxas de Inflação para o Brasil e RMSP – IPCA

Outro fator que também motiva a realização deste trabalho é a diferença na composição do PIB da RMSP quando comparada à do PIB nacional, conforme mostrado na tabela 1.1. Se, por um lado, a RMSP apresenta uma vocação muito maior para o setor industrial e, principalmente, o de serviços, por outro lado, a agropecuária é virtualmente inexistente em seu território. Como a política monetária nacional deve levar em conta a estrutura econômica nacional, acreditamos que seria interessante analisar se economia da RMSP, de composição bastante diferente à do Brasil, segue uma dinâmica condizente com a política monetária.

Tabela 1.1 Participação Relativa e Taxa de Crescimento por Setor

	2000		2001		2002		2003	
	Brasil	RMSP	Brasil	RMSP	Brasil	RMSP	Brasil	RMSP
% Agropecuária	7,66%	0,14%	7,98%	0,31%	8,23%	0,38%	9,40%	0,19%
Tx. Cr. Ac. Brasil	2,77%		8,90%		13,71%		37,04%	
% Indústria	36,07%	42,27%	35,87%	40,91%	36,04%	39,92%	36,79%	42,92%
Tx. Cr. Ac. Brasil	12,14%		13,39%		15,37%		24,30%	
% Serviços	56,27%	57,59%	56,15%	58,79%	55,73%	59,71%	53,81%	56,89%
Tx. Cr. Ac. Brasil	2,38%		3,89%		4,43%		6,42%	

1.2 Revisão da Literatura Empírica para o Brasil

Esta seção é dedicada a uma breve revisão da literatura que trabalhou com dados empíricos para o Brasil, e que, por sua vez, costuma tomar como base estudos realizados para outros países. Assim como pretendemos realizar na parte empírica de nosso trabalho, o método de estimação dos trabalhos revisados aplicava a metodologia de vetores auto-regressivos (VAR).

Um dos primeiros trabalhos realizados para estimar os efeitos da política monetária sobre indicadores de inflação e nível de atividade no Brasil foi Minella (2001). Neste trabalho, o autor realiza a estimação através de um modelo de vetor auto-regressivo (VAR) para três diferentes períodos da economia brasileira, abrangendo os anos de 1975 a 2000. Como critério para dividir sua amostra total em três subperíodos o autor considerou que no primeiro, de 1975 a 1985, a inflação vinha crescendo, porém em menor magnitude do que no seguinte. Este período foi por ele denominado de inflação moderadamente crescente (“moderately-increasing inflation”). O subperíodo subsequente, de 1985 a 1994, é denominado como de alta taxa de inflação, onde ela crescia a taxas bastante altas. Nesse período, a tentativa de combate à inflação se deu através de diversos programas heterodoxos de tentativas de estabilização dos preços, que foram bem-sucedidos apenas momentaneamente. Finalmente, o último subperíodo compreende o Plano Real, 1994 a 2000. Para a realização desse trabalho, o autor utilizou as séries de produção industrial do IBGE para medir o nível de atividade, o IGP-DI para trabalhar com inflação, a taxa de juros SELIC e o agregado monetário M1. Comparando com nosso trabalho, ele não utilizou a taxa de câmbio, mas utilizou um agregado monetário, variável que não utilizamos. Consideramos a taxa de câmbio em nosso trabalho para tentar captar o efeito do *pass-through* do câmbio.

Entre os resultados encontrados pelo autor, cabe menção o fato de que a política monetária apresenta efeitos sobre os índices de preços e também possui efeitos reais para todos os períodos em análise. A política monetária se tornou mais efetiva conforme caíram as taxas de inflação e a inércia inflacionária. Outro resultado por ele encontrado é o de que a taxa de juros não respondia ativamente, ou pelo menos rapidamente, a inovações nas taxas de inflação e no produto. No entanto, a taxa de juros durante o Real mostrou responder ativamente a crises externas. Finalmente, ele encontrou evidências de que a taxa de juros e a moeda são negativamente correlacionadas.

O motivo pelo qual decidimos adotar a taxa de câmbio foi a possível presença do *pass-through* da variação cambial à inflação. Este argumento é discutido em trabalho posterior de Freitas *et al.* (2002 A, 2003) em que eles realizam a estimação do *pass-through* do câmbio através da estimação de um VAR. Neste trabalho os autores estão preocupados em analisar o regime de metas inflacionárias adotado no Brasil em meados de 1999, após a ocorrência da crise cambial em janeiro daquele ano, em que a flutuação cambial se tornou mais intensa. Os resultados encontrados foram que o *pass-through* do câmbio é bem maior para os preços administrados do que para os preços livres.

Um trabalho que busca tratar apenas do período de vigência do Plano Real é Arquete e Jayme Jr. (2003). Neste trabalho os autores estão preocupados em estimar uma função de reação da política monetária por uma regra de Taylor. Entre os resultados encontrados, temos que o BC brasileiro combate os choques através de uma política monetária gradual em vez de lançar mão de deslocamentos bruscos da taxa de juros em um único período. Outra característica da atuação do BC é que a política monetária não reage com rapidez a choques na taxa de inflação. A presença de efeitos da política monetária sobre variáveis reais também se mostrou significativa entre os períodos de 2 a 6 meses após o choque. Para fins de controle de inflação, contudo, os autores argumentam que a política monetária se mostrou ineficaz, podendo até provocar sobre a inflação movimentos contrários aos que seriam esperados, isto é, esperar-se-ia que a inflação reagisse em direção oposta à direção da inovação na política monetária. Quanto à persistência da inflação, o resultado obtido foi que ela se mostrou pequena, de apenas um trimestre para o período do Plano Real.

Outro estudo empírico do comportamento das variáveis macroeconômicas brasileiras perante a condução da política monetária é Araujo (2003). O período em análise vai de agosto de 1994 a dezembro de 2002, cobrindo, portanto, tanto o período em que o regime era o de bandas cambiais quanto os três primeiros anos do regime de metas inflacionárias. Neste trabalho, a autora aplica a metodologia VAR para comparar o poder preditivo da taxa de juros e dos agregados monetários sobre variáveis reais e de inflação com o objetivo de saber qual delas é melhor previsor da economia. A variável com a melhor capacidade de prever o curso futuro da economia seria a melhor candidata potencial a instrumento de política monetária.

Através do uso de testes de causalidade de Granger e de decomposição da variância dos modelos VAR, a autora conclui que não só a taxa de juros é melhor previsor do que os agregados monetários, mas também é mais efetiva em influenciar a trajetória das variáveis reais de atividade econômica e de inflação.

No que tange à inflação, no entanto, esse trabalho encontrou indícios de que a taxa de juros pode não ser capaz de neutralizar os efeitos de choques externos sobre os índices de preços. Isso porque ao decompor a variância prevista da inflação, a parcela que se deve aos choques externos é maior do que a devida a choques na taxa de juros. O maior impacto dos choques externos sobre a trajetória futura da inflação pode se tornar um empecilho ao sucesso da autoridade monetária em cumprir as metas inflacionárias estipuladas tendo como instrumento de política apenas a taxa de juros.

1.3 O Histórico do Regime de Metas de Inflação

A formulação da política monetária através do arcabouço do regime de metas inflacionárias ocorreu como um desenvolvimento do regime de bandas cambiais, que foi o modelo que vigorou desde o final da década de 1970 e início da década de 1980 em países europeus (*Exchange Rate Mechanism*) como um mecanismo intermediário para a União Monetária Européia.

O regime de bandas cambiais tinha como vantagem teórica frente a outros modelos macroeconômicos de política monetária a aliança entre as vantagens dos câmbios fixo e flutuante, pois estabelecia estreitos intervalos entre os quais a taxa de câmbio poderia oscilar. No entanto, a fragilidade desse regime estava em direcionar a política monetária para a manutenção do equilíbrio externo através da estabilidade da taxa de câmbio. Quando ocorriam crises de credibilidade, a moeda doméstica se tornava bastante suscetível a ataques especulativos.

Na tentativa de contornar a fragilidade da taxa de câmbio como âncora para a política monetária, as autoridades monetárias passaram a ter que buscar novas alternativas de âncoras nominais para a formulação de suas políticas. Uma das possíveis alternativas seria traçar metas em relação a algum agregado monetário, como fazem os EUA e o Japão, por exemplo. A adoção de agregados monetários como alvo para as metas tinha como desvantagens o fato

de as evidências empíricas mostrarem que os preços nominais não se ajustam instantaneamente, a dificuldade de comunicação com o público, normalmente pouco familiarizado com os agregados monetários e, principalmente, a possibilidade de baixa correlação entre o agregado monetário e a taxa de inflação que, no limite, é a variável alvo de qualquer política monetária que busque a estabilidade de preços. A dificuldade em compreender e avaliar a atuação dos gestores da política monetária acaba por reduzir a credibilidade da política, o que tende a fazer com que ela tenha eficácia reduzida.

Como o objetivo primordial da autoridade monetária deve ser a manutenção da estabilidade de preços, a adoção da taxa de inflação como âncora nominal para a formulação da política monetária foi o desenvolvimento subsequente à fixação de metas sobre os agregados, dando origem ao regime de metas inflacionárias (*inflation targeting*). Esses modelos apresentam a vantagem de admitir, em geral, a possibilidade de *trade-off* no curto prazo entre inflação e nível de atividade.

O primeiro país a implementar esse regime foi a Nova Zelândia em 1990. Em seguida vieram Canadá em 1991, Reino Unido em 1992, Suécia e Finlândia em 1993, Austrália e Espanha em 1994. Chile e Israel combinam o regime de metas inflacionárias com o *crawling peg* da taxa de câmbio. Em virtude da adoção do Euro, Finlândia e Espanha deixaram o grupo. De acordo com Mishkin e Schmidt-Hebbel (2001) podem se somar ao conjunto de países que implementaram o regime de metas inflacionárias, apesar das muitas diferenças em como o regime foi adotado, África do Sul, Colômbia, México, Peru, República Tcheca, Coreia do Sul, Suíça e Tailândia, além do Brasil.

Após compararem os diversos países que adotam o regime de metas inflacionárias, Mishkin e Schmidt-Hebbel (2001) constataram que esse regime deve ter como alicerces: a ausência de outras âncoras nominais, um comprometimento institucional com a estabilidade de preços, a ausência de dominância fiscal (a política monetária não pode estar restringida pela política fiscal), a independência do instrumento de política (isto é, o Banco Central deve ter independência pelo menos operacional sobre o instrumento utilizado para atingir a meta acordada) e transparência e monitoramento da política monetária.

No Brasil, assim como ocorrera nos países europeus, o modelo que precedeu o regime de metas de inflação foi o de bandas cambiais. O primeiro estágio do Plano Real, de julho de

1994 até dezembro de 1998 pode ser caracterizado como o período de vigência do regime de bandas cambiais. A adoção desse regime teve como principal objetivo buscar atingir a estabilidade de preços através da redução de importante fonte de inércia inflacionária, a indexação de preços e salários.

Outras medidas, contudo, também foram tomadas visando à eliminação das elevadas taxas de inflação que existiam até então. De acordo com Bogdanski *et al.* (2000), cabe destacar a redução do setor público através de privatizações, o que possibilitou melhorar a provisão de serviços como telecomunicações e um aumento da eficiência na operação de empresas que passaram para o controle do capital privado, a ampliação da abertura comercial através da redução de tarifas de importação e eliminação de barreiras não-tarifárias e o saneamento do sistema financeiro nacional, que poderia eliminar os esforços de controle da inflação através de uma crise de credibilidade no sistema bancário.

Por falta de força política, o governo brasileiro não conseguiu aprofundar o ajuste fiscal no período em que o plano Real ainda operava sob o regime de bandas cambiais. Este seria o ponto vulnerável dessa primeira fase do plano Real. Com a crise da Rússia em agosto de 1998, a moeda brasileira acabou sofrendo um ataque especulativo fundamentado na falta de sustentabilidade fiscal das finanças estaduais, pois, com os pleitos para governador de estado em 1998, alguns governos estaduais subseqüentes não se comprometiam a manter ou aumentar o aperto fiscal que vinha sendo praticado, principalmente no quesito das dívidas dos estados com a União. O ápice da crise ocorreu com o pedido de moratória da dívida do Estado de Minas Gerais, gerando uma crise de confiança entre os agentes de mercado que levou a fortes pressões sobre as reservas cambiais em janeiro de 1999. Com isso, o Banco Central se viu forçado a permitir que o Real flutuasse em relação ao dólar em 15 de janeiro, acabando com o regime de bandas cambiais.

A liberalização da flutuação cambial sob uma forte crise de credibilidade fez com que a taxa de câmbio oscilasse bastante e a inflação acelerou, o que trouxe à tona a crença de que ocorreria uma deterioração dos fundamentos macroeconômicos. Nesse ínterim, a nova diretoria do Banco Central, que foi empossada em março de 1999, já trabalhava para a formulação e adoção do regime de metas inflacionárias. O governo brasileiro, por sua vez, foi bem-sucedido na aprovação de um pacote de ajustamento fiscal, principalmente pelo aumento da arrecadação fiscal, para reduzir a probabilidade de o país cair na armadilha da dominância

fiscal, o que inviabilizaria o regime de metas inflacionárias. Entre as medidas tomadas nesse período e que já indicavam o direcionamento da política monetária para o regime de metas inflacionárias estavam a adoção do viés na taxa básica de juros, que permitia à autoridade monetária alterá-la antes da próxima reunião do Comitê de Política Monetária (COPOM), e a divulgação de uma breve explicação das medidas adotadas na reunião logo após seu encerramento.

Formalmente, o regime de metas inflacionárias foi adotado no Brasil em 1º de julho de 1999 através da publicação do Decreto 3088 do Banco Central, de 21 de junho de 1999. O índice escolhido como alvo das metas foi o Índice de Preços ao Consumidor Ampliado (IPCA) do IBGE.

As metas inflacionárias no Brasil foram reduzidas gradualmente. Elas foram estipuladas em 8%, 6% e 4% com intervalos de tolerância de 2% acima e abaixo da meta para 1999, 2000 e 2001, respectivamente. O argumento que sustentou a fixação de metas decrescentes foi que a inflação havia se elevado por causa de um choque transitório e não devido a arrefecimento do processo inflacionário. No primeiro caso, a taxa de inflação apresenta uma única elevação sem que haja novas pressões altistas; no segundo, o processo de aceleração inflacionária é contínuo. Em 2002 a meta central foi fixada em 3,5%, mantendo-se o intervalo de 2% acima e abaixo. A partir de 2003, o intervalo de oscilação foi ampliado de 2% para 2,5%. As metas centrais foram estipuladas em 3,5% (2002), 8,5% (2003), 5,5% (2004), 5,1% (2005)⁵. Até o fim de 2005, a inflação realizada esteve fora do intervalo estipulado em três desses anos (2001 a 2003). Nesses anos, o presidente do Banco Central precisou redigir uma carta aberta ao Ministro da Fazenda explicando os motivos pelos quais a meta deixou de ser atingida.

Para propiciar o monitoramento e compreensão pelos agentes de mercado e aumentar a transparência da condução da política monetária, o Banco Central passou a divulgar, logo após as reuniões do COPOM, um comunicado à imprensa em que explica brevemente as razões pelas quais as medidas foram adotadas. Além disso, as atas das reuniões são divulgadas uma semana após a reunião e ainda é publicado um relatório de inflação (*Inflation Report*) trimestralmente discutindo os principais tópicos relacionados ao desempenho do regime de metas inflacionárias.

⁵ A partir de 2006, o intervalo de oscilação voltou a ser de 2% e o centro da meta foi estipulado para 4,5% a.a. em 2006, 2007 e 2008.

CAPÍTULO 2. METODOLOGIA E DADOS

Neste capítulo apresentamos a metodologia a ser empregada na parte empírica de nosso trabalho, a metodologia de vetores auto-regressivos (VAR). Uma vez apresentada a metodologia, passaremos à apresentação dos dados a serem utilizados.

2.1 Metodologia VAR

A metodologia de vetores auto-regressivos (VAR) é largamente utilizada na realização de estudos empíricos na área da macroeconomia com interesse na compreensão de modelos multivariados. A virtude dessa metodologia está em captar a dinâmica existente entre as diferentes séries temporais através da formulação de um sistema de equações em que cada série é explicada por defasagens dela própria e de todas as outras variáveis do modelo. Com base nesse instrumental estatístico poderemos inferir as relações que esse trabalho se propõe a estudar.

Os modelos VAR podem ser expressos da seguinte forma:

$$A_0 Z_t = k + \sum_{i=1}^l A_i Z_{t-i} + u_t,$$

em que Z_t é o vetor coluna de n variáveis no instante t , A_0 e A_i são matrizes de coeficientes, k é um vetor coluna de constantes e, l é o número de defasagens e u_t é um vetor de termos de erros não correlacionados, sob a hipótese de que $E(u_t u_t')$ é uma matriz diagonal. O VAR em forma reduzida é obtido pela pré-multiplicação por A_0^{-1} :

$$Z_t = c + \sum_{i=1}^l B_i Z_{t-i} + e_t,$$

em que $c = A_0^{-1} k$, $B_i = A_0^{-1} A_i$ (para $i = 1, \dots, l$) e $e_t = A_0^{-1} u_t$ um vetor de ruídos brancos com matriz de covariância $\Phi = A_0^{-1} E(u_t u_t') (A_0^{-1})'$.

Dentro da metodologia VAR poderíamos optar entre duas abordagens. A primeira seria a de modelos VAR estrutural. Na modelagem estrutural são impostas restrições sobre alguns

parâmetros do sistema com base em hipóteses da teoria econômica para que o modelo se torne identificado. No entanto, de acordo com Bernanke e Blinder (1992), a inferência se torna bastante sensível à escolha da especificação do modelo e das hipóteses de identificação. Outra alternativa é a utilização da abordagem recursiva, que será adotada neste trabalho.

Um sistema VAR recursivo é um sistema linear que faz com que os termos de erro em cada uma das equações sejam não correlacionados com os termos de erro das equações subseqüentes⁶.

Como o objetivo central do trabalho é mensurar os efeitos da condução da política monetária sobre indicadores da RMSP, torna-se crucial avaliar como a variável de política monetária influenciará os indicadores da RMSP. Para isso, suponha que a economia possa ser representada pela seguinte estrutura⁷:

$$Y_t = \sum_{i=0}^l B_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^l C_i p_{t-i} + v_t^y \quad (1)$$

$$p_t = \sum_{i=0}^l D_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^l g_i p_{t-i} + v_t^p \quad (2)$$

em que Y é um vetor de variáveis macroeconômicas e p é o indicador de política monetária, em nosso caso, a taxa básica de juros nominal. Dessa forma, a equação (1) descreve as relações estruturais entre as variáveis macroeconômicas e a equação (2) prevê o estado corrente da variável de política com base em seu comportamento passado (até l defasagens) e dos outros indicadores macroeconômicos. Os vetores v_t^y e v_t^p são distúrbios ortogonais.

Apresentado dessa forma, o sistema (1)-(2) não é identificado. Uma possibilidade de torná-lo identificado é assumir que a variável de política p só participa da equação (1) com os valores defasados, ou seja, assumiremos que $C_0 = 0$. Dessa forma, o VAR recursivo é ordenado com a variável de política em último lugar. Isso significa assumir que as ações de política monetária não afetam as variáveis macroeconômicas dentro do período corrente. Manipulando as equações (1) e (2) junto à hipótese de $C_0 = 0$ chegamos ao seguinte sistema:

⁶ A estrutura recursiva implica que a primeira variável na ordenação afeta contemporaneamente as outras variáveis, mas não é afetada contemporaneamente por choques nas variáveis subseqüentes. A segunda variável não afeta contemporaneamente a primeira, mas afeta as variáveis ordenadas depois dela, e assim por diante.

⁷ O modelo apresentado segue Bernanke e Blinder (1992).

$$Y_t = (I - B_0)^{-1} \left[\sum_{i=1}^l B_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^l C_i p_{t-i} + v_t^y \right] \quad (1')$$

$$p_t = \sum_{i=1}^l \left[D_0 (I - B_0)^{-1} B_i + D_i \right] Y_{t-i} + \sum_{i=1}^l \left[D_0 (I - B_0)^{-1} C_i + g_i \right] p_{t-i} + v_t^p + D_0 (I - B_0)^{-1} v_t^y \quad (2')$$

Nesse sistema, v_t^p é o choque na variável de política monetária. Agora, no entanto, a variável de política também é afetada por choques contemporâneos nas variáveis macroeconômicas por v_t^y . A estimação do sistema VAR recursivo utiliza as equações (1') e (2').

A ordenação da taxa de juros em último no sistema possibilita mensurar os efeitos da política monetária sobre a RMSP mesmo que ela não seja exógena. Isso porque já se encontra pré-determinada dentro do período em relação às outras variáveis, implicando que só terá efeito sobre os indicadores da RMSP nos períodos subseqüentes. Dessa forma, a resposta estrutural dessas variáveis da RMSP à política monetária pode ser compreendida através de choques (inovações) na taxa de juros.

Uma segunda possibilidade para identificar o sistema (1)-(2) é assumir que as variáveis macroeconômicas Y só participam da equação (2) com os valores defasados, isto é, assumimos que $D_0 = 0$, de forma que o VAR recursivo é ordenado com a taxa de juros em primeiro. Sob essa hipótese, os choques sobre os indicadores da RMSP não teriam impacto contemporâneo sobre a taxa de juros. A manipulação do sistema (1)-(2), assumindo que $D_0 = 0$ gera o sistema:

$$Y_t = (I - B_0)^{-1} \left[\sum_{i=1}^l (B_i + C_0 D_i) Y_{t-i} + \sum_{i=1}^l (C_0 g_i + C_i) p_{t-i} + v_t^y \right] \quad (1'')$$

$$p_t = \sum_{i=1}^l D_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^l g_i p_{t-i} + v_t^p \quad (2'')$$

Ao ordenar a taxa de juros em primeiro, o objetivo é considerar que as variáveis macroeconômicas não afetam contemporaneamente a taxa de juros, mas são por elas afetadas no mesmo período de um choque na taxa de juros. Uma vez que não estamos trabalhando com os indicadores macroeconômicos utilizados pela autoridade monetária para a formulação da política monetária e sim com os dados de uma sub-região do país, consideramos que também seria relevante a análise de modelos com essa ordenação, pois implica que as variáveis

macroeconômicas da RMSP não têm nenhum efeito contemporâneo sobre a variável de política.

No presente trabalho, realizaremos a análise dos modelos VAR recursivos assumindo essas duas ordenações para tentar compreender o comportamento dos indicadores econômicos da RMSP em relação à política monetária adotada no regime de metas inflacionárias.

2.2 Especificação dos Modelos VAR e Fontes dos Dados

A parte empírica propriamente dita de nosso trabalho consiste na estimação dos modelos VAR para a RMSP⁸. Conforme já explicitado na seção anterior, optamos por trabalhar com modelos VAR recursivos com duas ordenações distintas. Na primeira, ordenamos a variável de política, no caso, a taxa básica de juros, depois das variáveis macroeconômicas da RMSP. Na outra ordenação a taxa de juros foi posicionada antes dos indicadores macroeconômicos em questão. As variáveis macroeconômicas da RMSP que foram utilizadas nos modelos são: duas variáveis de nível de atividade, uma variável que busca captar a evolução da produtividade industrial, uma medida da taxa de inflação na RMSP e a taxa de câmbio⁹. As variáveis de nível de atividade utilizadas em cada modelo foram o nível de utilização da capacidade instalada da indústria do Estado de São Paulo e uma das medidas de desemprego da RMSP, ou a taxa de desemprego propriamente dita ou a taxa de desemprego aberto. Todas essas variáveis foram dessazonalizadas. A princípio, a principal variável para a mensuração do nível de atividade seria a taxa de desemprego. Contudo, acreditamos que, além de uma medida de desemprego, uma variável de utilização de capacidade industrial deveria ser incorporada ao modelo em razão de que possíveis movimentos de expansão (contração) da atividade de caráter temporário são acomodados pela maior (menor) utilização da capacidade instalada¹⁰. Como o nível de utilização da capacidade instalada não é medido para a RMSP, utilizamos esse indicador para o Estado de São Paulo, calculado pela FIESP, como *proxy* para

⁸ Devido à presença de séries integradas de primeira ordem, chegamos a aplicar a análise de cointegração, cuja vantagem em relação aos modelos VAR é permitir captar relações de longo prazo entre as variáveis não-estacionárias. No entanto, os resultados encontrados nos modelos cointegrados não se mostraram de acordo com a teoria econômica, talvez por causa do reduzido número de observações.

⁹ Não empregamos variáveis de política fiscal na parte empírica de nosso trabalho, apesar de que elas podem ter impacto sobre as variáveis de atividade econômica e de inflação, pois nosso objetivo central é analisar as relações entre a política monetária e as variáveis macroeconômicas da RMSP. Se optássemos por incluir variáveis fiscais, deveríamos considerar não somente os impactos da política fiscal de abrangência nacional, como também as de abrangência estadual e municipal para cada um dos municípios.

¹⁰ Chegamos a empregar como medida de atividade econômica alternativa à utilização de capacidade instalada as vendas reais da indústria no Estado de São Paulo. Contudo, os modelos estimados com essa variável apresentaram resultados piores do que quando a utilização de capacidade foi empregada.

o nível de utilização de capacidade da RMSP. Em todos os modelos estimados a utilização da capacidade instalada estava presente. As variáveis de taxa de desemprego foram utilizadas alternativamente com o objetivo de tentar captar possíveis diferenças em suas dinâmicas¹¹.

A inclusão nos modelos da variável de produtividade industrial, calculada como a razão entre as vendas reais da indústria e o pessoal ocupado na produção industrial, deve-se ao fato de que choques na taxa de juros, ou em outras variáveis macroeconômicas como a taxa de câmbio, que estimulem (retraiam) a atividade econômica podem ser acomodados em um primeiro momento por um aumento (redução) da produtividade industrial. Além disso, na presença de um choque positivo na produtividade industrial, que faz com que haja aumento da produção industrial, tudo o mais constante, a autoridade monetária não precisaria atuar na tentativa de frear a expansão econômica, pois esse aumento de produtividade não deveria trazer pressões inflacionárias. A variável de produtividade industrial foi utilizada na primeira diferença em todos os modelos estimados¹².

Em cada um dos modelos estimados foi incluída uma das diferentes taxas de inflação sobre os índices de preços da RMSP¹³ com o objetivo de tentar captar suas dinâmicas perante alterações nas outras variáveis, especialmente na taxa de juros. Nosso objetivo é tentar compreender como cada taxa de inflação irá responder a choques dados nas outras variáveis tanto no que diz respeito à intensidade da resposta quanto à velocidade e duração desses impactos. Como é recomendável que os componentes do modelo VAR sejam todos estacionários, utilizamos as taxas de inflação corrente em nível, enquanto que as séries de expectativas de taxa de inflação foram empregadas em primeira diferença.

O principal motivo que explica a inclusão da taxa de câmbio em nossa modelagem é a mensuração do *pass-through* da variação cambial para as taxas de inflação. Para empregá-la nos modelos VAR estimados, a série da taxa de câmbio foi transformada pelo logaritmo natural para contornar o problema de heterocedasticidade e em seguida foi aplicado o operador de primeira diferença para tornar a série estacionária.

¹¹ Vale destacar que a série de desemprego propriamente dita está sendo tratada como $I(0)$ e a taxa de desemprego aberto como $I(1)$, conforme será apresentado no próximo capítulo.

¹² No próximo capítulo apresentamos os resultados dos testes de raiz unitária, que respaldam a utilização de cada variável em nível ou em primeira diferença.

¹³ Dedicamos a próxima seção desse capítulo à discussão das diferentes taxas de inflação (índices cheios, índices livres e expectativas de inflação de 12 meses).

A variável de taxa de juros foi incluída em todos os modelos como a variável de política da autoridade monetária. Em alguns modelos essa variável foi utilizada em seu próprio nível e em outros modelos a especificamos na primeira diferença em função da dúvida quanto à possível presença ou não de raiz unitária em sua série.

Além dessas variáveis econômicas, incluímos uma variável binária que assume o valor um para o mês de outubro de 2002 e zero para todos os outros meses. A inclusão dessa variável se justifica pois foi neste mês que se realizou a eleição presidencial. Ao longo de 2002, a possível vitória do candidato da oposição gerou a expectativa de ruptura do modelo econômico que vinha sendo adotado, o que ocasionou forte depreciação da moeda brasileira e elevação tanto das taxas de inflação corrente como das expectativas de inflação, que atingiu seu ápice no mês em que efetivamente ocorreram as eleições, outubro de 2002. Em um intervalo de apenas dois meses o Real chegou a perder 22% de seu valor frente ao dólar. A forte depreciação cambial fez com que a autoridade monetária decidisse pela elevação da taxa básica de juros em três pontos percentuais na reunião do Comitê de Política Monetária.

As séries que serão utilizadas para a construção dos modelos VAR são apresentadas na tabela 2.1, assim como suas respectivas fontes e nomenclaturas a serem adotadas na parte empírica do trabalho. A tabela 2.2 apresenta os modelos VAR estimados. Cada um dos modelos foi estimado assumindo duas ordenações distintas: em uma, a taxa de juros era ordenada após as variáveis macroeconômicas da RMSP; na outra, o juro era ordenado antes delas.

Ordenamos as variáveis macroeconômicas da RMSP da seguinte forma: em primeiro colocamos as variáveis de atividade econômica, mais especificamente a variável de desemprego e depois a de utilização de capacidade; a produtividade industrial; a taxa de inflação e a taxa de câmbio. Chegamos a testar ordenações alternativas a essas para alguns dos modelos, mas os resultados não mostraram alterações significativas, de forma que seguiremos a apresentação do trabalho com a ordenação mencionada.

Tabela 2.1 – Variáveis Adotadas

Tipo de Variável	Variável	Fonte	Unidade	Sigla
Taxa de Câmbio	Taxa de câmbio comercial para compra: real (R\$) / dólar americano (US\$) – média	Banco Central do Brasil, Boletim, Seção Balanço de Pagamentos (BCB Boletim/BP)	(R\$ / US\$)	exca
Taxa de Juros	Taxa de juros - Selic acumulada no mês anualizada	Banco Central do Brasil, Departamento de Operações de Mercado Aberto (DEMAB)	(%)	iaa
	Utilização da capacidade instalada na indústria no Estado de São Paulo	Federação e Centro das Indústrias do Estado de São Paulo, Levantamento de Conjuntura (Fiesp)	(%)	nuci
Nível de Atividade	Taxa de desemprego na RMSP	Sistema Estadual de Análise de Dados e Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Sócio-Econômicos, Pesquisa de Emprego e Desemprego (Seade e Dieese/PED)	(%)	des
	Taxa de desemprego aberto na RMSP	Sistema Estadual de Análise de Dados e Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Sócio-Econômicos, Pesquisa de Emprego e Desemprego (Seade e Dieese/PED)	(%)	desa
	Vendas Reais - Indústria - SP - Índice (jan 2003 = 100) (A)	Federação e Centro das Indústrias do Estado de São Paulo, Levantamento de Conjuntura (Fiesp)		vendar
Produtividade Industrial	Pessoal Ocupado na Produção - Indústria - SP - Índice (jan 2003 = 100) (B)	Federação e Centro das Indústrias do Estado de São Paulo, Levantamento de Conjuntura (Fiesp)		pesoc
	Produtividade = (A) / (B)	Federação e Centro das Indústrias do Estado de São Paulo, Levantamento de Conjuntura (Fiesp)		prod
	Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) da RMSP - Preços Livres e Administrados	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor (IBGE/SNIPC)	(%)	ipcaspt
	Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) da RMSP - Preços Livres	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor (IBGE/SNIPC)	(%)	ipcaspl
Taxa de Inflação	Expectativa de Inflação – IPCA próximos 12 meses	Banco Central do Brasil, Boletim, Seção Atividade Econômica (BCB Boletim / Ativ. Econ.)	(%)	eipcau
	Índice de Preços ao Consumidor (IPC-FIPE) - Preços Livres e Administrados	Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (FIPE)	(%)	fipet
	Índice de Preços ao Consumidor (IPC-FIPE) - Preços Livres	Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (FIPE)	(%)	fipel
	Expectativa de Inflação - IPC-FIPE próximos 12 meses	Banco Central do Brasil, Boletim, Seção Atividade Econômica (BCB Boletim / Ativ. Econ.)	(%)	efipeu

Tabela 2.2 – Modelos VAR Estimados

Variáveis do Modelo	Variáveis Exógenas	# Lags
des, nuci, Δ prod, fipel, Δ log(exca), Δ iaa	Constante e dummy out02	2
des, nuci, Δ prod, fipet, Δ log(exca), Δ iaa	Constante e dummy out02	2
des, nuci, Δ prod, Δ efipeu, Δ log(exca), Δ iaa	Constante e dummy out02	2
des, nuci, Δ prod, ipcaspl, Δ log(exca), Δ iaa	Constante e dummy out02	2
des, nuci, Δ prod, ipcaspt, Δ log(exca), Δ iaa	Constante e dummy out02	2
des, nuci, Δ prod, Δ eipcau, Δ log(exca), Δ iaa	Constante e dummy out02	2
Δ desa, nuci, Δ prod, fipel, Δ log(exca), Δ iaa	Constante e dummy out02	2
Δ desa, nuci, Δ prod, Δ efipeu, Δ log(exca), Δ iaa	Constante e dummy out02	2
Δ desa, nuci, Δ prod, ipcaspl, Δ log(exca), Δ iaa	Constante e dummy out02	2
Δ desa, nuci, Δ prod, ipcaspt, Δ log(exca), Δ iaa	Constante e dummy out02	2
Δ desa, nuci, Δ prod, Δ eipcau, Δ log(exca), Δ iaa	Constante e dummy out02	2
des, nuci, Δ prod, fipel, Δ log(exca), iaa	Constante e dummy out02	2
des, nuci, Δ prod, fipet, Δ log(exca), iaa	Constante e dummy out02	2
des, nuci, Δ prod, Δ efipeu, Δ log(exca), iaa	Constante e dummy out02	2
des, nuci, Δ prod, ipcaspl, Δ log(exca), iaa	Constante e dummy out02	2
des, nuci, Δ prod, ipcaspt, Δ log(exca), iaa	Constante e dummy out02	2
des, nuci, Δ prod, Δ eipcau, Δ log(exca), iaa	Constante e dummy out02	2
Δ desa, nuci, Δ prod, fipel, Δ log(exca), iaa	Constante e dummy out02	2
Δ desa, nuci, Δ prod, fipet, Δ log(exca), iaa	Constante e dummy out02	2
Δ desa, nuci, Δ prod, Δ efipeu, Δ log(exca), iaa	Constante e dummy out02	2
Δ desa, nuci, Δ prod, ipcaspl, Δ log(exca), iaa	Constante e dummy out02	2
Δ desa, nuci, Δ prod, ipcaspt, Δ log(exca), iaa	Constante e dummy out02	2
Δ desa, nuci, Δ prod, Δ eipcau, Δ log(exca), iaa	Constante e dummy out02	2

Como nosso objetivo é analisar o período em que o regime de metas esteve vigente, os dados utilizados compreendem o período de 2000:01 a 2005:08¹⁴. As séries da taxa de câmbio nominal média, taxa de desemprego e taxa de desemprego aberto na RMSP, pessoal ocupado na indústria do Estado de São Paulo e vendas reais da indústria no Estado de São Paulo foram obtidas no *site* do IPEADData (www.ipeadata.gov.br). As duas últimas variáveis foram utilizadas para a construção de um indicador que buscasse mensurar a evolução da produtividade industrial¹⁵ da mão-de-obra paulista. A taxa de juros anualizada foi extraída do *site* do Banco Central do Brasil (www.bcb.gov.br), a série mensal de utilização de capacidade da indústria foi gentilmente cedida pela FIESP. As taxas de inflação do IPCA para a RMSP e do IPC-FIPE que incluem os preços livres e monitorados – os índices cheios¹⁶ ou “*headline*” – foram retirados do *site* do IBGE (www.ibge.gov.br) e do IPEADData. As séries de expectativas de inflação para os próximos doze meses foram obtidas do *site* do Banco Central

¹⁴ Apenas as séries de expectativa de inflação para os próximos 12 meses, tanto do IPCA como do IPC-FIPE, vão de 2001:11 a 2005:08, pois só passaram a ser disponibilizadas ao público a partir de então.

¹⁵ Esse indicador foi calculado pela razão entre as séries de vendas reais da indústria e do pessoal ocupado na produção, ambas já dessazonalizadas.

¹⁶ Para simplificar, adotaremos doravante a nomenclatura “índice cheio” quando nos referirmos aos índices que levam em conta os preços livres e os administrados e “índice livre” quando consideramos apenas os preços livres.

do Brasil¹⁷. Já as séries de taxas de inflação que levam em consideração apenas os preços livres foram construídas por nós. Aprofundaremos a explicação sobre a construção destas taxas de inflação que expurgam os preços administrados no apêndice.

As séries de desemprego, desemprego aberto, utilização da capacidade, vendas reais e pessoal ocupado na indústria foram dessazonalizadas através da formulação de um modelo estrutural de séries de tempo¹⁸. Optamos pela utilização desse método de extração do componente sazonal em detrimento da dessazonalização pelo método X-11 em virtude de este apresentar menor flexibilidade em comparação aos modelos estruturais.

Nenhuma das séries de taxa de inflação foi dessazonalizada. Apesar de haver produtos cujos preços claramente apresentam comportamento sazonal, como é o caso de alguns preços de produtos agrícolas, esse comportamento não se repete na mesma intensidade para as variações nos índices de preços, tanto para os índices cheios como para os índices livres (Figueiredo e Staub, 2001).

As séries de taxa de câmbio e de taxa de juros anualizada não apresentam comportamento sazonal. A taxa de câmbio foi convertida em logaritmo natural, para contornar o problema de heterocedasticidade¹⁹.

2.3 Inflação de Índices Cheios vs. Inflação de Índices Livres e as Expectativas de Inflação Futura

No presente trabalho, decidimos incorporar à análise as taxas de inflação dos preços chamados livres e as expectativas da taxa de inflação para os próximos 12 meses. De acordo

¹⁷ As séries de expectativa do IPC-FIPE e do IPCA são para os índices cheios. A série de expectativa de inflação para os próximos 12 meses do IPCA é para o índice nacional, pois não são construídas séries para as expectativas das diferentes regiões metropolitanas do país.

¹⁸ O modelo estrutural básico assume que cada série é composta por 4 componentes estocásticos distintos – nível da tendência, inclinação da tendência, sazonalidade e um componente irregular. Uma vez decomposta a série nesses 4 componentes podemos extrair o componente de sazonalidade da série original. Com isso, obtemos a série dessazonalizada.

¹⁹ O critério utilizado para a aplicação ou não do operador logaritmo natural se deve ao teste de heterocedasticidade realizado pela abordagem de modelos estruturais. Neste teste a amostra é ordenada crescentemente de acordo com a variância. Em seguida ela é dividida em três partes de mesmo tamanho e o teste para heterocedasticidade consiste em checar se a variância da primeira parte da amostra é estatisticamente igual à variância da parte final da amostra. Se a hipótese nula de que as variâncias são iguais não puder ser rejeitada, temos que a amostra pode ser considerada homocedástica e não precisamos aplicar o operador logaritmo. Caso a hipótese nula seja rejeitada, temos que a série apresenta heterocedasticidade e, portanto, devemos aplicar o ln à série. De acordo com esse critério, devemos aplicar o operador ln apenas à série de taxa de câmbio.

com Bogdanski *et al.* (2001 A), os preços monitorados apresentam dinâmica retroativa (*backward-looking*), o que faz com que não sejam sensíveis a alterações na taxa de juros. Além disso, representam uma significativa parcela da composição dos índices de preços²⁰. No período estudado, esses bens representavam em média 28% da composição do IPCA da RMSP e 25,2% do IPC-FIPE.

A exclusão dos preços monitorados das taxas de inflação tem como objetivo checar se a política monetária conduzida através da manipulação da taxa básica de juros consegue controlar a variação de preços cuja dinâmica seja de fato sensível a alterações na taxa de juros. Para ilustrar a diferença de comportamento da inflação quando a parcela de preços monitorados é excluída do índice, apresentamos no gráfico 2.1 a variação do IPCA da RMSP acumulada em 12 meses para os índices cheio e livre²¹.

Gráfico 2.1 – Índices Cheio e Livre do IPCA da RMSP – Variação 12 Meses

Por sua vez, a inclusão das expectativas de inflação para os próximos 12 meses em nossa análise tem como principal objetivo checar se a política de metas inflacionárias tem poder de influenciar não somente a inflação corrente, mas principalmente a expectativa de inflação futura para um horizonte de tempo mais longo, no caso, 12 meses. A princípio, acreditamos

²⁰ Entre os preços monitorados se encontram muitos impostos, como o IPTU, e preços regulados por agências estatais, como, por exemplo, as tarifas de energia elétrica, que são reajustadas em determinados períodos do ano com base em algum índice de inflação passado, normalmente um dos índices gerais de preços calculados pela Fundação Getúlio Vargas, o IGP-M ou o IGP-DI.

²¹ O gráfico com as variações acumuladas em 12 meses para os índices cheio e livre do IPC-FIPE tem comportamento semelhante e não foi apresentado por concisão.

que a política de metas inflacionárias será mais efetiva em controlar a expectativa de inflação em virtude dos efeitos defasados da política monetária do que a inflação corrente.

Para a construção das séries de preços livres do IPCA da RMSP e do IPC-FIPE utilizamos o mesmo critério adotado pelo IBGE e pelo Comitê de Política Monetária (COPOM) para classificar cada subitem em livre ou administrado para a construção do IPCA nacional dos preços livres²².

O IBGE e a FIPE assumem diferentes metodologias de cálculo de seus índices de preço, o IPCA e o IPC, respectivamente. O IPCA é formulado como um índice de preços de Laspeyeres Modificado, já o IPC-FIPE é baseado na fórmula de Konüs e Byushgens (Carmo, 2004). Essas metodologias diferem quanto à hipótese sobre a elasticidade-preço dos bens. No IPCA, assim como em todo índice de preços de Laspeyeres, a hipótese é de que a elasticidade-preço é zero, enquanto que no IPC-FIPE a hipótese é de que essa elasticidade é unitária, uma hipótese considerada por muitos como mais realista do que a elasticidade zero (Carmo, 2004). Isso quer dizer que no cálculo do IPCA são assumidas como constantes as quantidades, enquanto que no IPC-FIPE o peso de cada subitem é mantido constante ao longo de um determinado período²³.

As taxas de variação mensais dos índices cheios são apresentadas no gráfico 2.2. No gráfico 2.3 são apresentadas as taxas de inflação dos índices livres.

²² São considerados preços monitorados pelo IBGE e pelo COPOM: IPTU, taxa de água e esgoto, gás de bujão, gás encanado, energia elétrica residencial, ônibus urbano, ônibus intermunicipal, ônibus interestadual, ferry-boat, avião, metrô, navio, barco, táxi, trem, emplacamento e licença, pedágio, gasolina, álcool, óleo, óleo diesel, plano de saúde, cartório, jogos lotéricos, correios, telefone fixo, telefone público e telefone celular. A respectiva correspondência desses subitens no IPC-FIPE é apresentada no Apêndice. A metodologia utilizada para o cômputo das taxas de inflação dos índices livres é apresentada de forma mais detalhada no Apêndice.

²³ De acordo com Carmo (2004, p. 4), os índices que adotam a metodologia de Laspeyeres tendem a superestimar a inflação e “Além disso, a utilização de um indicador tendencioso (índices que adotam a metodologia de Laspeyeres) como referência em países que adotam regimes de metas de inflação pode reduzir a eficiência da política monetária.”

Gráfico 2.2 – Taxa de Inflação Mensal dos Índices Cheios – IPCA RMSP e IPC-FIPE **Gráfico 2.3 – Taxa de Inflação Mensal dos Índices Livres – IPCA RMSP e IPC-FIPE**

CAPÍTULO 3. RESULTADOS

Neste capítulo apresentaremos os resultados encontrados. Sua primeira seção é dedicada aos testes de raízes unitária. Na seção seguinte são descritos os resultados centrais de nosso trabalho, derivados das funções de resposta ao impulso (FIR) dos modelos VAR estimados.

3.1 Testes de Raiz Unitária

Para que sejam estimados os modelos VAR é preciso conhecer o comportamento das séries ao longo do tempo. Em modelos VAR só devem ser utilizadas variáveis estacionárias, ou seja, variáveis com ordem de integração $I(0)$. Para as séries $I(1)$, com uma raiz unitária, devemos aplicar o operador de primeira diferença para que a série se torne estacionária. Para saber se as séries são estacionárias ou não, realizamos os testes de raízes unitárias e analisamos o correlograma das séries²⁴.

Os testes de raiz unitária que serão empregados são os testes de Dickey e Pantula (1987), o teste de Dickey e Fuller (1979,1981) e o teste Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992). A razão pela qual decidimos aplicar vários testes se deve ao baixo poder dos mesmos²⁵, de forma que a aplicação de vários testes tem como objetivo tornar a conclusão quanto à ordem de integração de cada série mais robusta.

Daremos início ao nosso trabalho de verificar a ordem de integração das séries pelo teste de Dickey e Pantula (DP), cujos resultados são apresentados na tabela 3.1. Partindo da hipótese de que existem, no máximo, duas raízes unitárias, o teste é feito em duas etapas: na primeira testamos a hipótese nula de que a série em questão apresenta duas raízes unitárias. Para fazer este teste devemos estimar a seguinte equação:

$$\Delta^2 y_t = c + b_1 \Delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p d_i \Delta^2 y_{t-i} + e_t$$

²⁴ Os correlogramas de cada uma das séries são apresentados no apêndice.

²⁵ Não bastasse o baixo poder dos testes, as séries em estudo apresentam uma curta duração (68 observações – no caso das séries de expectativa de inflação, 46 observações), o que também dificulta a conclusão quanto à presença ou não de raiz unitária. Recorremos também à análise dos correlogramas das séries em virtude desses pontos fracos dos testes de raiz unitária.

Se β_1 for estatisticamente menor que zero, rejeitamos a hipótese nula de que a série apresenta 2 raízes unitárias. Uma vez rejeitada a hipótese nula da primeira etapa podemos passar para a segunda etapa em que testamos a hipótese nula de que a série possui apenas uma raiz unitária, condicional ao fato de não possuir duas raízes unitárias; esta segunda etapa do teste é algebricamente representada por:

$$\Delta^2 y_t = c + \mathbf{b}_1 \Delta y_{t-1} + \mathbf{b}_2 y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \mathbf{d}_i \Delta^2 y_{t-i} + \mathbf{e}_t$$

Se β_1 e β_2 forem estatisticamente menores do que zero, rejeitamos a hipótese nula de que a série apresenta uma raiz unitária sendo, assim, estacionária. Se β_1 for menor do que zero e β_2 maior, a série tem uma raiz unitária²⁶.

De acordo com os resultados dos testes Dickey e Pantula, nenhuma das séries apresenta duas raízes unitárias, mas todas apresentam uma raiz unitária, com exceção da taxa de inflação do índice cheio da FIPE (fipet), que é estacionária, e a série de produtividade industrial, que rejeitaria a hipótese da presença de 1 raiz unitária a 5% de significância.

O teste de Dickey e Fuller (ADF), por sua vez, é realizado em um único passo, ao contrário do teste DP. No teste ADF testamos a hipótese nula de existência de uma raiz unitária, contra a hipótese alternativa de estacionariedade. Algebricamente, o teste pode ser representado por:

$$\Delta y_t = \mathbf{a} + \mathbf{b} t + \mathbf{g} y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \mathbf{d}_i \Delta y_{t-i} + \mathbf{e}_t$$

O critério utilizado na determinação do modelo adequado para cada série foi partir do modelo mais abrangente, com constante e tendência, para o modelo mais simples, em que não há termos deterministas, conforme se tornava possível eliminar os termos deterministas que se apresentavam insignificantes. O número de defasagens foi definido com base na significância

²⁶ Algumas considerações adicionais se fazem pertinentes no que diz respeito ao teste DP. Na representação algébrica apresentada acima, Δ é o operador diferença. O valor crítico t_c é o tabulado por Fuller (1976). O critério de escolha do número de defasagens é o da significância estatística da última defasagem. A equação apresentará p defasagens caso a p -ésima defasagem for significativa e se o termo de erro for ruído branco. O critério de escolha da presença ou não da constante é a sua significância. Os valores críticos do teste estão em Dickey e Fuller (1981), na tabela $t_{\alpha, k}$. No teste DP, partimos do modelo mais geral, isto é, com constante, para o modelo mais simples, sem o termo de intercepto quando este não se apresenta significativo.

da maior delas e na análise da autocorrelação dos resíduos. A tabela 3.2 apresenta os resultados obtidos para o teste ADF.

Tabela 3.1 – Testes de Dickey-Pantula

Variável	ETAPA 1		ETAPA 2		
	Modelo / # Lags	β_1	Modelo / # L	β_1	β_2
des	S/ CTE / 3	-0,678*** (-3,57)	S/ CTE / 3	-0,683*** (-3,56)	-0,001 (-0,38)
desa	S/ CTE / 3	-0,631*** (-3,38)	S/ CTE / 3	-0,634*** (-3,37)	-0,001 (-0,35)
nuci	S/ CTE / 0	-0,811*** (-6,69)	S/ CTE / 0	-0,811*** (-6,64)	0,000003 (0,03)
prod	S/ CTE / 2	-1,262*** (-4,23)	S/ CTE / 2	-1,646*** (-5,05)	0,012** (2,48)
iaa	S/ CTE / 3	-0,281*** (-3,34)	S/ CTE / 3	-0,279*** (-3,28)	-0,0006 (-0,21)
exca (em log)	S/ CTE / 5	-0,643*** (-3,27)	S/ CTE / 5	-0,652*** (-3,19)	0,001 (0,19)
fipel	S/ CTE / 1	-1,286*** (-7,42)	S/ CTE / 1	-1,143*** (-6,16)	-0,146 (-1,91)
fipet	S/ CTE / 0	-1,117*** (-9,19)	C/ CTE / 0	-0,919*** (-7,39)	-0,394*** (-3,66)
efipeu	S/CTE / 0	-0,497*** (-3,83)	S/ CTE / 0	-0,494*** (-3,78)	-0,009 (-0,63)
ipcaspl	S/ CTE / 7	-2,244*** (-4,67)	S/ CTE / 7	-1,983*** (-3,50)	-0,063 (-0,87)
ipcaspt	S/ CTE / 4	-1,818*** (-4,79)	S/ CTE / 4	-1,515*** (-3,48)	-0,119 (-1,38)
eipcau	S/ CTE / 1	-0,514*** (-4,25)	S/ CTE / 1	-0,506*** (-4,13)	-0,008 (-0,59)

Os valores apresentados entre parênteses representam a estatística t

*** (**) indica coeficientes significantes a 1% (5%)

Tabela 3.2 – Testes ADF

Variável	Modelo	# Lags	?	estatística t
des	S/ CTE	4	-0,0007	-0,380
desa	S/ CTE	4	-0,0008	-0,352
nuci	C/ CTE	3	0,0003	0,138
prod	S/ CTE	3	0,0122	2,477
iaa	C/ CTE	5	-0,060**	-3,503
exca (em log)	S/ CTE	7	0,001	0,189
fipel	C/ CTE	3	-0,407**	-3,414
fipet	C/ CTE	0	-0,364***	-3,711
efipeu	S/ CTE	1	-0,009	-0,637
ipcaspl	S/ CTE	8	-0,063	-0,877
ipcaspt	C/ CTE	4	-0,563***	-3,967
eipcau	S/ CTE	3	-0,008	0,513

*** (**) indica rejeição a 1% (5%) de significância

Pelo teste ADF, as variáveis de atividade, de produtividade industrial e de câmbio apresentam uma raiz unitária. Para a taxa de juros não podemos responder de forma tão convicta. Já as taxas de inflação mensais se comportam de forma estacionária, à exceção da inflação do índice livre do IPCA da RMSP. No entanto, as séries das expectativas de inflação apresentam raiz unitária.

Um dos problemas apresentados pelos testes de raiz unitária é o baixo poder. Um teste de hipótese apresenta baixo poder quando é alta a probabilidade de não se rejeitar uma hipótese nula quando ela é, na verdade, falsa. Uma forma de tentar contornar o problema do baixo poder dos testes DP e ADF é realizar o teste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS), em que a hipótese nula passa a ser de que a série é estacionária, ao contrário dos outros dois testes que consideram como hipótese nula a presença de raiz unitária. O problema de baixo poder também está presente no teste KPSS. No entanto, se os testes DP e ADF não rejeitarem a hipótese nula de presença de uma raiz unitária e o teste KPSS rejeitar a hipótese de estacionariedade, podemos concluir em favor da presença de raiz unitária. Outro resultado possível seria a rejeição da hipótese nula dos testes DP e ADF e a não rejeição da hipótese nula do teste KPSS. Fosse este o caso, concluiríamos pela estacionariedade da série em questão.

O teste KPSS pode ser realizado considerando como variáveis exógenas o intercepto e uma tendência linear ou então apenas o intercepto. Na tabela 3.3 apresentamos o nível de significância ao qual podemos rejeitar a hipótese de estacionariedade para cada um dos modelos.

Tabela 3.3 – Testes KPSS

Nível de Significância de Rejeição de Estacionariedade		
Variável	C/ Tendência e Intercepto	C/ Intercepto
des	5%	Ñ REJ
desa	5%	Ñ REJ
nuci	5%	Ñ REJ
prod	5%	1%
iaa	Ñ REJ	Ñ REJ
exca (em log)	1%	5%
fipel	10%	Ñ REJ
fipet	Ñ REJ	Ñ REJ
efipeu	Ñ REJ	Ñ REJ
ipcaspl	10%	Ñ REJ
ipcaspt	Ñ REJ	Ñ REJ
eipcau	Ñ REJ	Ñ REJ

Nota-se que apenas no caso da taxa de juros, das taxas de inflação dos índices de preços cheios e das expectativas de taxa de inflação a estacionariedade não é rejeitada pelos dois modelos. Já a taxa de câmbio e a produtividade industrial têm uma raiz unitária independentemente do modelo considerado. As demais variáveis não são estacionárias em torno da tendência linear e são estacionárias quando esta é excluída do modelo.

Face aos resultados por vezes conflitantes dos testes ADF e KPSS, recorreremos também à análise dos correlogramas, apresentados no apêndice. Decidimos tratar as séries da taxa de câmbio, de desemprego aberto da RMSP, da produtividade industrial e das expectativas de taxas de inflação para os próximos 12 meses como integradas de ordem 1, de forma que nos modelos VAR elas serão utilizadas na primeira diferença. As séries de taxas de inflação mensais, de nível de utilização da capacidade industrial e do desemprego da RMSP serão tratadas como estacionárias, isto é, $I(0)$, e não serão, portanto, diferenciadas. Já para a série de taxa de juros optamos pela elaboração de modelos em que ela é tratada tanto como uma série estacionária quanto uma série que tem uma raiz unitária.

3.2 Análise das Funções de Resposta ao Impulso (FIR)

Nesta seção apresentaremos os resultados obtidos através da modelagem VAR tanto para a ordenação em que a taxa de juros está ordenada após as variáveis macroeconômicas, quanto para aquela em que a taxa de juros foi ordenada antes delas²⁷. Os gráficos a serem apresentados nesta seção são baseados nos modelos que utilizam, além da taxa de juros em nível, o desemprego e a utilização de capacidade em nível, a produtividade industrial em primeira diferença, uma das taxas de inflação e a taxa de câmbio em logaritmo natural e na primeira diferença²⁸.

Para propiciar uma melhor apresentação, dividiremos esta seção em três subseções. Na primeira, apresentaremos as respostas das variáveis macroeconômicas a choques na taxa de juros, as quais representariam o impacto de um choque na política monetária sobre os indicadores da região. Na segunda, mostramos as respostas da taxa de juros a choques dados

²⁷ Ressaltando, as variáveis macroeconômicas são o desemprego, a utilização de capacidade, a produtividade industrial, uma das variáveis de taxa de inflação e a taxa de câmbio. Essa ordenação das variáveis macroeconômicas foi respeitada na estimação dos modelos VAR. Chegamos a testar ordenações alternativas dessas variáveis, mas não houve mudanças significativas.

²⁸ Não apresentamos os resultados para o desemprego aberto por concisão, pois os resultados encontrados nesses modelos foram bastante semelhantes aos dos modelos com o desemprego propriamente dito.

nas variáveis da RMSP, para checarmos se choques nessa região podem ter efeito sobre a política monetária, uma vez que essa região é uma das mais importantes do país. Finalmente, na terceira subseção apresentamos os resultados encontrados para o *pass-through* do câmbio sobre os índices de preços da RMSP^{29,30}.

3.2.1 Resposta das Variáveis Macroeconômicas da RMSP a Choques na Taxa de Juros

- **Desemprego:** o efeito de um choque na taxa de juros sobre o desemprego é positivo e estatisticamente significativo 6 meses após o choque para todos os modelos e ordenações testadas. No entanto, nos modelos que ordenam a taxa de juros em último e que empregam as taxas de inflação corrente, o efeito desse choque costuma ter significância estatística já desde o mês subsequente ao choque, à exceção do modelo que emprega a taxa de inflação do IPC-FIPE livre, em que o choque só apresenta significância após 6 meses. Apenas no modelo que emprega a expectativa do IPCA o efeito é mais duradouro no modelo que ordena a taxa de juros em primeiro do que no modelo que o ordena em último. Esses resultados indicam que o nível de atividade da RMSP, mais especificamente o nível de emprego dessa região, é sensível a choques na política monetária.

Gráfico 3.2.1 Resposta do Desemprego à Taxa de Juros

²⁹ As outras funções de resposta ao impulso geradas são apresentadas no apêndice.

³⁰ Na apresentação e discussão dos resultados a seguir, duas observações são pertinentes. Primeiro, adotamos como critério para determinar a significância estatística ou não o intervalo de 2 desvios-padrão acima e abaixo do valor encontrado para a função de resposta ao impulso em todos os casos. Segundo, na apresentação dos gráficos das funções de resposta ao impulso (FIR) não são apresentados os intervalos de confiança de cada um dos modelos para não prejudicar a apresentação. Além disso, no gráfico à esquerda são apresentadas as FIR assumindo a ordenação da taxa de juros em último, à direita são apresentadas as FIR ordenando a taxa de juros em primeiro.

- **Nível de Utilização da Capacidade Instalada:** o efeito de um choque na política monetária sobre a utilização de capacidade de São Paulo é estatisticamente significativo do 3º até o 9º mês após o choque para todos os modelos e ordenações. Na ordenação do juro em primeiro, esse efeito se torna estatisticamente diferente de zero desde o período em que é dado o choque. Ao ordenarmos a taxa de juros em último, a resposta ao choque dura até o 10º mês para os modelos com as taxas correntes de inflação e até o 11º mês para os modelos com as expectativas de inflação.

Os resultados da utilização de capacidade reforçam os indícios encontrados nas FIR do desemprego, isto é, que o nível de atividade da RMSP é sensível a alterações na taxa de juros.

Gráfico 3.2.2 Resposta da Utilização de Capacidade à Taxa de Juros

- **Produtividade Industrial:** o efeito de um choque na taxa de juros sobre a produtividade industrial não teve impacto estatisticamente significativo para a maioria dos modelos. Apenas no modelo que emprega a expectativa do IPCA há um efeito negativo e significativo no mês subsequente ao choque ao ordenar a taxa de juros em último. Nos modelos com as taxas correntes de inflação dos índices livres ou com as expectativas de inflação, tanto o IPCA como o IPC-FIPE, há um efeito negativo e significativo no mesmo período ao choque quando ordenamos a taxa de juros em primeiro.

Gráfico 3.2.3 Resposta da Produtividade Industrial à Taxa de Juros

- **Taxa de Inflação:** ao ordenarmos a taxa de juros em primeiro, o efeito sobre a taxa de inflação calculada pelo IPC-FIPE, seja para o índice cheio, seja para o livre, não é estatisticamente diferente de zero para nenhum dos períodos. Quando ordenamos a variável de política em último a taxa de inflação do IPC-FIPE apresenta uma resposta positiva e estatisticamente significativa em $t+1$ e $t+2$ (IPC-FIPE livre) e de $t+1$ a $t+3$ (IPC-FIPE cheio).

Para os modelos que adotam o IPCA da RMSP, a resposta do índice livre a um choque nos juros é positiva e estatisticamente significativa em t e $t+1$ ao ordenarmos os juros em primeiro. Quando ordenados em último, a resposta é positiva e significativa em $t+1$ e $t+2$. Resultados semelhantes foram encontrados por Arquete e Jayme Jr. (2003), especificamente que a taxa de inflação apresentava resposta positiva a choques na taxa de juros e não uma resposta negativa como eles esperavam. Frente a esses resultados, eles argumentaram que a política monetária era, assim, ineficaz em controlar a inflação.

Os resultados referentes à taxa de inflação do índice cheio para o IPCA da RMSP são bastante interessantes. Ordenando o juro em último, a resposta da taxa de inflação ao choque nessa variável não mostrou significância estatística em nenhum dos períodos. No entanto, quando ordenamos a taxa de juros em primeiro, a resposta se torna negativa e estatisticamente significativa de $t+2$ a $t+4$, indicando que mesmo a inflação efetiva, quando mensurada pela metodologia adotada como alvo das metas pela autoridade monetária, pode vir a ceder a uma política contracionista.

Quando adotamos a expectativa de inflação do IPC-FIPE, a resposta dessa taxa não apresentou significância estatística em nenhuma das ordenações. Para a expectativa de inflação do IPCA nacional, contudo, a resposta é negativa e estatisticamente significativa em

$t+5$ em ambas as ordenações. Além disso, o efeito também é estatisticamente significativo no mês em que é dado o choque nos juros para o modelo que ordenou essa variável em primeiro.

Os resultados encontrados mostram indícios de que a política monetária no regime de metas inflacionárias pode não ser tão eficaz em controlar a inflação corrente, mas consegue agir sobre as expectativas dos agentes, principalmente quando analisamos os resultados encontrados para o IPCA, índice utilizado como alvo das metas inflacionárias.

Gráfico 3.2.4 Resposta da Taxa de Inflação à Taxa de Juros

- **Taxa de Câmbio**³¹: predomina a resposta negativa, como esperado, mas não é estatisticamente significativa em nenhum dos modelos que ordenaram a taxa de juros em último. Para os modelos com a taxa de juros em primeiro, encontramos um efeito negativo e significativo em $t+3$ e $t+4$ para o IPC-FIPE livre, e em $t+2$ a $t+4$ para o IPCA da RMSP tanto do índice livre como do cheio.

Para o modelo que emprega a expectativa do IPCA a resposta não foi estatisticamente diferente de zero em nenhuma das ordenações. No modelo que emprega a expectativa de inflação do IPC-FIPE e ordena a taxa de juros em primeiro, a resposta no mês em que ocorre o choque é negativa e significativa. Na outra ordenação a resposta não é estatisticamente significativa.

Os resultados encontrados mostram indícios de que a política monetária, através da taxa de juros, não foi capaz de alterar a trajetória da taxa de câmbio no período analisado. Com isso, se a autoridade monetária desejasse realizar um controle sobre a taxa de câmbio, o que não

³¹ Apesar de ser uma variável de abrangência nacional, e não regional, optamos por manter a apresentação de sua resposta a choques na taxa de juros em função dos interessantes resultados encontrados.

seria recomendável em um regime de metas inflacionárias, a taxa de juros teria sido um instrumento ineficaz.

Gráfico 3.2.5 Resposta da Taxa de Câmbio à Taxa de Juros

3.2.2 Resposta da Taxa de Juros a Choques nas Variáveis Macroeconômicas da RMSP

- **Choque no Desemprego:** o impacto de um choque no desemprego sobre a taxa de juros não se mostrou estatisticamente diferente de zero para nenhum dos modelos e nenhuma das ordenações

Gráfico 3.2.6 Resposta da Taxa de Juros ao Desemprego

- **Choque no Nível de Utilização de Capacidade Instalada:** aqui apareceram as maiores diferenças entre os modelos que assumiram a ordenação da taxa de juros em último em comparação àqueles em que a variável de política foi ordenada em primeiro, conforme podemos verificar nos gráficos.

Ao ordenar a taxa de juros em primeiro lugar, sua resposta a choques na utilização de capacidade não foi estatisticamente diferente de zero em nenhum dos modelos. Quando o juro é posicionado em último, o efeito do choque é negativo e significativo em t e $t+1$ para todos os modelos³². Para os modelos com as expectativas de inflação esse efeito ainda persiste em $t+2$ (IPC-FIPE) e $t+2$ e $t+3$ (IPCA).

Esses resultados, aliados aos encontrados nos choques ao desemprego, dão indícios de que a atividade econômica da RMSP, pelo menos quando mensurada pelos indicadores que selecionamos, não deve alterar o rumo das decisões de política monetária.

Gráfico 3.2.7 Resposta da Taxa de Juros à Utilização de Capacidade

- **Choque na Produtividade Industrial:** em todos os modelos que usam as taxas correntes de inflação, um choque na produtividade não tem efeito estatisticamente significativo sobre a taxa de juros em ambas as ordenações assumidas.

Para o modelo com a expectativa de inflação do IPC-FIPE, o efeito sobre a taxa de juros é negativo e estatisticamente significativo em $t+2$ e $t+3$ quando a taxa de juros é ordenada em último. Na ordenação inversa, esse efeito não tem significância estatística.

³² Quando utilizamos a taxa de juros em primeira diferença e a ordenamos em último, a resposta da taxa de juros foi positiva e significativa, um resultado que estaria mais próximo ao esperado a priori.

Gráfico 3.2.8 Resposta da Taxa de Juros à Produtividade Industrial

- **Choque na Taxa de Inflação:** um choque na taxa de inflação corrente implica uma resposta positiva e significativa da taxa de juros em todos os modelos e ordenações³³, indicando que a autoridade monetária responde a choques na inflação com um aperto em sua política para buscar manter a estabilidade de preços.

A resposta da taxa de juros é positiva e estatisticamente significativa por maiores períodos nos modelos que empregam os índices livres (seja o IPC-FIPE, seja o IPCA) quando comparada à resposta dos modelos que empregam os índices cheios, o que indica que a autoridade monetária deve agir com maior rigor em choques inflacionários gerados nos preços livres.

Nos modelos que empregam as expectativas de inflação³⁴, a resposta da taxa de juros ao choque inflacionário é estatisticamente significativa por mais períodos para o modelo que emprega o IPCA do que o IPC-FIPE. Além disso, nesses modelos a resposta também apresenta maior duração quando a taxa de juros é ordenada em primeiro. Esses resultados indicam que a autoridade monetária também aperta a política monetária caso aumente a expectativa de inflação, de forma a tentar manter as expectativas de inflação dentro das metas inflacionárias.

³³ No modelo que emprega o IPC-FIPE livre, a resposta é estatisticamente significativa de $t+1$ a $t+7$ nas duas ordenações. Para o IPC-FIPE cheio, esse intervalo é de $t+3$ e $t+4$ (ordenação em último) e de $t+2$ a $t+5$ (ordenação em primeiro); para o IPCA da RMSP livre, de t a $t+8$ (em último) e de $t+1$ a $t+7$ (em primeiro); para o IPCA da RMSP cheio, de $t+2$ a $t+4$ (em último) e em $t+2$ e $t+3$ (em primeiro).

³⁴ No modelo com a expectativa do IPCA, a resposta é estatisticamente maior que zero em t (ordenando os juros em último) e de $t+1$ a $t+4$ (quando ordenado em primeiro); para o IPC-FIPE, a resposta não é estatisticamente diferente de zero em todos os períodos quando o juro é ordenado por último e é positiva e significativa em $t+2$ e $t+3$ ao ordenar o juro em primeiro.

Gráfico 3.2.9 Resposta da Taxa de Juros à Taxa de Inflação

- **Choque na Taxa de Câmbio³⁵:** a resposta da taxa de juros a um choque na taxa de câmbio não é estatisticamente significativa em nenhum dos modelos e em nenhuma das ordenações.

Esses resultados indicam que os formuladores da política monetária não usam a taxa de câmbio como âncora nominal para a política monetária. Dessa forma, a política de metas inflacionárias no Brasil deve estar seguindo a receita de não adotar outras âncoras nominais que não a taxa de inflação.

Gráfico 3.2.10 Resposta da Taxa de Juros à Taxa de Câmbio

³⁵ Vide argumento apresentado na nota referente a choques na taxa de câmbio na subseção anterior.

3.2.3 Resposta da Taxa de Inflação à Taxa de Câmbio (*Pass-Through*)

Face aos interessantes resultados encontrados para a resposta dos diferentes índices de inflação a choques na taxa de câmbio, também conhecido como o *pass-through* do câmbio, decidimos analisá-los nessa sub-seção.

Em todos os modelos estimados a resposta da taxa de inflação a choques no câmbio foi positiva e estatisticamente significativa para algum período. Os resultados não mostraram grandes diferenças quando ordenamos o juro em primeiro ou em último³⁶.

Em primeiro lugar, o *pass-through* mostrou ser mais persistente quando calculamos a taxa de inflação pela metodologia da FIPE do que pela do IPCA para a RMSP, dando indícios de que, sob um choque cambial, o último pode ser um índice mais adequado como alvo para as metas inflacionárias, por ser afetado por menos tempo do que o primeiro.

Segundo, ao compararmos as respostas dos índices cheios e livres, podemos ver que, em termos numéricos, a resposta da taxa de inflação dos índices cheios é maior do que a dos índices livres em um primeiro momento. No entanto, a resposta dos índices livres apresenta significância estatística por mais períodos do que a dos índices cheios no caso do IPCA da RMSP. Esses resultados indicam que os preços monitorados na RMSP absorvem mais rapidamente o choque no câmbio do que os preços livres. Estes, por sua vez, repassam o impacto do choque cambial de forma mais distribuída ao longo do tempo.

Gráfico 3.2.11 Resposta da Taxa de Inflação à Taxa de Câmbio

³⁶ Especificamente, nos modelos que empregaram o IPC-FIPE livre e cheio esse intervalo foi de $t+1$ a $t+3$ (nas duas ordenações); ao utilizar o IPCA da RMSP livre, sua resposta é estatisticamente significativa de $t+1$ a $t+3$ (juros em último) e de $t+1$ a $t+4$ (juros em primeiro); para o IPCA da RMSP esse intervalo vai de $t+1$ a $t+2$ (ambas as ordenações); nos modelos com a expectativa de inflação o intervalo é de $t+1$ e $t+2$ em ambas as ordenações para o IPC-FIPE e para o IPCA.

CONCLUSÕES

No presente trabalho, buscamos compreender o comportamento de variáveis do nível de atividade e de inflação que abrangem especificamente a Região Metropolitana de São Paulo (RMSP) perante a condução da política monetária através da escolha da taxa de juros, variável esta de abrangência nacional.

Nosso objetivo ao tratar a RMSP como uma macroeconomia, principalmente pelo uso de indicadores macroeconômicos restritos a essa região, como as taxas de desemprego e inflação, é verificar se a dinâmica desses indicadores está de acordo com o que deveria se esperar deles caso tivessem abrangência nacional.

Quando analisamos o comportamento das variáveis de nível de atividade na RMSP chegamos aos seguintes resultados: tanto o desemprego quanto o nível de utilização de capacidade são sensíveis a choques na taxa de juros, o que gera fortes indicativos de que o nível de atividade da região é afetado por mudanças na política monetária. No entanto, quando analisamos o efeito de choques nessas variáveis de atividade sobre a taxa de juros, obtivemos indícios de que elas não têm poder de influenciar as decisões do Banco Central. Isso porque a resposta da taxa de juros a um choque no desemprego não se mostrou estatisticamente significativa em nenhum dos modelos analisados e quando o choque foi dado no nível de utilização da capacidade instalada a maioria dos modelos também apresentou resposta semelhante.

Os resultados encontrados para a variável que utilizamos como uma medida da produtividade industrial indicam que essa variável não afeta nem é afetada pela política monetária, pois as respostas a choques na taxa de juros não foram estatisticamente significantes em nenhum dos modelos, assim como a resposta da taxa de juros a choques na variável de produtividade industrial do Estado de São Paulo.

Os preços da RMSP, mensurados pelo IPC-FIPE e pela metodologia do IPCA especificamente para essa região, frente a um choque na taxa de juros apresentaram os seguintes resultados: sob a metodologia da FIPE, os preços apresentam uma elevação estatisticamente significativa para alguns períodos tanto para o índice cheio como para aquele que só considera os preços livres; quando a metodologia adotada é a do IPCA, o índice dos

preços livres também apresenta uma elevação estatisticamente significativa para alguns períodos, mas quando aplicamos os modelos com os índices cheios a maioria dos modelos apresentou resposta estatisticamente igual a zero e alguns deles ainda apresentaram períodos em que a resposta era negativa e estatisticamente significativa.

Frente a esses resultados, torna-se difícil argumentar que a taxa de juros seja capaz de controlar a taxa corrente de inflação da RMSP, pois apenas em alguns modelos com o índice cheio do IPCA da RMSP a taxa corrente de inflação cederia ao aperto de política monetária. Como a política de metas inflacionárias precisa agir sobre as expectativas dos agentes, a análise dos modelos que empregam as expectativas de inflação pode gerar conclusões mais frutíferas quanto à eficácia do regime de metas inflacionárias. A resposta das expectativas de inflação para 12 meses, mensurada pelo IPC-FIPE, não mostrou significância estatística, mas quando utilizamos a expectativa do IPCA³⁷, sua resposta a choques na taxa de juros é negativa e estatisticamente significativa em todos os modelos. Esse resultado com a expectativa do IPCA é um indicativo de que a política monetária sob o regime de metas inflacionárias tem poder de controlar as expectativas de inflação, principalmente quando se adota o índice escolhido como alvo para as metas.

A resposta da taxa de juros a choques positivos nos preços da RMSP foi positiva e estatisticamente significativa para todos os modelos indicando que a autoridade monetária reage com aperto de sua política caso os preços da região sofram um choque inflacionário. Os resultados com as expectativas de inflação no lugar das taxas correntes de inflação foram semelhantes.

Além disso, a origem do choque inflacionário também influencia como a autoridade monetária responderá na escolha da taxa de juros. Um choque inflacionário nos preços livres acarreta uma maior escalada da taxa de juros em magnitude e duração do que quando esse choque de inflação seja dado no índice cheio. Esse resultado indica que a autoridade monetária tenta distinguir a origem do choque inflacionário para formular a política monetária, respondendo com um aperto maior na política monetária no caso de uma aceleração da inflação dos preços livres.

³⁷ Ressaltando, a expectativa do IPCA é para o índice nacional, pois não é formulada a expectativa para o índice da RMSP.

A análise dos resultados obtidos para a taxa de câmbio aponta na direção de que ela não tem sido utilizada como uma âncora nominal para a política monetária no período analisado. Isso porque, por um lado, a resposta da taxa de juros a choques cambiais não foi estatisticamente significativa em nenhum dos modelos e, por outro lado, a resposta da taxa de câmbio a choques na taxa de juros também foi estatisticamente igual a zero na maioria dos modelos (em alguns modelos havia períodos em que a resposta era estatisticamente menor do que zero). Dessa forma, as evidências indicam que o Banco Central tem seguido a receita de não adotar outras âncoras nominais para o regime de metas inflacionárias.

Analisando o comportamento dos preços na RMSP frente a choques cambiais, o *pass-through* do câmbio, constatamos que os choques cambiais são absorvidos mais rapidamente pelos índices cheios do que pelos livres, o que faz com que os índices cheios apresentem uma resposta de maior magnitude ao choque cambial, mas esse choque se dissipa mais lentamente nos índices livres, indicando que nos preços livres o impacto de uma alteração na taxa de câmbio ocorre de forma mais distribuída ao longo do tempo.

Portanto, ao tentarmos compreender o comportamento das variáveis macroeconômicas da RMSP no sistema de metas inflacionárias adotado pelo Banco Central como forma de buscar a estabilidade de preços, encontramos indícios de que a atividade econômica dessa região é sensível a mudanças na política monetária. No entanto, a taxa de juros não parece ser afetada por alterações no nível de atividade da RMSP.

Os resultados encontrados para os índices de preços da RMSP indicam que as ações da autoridade monetária têm como objetivo principal buscar controlar a expectativa de inflação e não a inflação realizada. Isso porque, se o objetivo fosse controlar a inflação realizada, a resposta das taxas de inflação corrente a choques na taxa de juros deveria ser negativa, o que ocorreu em poucos modelos. Além disso, a resposta da taxa de juros a choques na inflação da RMSP foi positiva e estatisticamente significativa em todos os modelos, indicando que a autoridade monetária prioriza a estabilidade de preços, mesmo para choques inflacionários que ocorrem na RMSP, mas não necessariamente atingem as outras regiões do país.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, C.L. *et al.* *Optimal Monetary Rules: the Case of Brazil*. **Banco Central do Brasil**, Working Paper Series nº 63. Brasília, 2003.

ARAUJO, J. V. **Uma Análise do Poder Preditivo da Taxa de Juros sobre a Atividade Econômica e a Inflação no Brasil**. Dissertação de Mestrado apresentada ao Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo. São Paulo, 2003.

ARQUETE, L.C.R.; JAYME JR., F.G. Política Monetária, Preços e Produto no Brasil (1994-2002): Uma Aplicação de Vetores Auto-regressivos. **Anais do XXXI Encontro Nacional de Economia**. 2003.

AZZONI, C. R. *São Paulo Metropolitan Area: size, competitiveness and the future*. **NEREUS – Núcleo de Economia Regional e Urbana da Universidade de São Paulo**, Textos para Discussão (*Working Papers*) nº10-2005. São Paulo, 2005.

BANCO CENTRAL DO BRASIL.

BAGLIANO, F.; FAVERO, C. *Measuring Monetary Policy with VAR Models: An Evaluation*. **European Economic Review**, Vol. 42, n. 6, pp. 1069-1112. 1998.

BIDERMAN, C. **Forças de Atração e Expulsão na Grande São Paulo**. Tese de Doutorado em Economia de Empresas, Escola de Administração de Empresas de São Paulo (FGV). São Paulo, 2001.

BERNANKE, B.; BLINDER, A. *The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission*. **American Economic Review**, Vol. 82, n. 4, pp. 901-921. September 1992.

BERNANKE, B.S.; MIHOV *Measuring Monetary Policy*. **Quarterly Journal of Economics**, 113, 3, pp. 869-902. 1998.

BOGDANSKI, J. *et al.* *Implementing Inflation Targeting in Brazil*. **Banco Central do Brasil**, Working Paper Series nº 1. Brasília, 2000.

BOGDANSKI, J. *et al.* *Inflation Targeting in Brazil: Shocks, Backward-Looking Prices, and IMF Conditionality*. **Banco Central do Brasil**, Working Paper Series nº 24. Brasília, 2001.

CARMO, H. C. E. A Teoria dos Índices de Preços e o Sistema de Metas de Inflação no Brasil. **Instituto de Pesquisas Econômicas – USP**, Programa de Seminários Acadêmicos nº 24-2004. São Paulo, 2004.

CARNEIRO, D.D.; WU, T.Y.H. Contas Externas e Política Monetária. **Departamento de Economia PUC-RJ**, Texto para Discussão 442. Rio de Janeiro, 2001.

Juros e Câmbio: Haverá Combinações de Instrumentos Menos Desgastantes para as Metas de Inflação?. **Economia Aplicada**, V. 6, N. 1, pp. 5-30, Jan-Mar 2002.

CLARIDA, R. *et al.* *The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective*. **Journal of Economic Literature**, Vol. XXXVII, pp. 1661-1707. December 1999.

CHRISTIANO, L.J. *et al.* *Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?*. In: TAYLOR, J.; WOODFORD, M. (eds.) **Handbook of Macroeconomics, Volume 1A**. Elsevier Science LTD, pp. 65-148. Amsterdam, 1999.

COMBES, P. *Economic Structure and Local Growth: France, 1984-1993*. **Journal of Urban Economics**, 47, pp. 329-355. 2000.

DICKEY, D.; FULLER, W. *Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root*. **Journal of the American Statistical Association**, Vol. 74, pp. 427-431. June 1979.

Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a Unit Root. **Econometrica**, Vol. 49, nº 4, pp. 1057-1072. July 1981.

DICKEY, D.; PANTULA, S. *Determining the Order of Differencing in Autoregressive Processes*. **Journal of Business and Economic Statistics**, Vol. 15, pp. 455-461. 1987.

FULLER, W. **Introduction to Statistical Time Series**. John Wiley. New York, 1976.

FUNDAÇÃO SEADE. **Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados**.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. John Wiley & Sons, 2nd ed. 2004.

FIGUEIREDO, F. M. R.; STAUB R. B. Algumas Considerações sobre a Sazonalidade no IPCA. **Banco Central do Brasil**, Working Paper Series nº 31. Brasília, 2001.

FIPE. **Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas**.

FRAGA, A. *et al.* *Inflation Targeting in Emerging Markets Economies*. **Banco Central do Brasil**, Working Paper Series nº 76. Brasília, 2003.

FREITAS, P.S. *et al.* *Inflation Targeting in Brazil: Lessons and Challenges*. **Banco Central do Brasil**, Working Paper Series nº 53. Brasília, 2002 A.

Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility. **Banco Central do Brasil**, Working Paper Series n° 77. Brasília, 2003.

FREITAS, P.S.; MUINHOS, M.K. *A Simple Model For Inflation Targeting in Brazil.* **Economia Aplicada**, V. 6, N. 1, pp. 31-48. 2002 B.

GOLDFAJN, I.; WERLANG, S.R.C. *The Pass-through from Depreciation to Inflation: A Panel Study.* **Banco Central do Brasil**, Working Paper Series n° 33. Brasília, 2000.

HAMILTON, J.D. *Time Series Analysis*. Princeton University Press. 1994.

HETZEL, R. *The Taylor Rule: Is It a Useful Guide to Understanding Monetary Policy?*. **Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly**, 86 (2), Spring, pp. 1-33. 2000.

IBGE. **Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.**

IPEADATA. **Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas.**

KWIATKOWSKI, D. *et al. Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root.* **Journal of Econometrics**, Vol. 54, pp. 159-178. 1992.

LEME, M.C.; BIDERMAN, C. O Mapa das Desigualdades no Estado de São Paulo. **Novos Estudos**, v. 49, pp. 181-211. São Paulo, 1997.

MANKIW, N.; REIS, R. *Sticky Information versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve.* **Quarterly Journal of Economics**, pp. 1295-1328. November 2002.

MINELLA, A. *Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000): a VAR Estimation.* **Banco Central do Brasil**, Working Paper Series n° 33. Brasília, 2001.

MISHKIN, F.S.; SCHMIDT-HEBBEL, K. *One Decade of Inflation Targeting in the World: What Do We Know and What Do We Need to Know?*. **National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper Series**, n. 8397. 2001.

MUINHOS, M. K. *Inflation Targeting in an Open Financially Integrated Emerging Economy: the Case of Brazil.* **Banco Central do Brasil**, Working Paper Series n° 26. Brasília, 2001.

ROMER, D. *Advanced Macroeconomics*. McGraw-Hill, 2nd ed. 2001.

SILVA, R. **Estabilidade Econômica e Metas de Inflação: Uma Avaliação do Caso Brasileiro**. Tese de Doutorado apresentada ao Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo. São Paulo, 2002.

STOCK, J.; WATSON, M. *Vector Auto-regressions*. ***Journal of Economic Perspectives***, Vol.15, nº 4, (Fall), pp. 101-115. 2001.

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

TAYLOR, J. *Staggered Price and Wage Setting in Macroeconomics*. In: TAYLOR, J.; WOODFORD, M. (eds.) ***Handbook of Macroeconomics, Vol. 1***. Elsevier Science. 1999.

WOODFORD, M. *The Taylor Rule and Optimal Monetary Policy*. ***American Economic Review***, pp. 232-237. May 2001.

APÊNDICE

A.1 Preços Monitorados IPCA e IPC-FIPE

Na tabela A.1 abaixo apresentamos os subitens considerados como preços monitorados pelo IBGE e a respectiva correspondência na classificação adotada pela FIPE para a construção do IPC-FIPE.

Tabela A.1 – Preços Monitorados IPCA³⁸ e IPC-FIPE

Subitem IPCA-IBGE	Subitem IPC-FIPE
Imposto predial	Imposto predial
Taxa de água e esgoto	Água/esgoto
Gás de bujão	Gás de botijão
Gás encanado	Gás canalizado
Energia elétrica residencial	Energia elétrica
	Ônibus
Ônibus urbano	Lotação
	Integração
Táxi	Táxi
Trem	Trem
Ônibus intermunicipal	
Ônibus interestadual	Passagem p/ fora da cidade
Ferry-boat*	SEM CORRESPONDENTE
Avião	SEM CORRESPONDENTE
Metrô	Metrô
Navio*	SEM CORRESPONDENTE
Barco*	SEM CORRESPONDENTE
Emplacamento e licença	Licenciamento
Óleo	Óleo p/ veículo
Pedágio	Pedágio
Gasolina	Gasolina
Álcool	Álcool combustível
Óleo diesel	Diesel
Plano de saúde	Contrato de assistência médica
Cartório	Cartório
Jogos lotéricos	Loterias e outros jogos
Correio	Correio
Telefone fixo	Telefone fixo (conta)
Telefone público	Cartão telefônico
Telefone celular	Telefone celular (conta)

* Esses itens apresentam ponderação zero para a RMSP.

³⁸ A partir de janeiro de 2006 o preço do álcool deixou de ser considerado preço monitorado. Em nosso trabalho ainda o consideramos como preço monitorado pois o período de análise é de 2000:01 a 2005:08.

A.2 Cômputo das Taxas de Inflação dos Índices Livres

Para obter a taxa de variação do índice livre do IPCA da RMSP realizamos o produto da ponderação de cada subitem em cada período, depois de excluídos os preços monitorados, pela respectiva variação. Matematicamente:

$$\Delta p_{IPCASP\ Livre,t} = \left(1 - \sum_{j=1}^J w_{IPCASP\ j,t} \right) \cdot w_{IPCASP\ Livre,t}^T \cdot \Delta p_{IPCASP,t}$$

Em que $w_{IPCASP\ Livre,t}$ representa o vetor coluna com os pesos de cada um dos produtos atribuindo o valor 0 para os produtos considerados monitorados em t , $\sum_{j=1}^J w_{IPCASP\ j,t}$ é a participação dos preços administrados no instante t e $\Delta p_{IPCASP,t}$ é o vetor coluna de variação de preços, calculada pela diferença dos logaritmos naturais entre t e $t-1$.

Para o IPC-FIPE realizamos cálculo semelhante:

$$\Delta p_{FIPE\ Livre,t} = \left(1 - \sum_{j=1}^J w_{FIPE\ j} \right) \cdot w_{FIPE\ Livre}^T \cdot \Delta p_{FIPE,t}$$

Em que $w_{FIPE\ Livre}$ é o vetor coluna com os pesos de cada um dos produtos atribuindo valor 0 para os produtos considerados monitorados e são baseados na Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 1998-99 realizada pela FIPE, $\sum_{j=1}^J w_{FIPE\ j}$ representa a participação dos preços administrados e $\Delta p_{FIPE,t}$ é o vetor coluna de variação de preços, calculada pela diferença dos logaritmos naturais entre t e $t-1$.

A.3 Análise das Funções de Resposta ao Impulso

- **Resposta do Nível de Utilização de Capacidade ao Desemprego:** a resposta negativa predomina, mas não é significativa em nenhum dos modelos. Em alguns modelos que utilizam o desemprego aberto em 1ª diferença a resposta apresenta sinal positivo, mas não significativo.
- **Resposta do Desemprego ao Nível de Utilização da Capacidade:** negativa, como esperado, pois aumentos na utilização da capacidade acarretam queda da taxa de desemprego, indicando aumento na atividade econômica da RMSP. Significante nos modelos que usam o desemprego em nível tanto para a taxa de juros em nível como em 1ª diferença. Nos modelos com o desemprego aberto em 1ª diferença a resposta foi negativa, mas sem apresentar significância estatística.
- **Resposta da Produtividade Industrial ao Nível de Utilização de Capacidade:** em todos os modelos a resposta é positiva e estatisticamente significativa para o período contemporâneo ao choque. Para os períodos seguintes esse efeito se torna estatisticamente igual a zero.
- **Resposta da Produtividade Industrial ao Desemprego:** em todos os modelos a resposta é estatisticamente igual a zero. Na maioria dos casos a resposta prevalecente é negativa, sendo que em alguns casos há intervalos em que a resposta é positiva.
- **Resposta do Nível de Utilização de Capacidade à Produtividade Industrial:** nos dois períodos seguintes ao choque na produtividade industrial a resposta apresenta sinal negativo. Nos modelos com taxa de inflação corrente esse efeito é estatisticamente significativo, o que não ocorre nos de taxa esperada de inflação. Depois desse período a resposta converge a zero ou se torna positiva, mas estatisticamente igual a zero.
- **Resposta do Desemprego à Produtividade Industrial:** em todos os modelos a resposta é estatisticamente igual a zero. Para todos eles, a resposta nos dois períodos subsequentes ao choque é negativa, tornando-se positiva no terceiro período para depois convergir para zero.

- **Resposta do Nível de Utilização da Capacidade à Taxa de Câmbio:** Negativa, mas não significativa em todos os modelos que utilizam as taxas de inflação corrente. No entanto, quando empregamos as taxas esperadas de inflação a resposta positiva foi predominante. No caso dos modelos com o desemprego e a taxa de juros em nível essa resposta é estatisticamente significativa.
- **Resposta do Desemprego à Taxa de Câmbio:** positiva e significativa nos modelos que trabalham com o desemprego em nível e com a taxa de juros tanto em nível quanto em 1ª diferença. Nos outros casos a resposta foi positiva, mas não é significativa.
- **Resposta da Produtividade Industrial à Taxa de Câmbio:** em todos os casos é estatisticamente igual a zero. Em magnitude, as respostas oscilam muito próximo de zero.
- **Resposta da Taxa de Câmbio ao Nível de Utilização da Capacidade:** resposta predominante é positiva, porém estatisticamente igual a zero em todos os modelos.
- **Resposta da Taxa de Câmbio ao Desemprego:** nos modelos com o desemprego aberto em 1ª diferença a resposta predominante é negativa, porém estatisticamente igual a zero em todos os modelos. Já nos modelos com o desemprego em nível prevaleceu a resposta positiva, mas estatisticamente igual a zero.
- **Resposta da Taxa de Câmbio à Taxa de Inflação:** na maioria dos modelos o efeito é negativo, mas sem apresentar significância estatística. Nos modelos que usam o desemprego em nível e a taxa de juros tanto em nível como em 1ª diferença o efeito negativo é significativo quando empregamos as taxas de inflação corrente do IPCA livre e cheio no mês em que é dado o choque e no mês subsequente.
- **Resposta da Taxa de Câmbio à Produtividade Industrial:** em todos os modelos predomina a resposta positiva. Em nenhum dos casos essa resposta apresentou significância estatística.

- **Resposta do Nível de Utilização Capacidade à Taxa de Inflação:** Predomina o efeito negativo e significativo em todos os modelos com as taxas de inflação correntes. Para os modelos com as taxas de inflação esperada a resposta foi negativa, mas não significativa em nenhum deles. Estes resultados são contrários ao esperado, caso se aceite a presença de *trade-off* entre inflação e nível de atividade. Com base nesses resultados poderíamos concluir não só pela ausência desse *trade-off*, pelo menos para a RMSP, como também que a aceleração da inflação tem efeitos deletérios sobre o nível de atividade, corroborando a busca da estabilidade do nível de preços.

- **Resposta do Desemprego à Taxa de Inflação:** na maior parte dos modelos a resposta começa negativa e não significativa, mas o efeito predominante é o de que o impacto da inflação sobre o desemprego é positivo, mas geralmente não significativo. No caso dos modelos que trabalham com a taxa de inflação do IPCA livre da RMSP, com a taxa de juros em nível e com o desemprego em nível, o efeito positivo é significativo, apontando para a ausência do *trade-off*. Os resultados encontrados para as taxas de desemprego apontam em favor do argumento de que a aceleração da inflação tem efeitos nocivos sobre a atividade econômica, ainda que esse efeito não apresente significância estatística para todas as taxas de inflação.

- **Resposta da Produtividade Industrial à Taxa de Inflação:** em todos os modelos a resposta não é estatisticamente significativa. Nos modelos de taxas correntes de inflação prevalece a resposta negativa, enquanto que nos de taxas esperadas de inflação há intervalos em que a resposta é positiva.

- **Resposta da Taxa de Inflação ao Nível da Utilização da Capacidade:** em todos os modelos a resposta não foi estatisticamente diferente de zero. Na maioria dos modelos predominou o efeito positivo. Apenas no modelo que empregou a taxa de juros em nível, o desemprego aberto em 1ª diferença e as taxa de inflação corrente do IPC-FIPE (livre e cheio), a resposta negativa prevaleceu (mas não significativa). Com esses resultados temos indícios de que a aceleração da atividade econômica na região pressiona os preços da região.

- **Resposta da Taxa de Inflação ao Desemprego:** nos modelos que empregaram a taxa de desemprego em nível e as taxas de inflação corrente, a resposta da inflação ao desemprego foi positiva, mas em nenhum dos casos significantes. Esse resultado é contra-intuitivo se aceitarmos a presença de *trade-off* entre desemprego e inflação. Quando utilizamos a taxa esperada de inflação, a resposta predominante se tornou negativa, mas ainda não significativa.

Nos modelos em que se utilizou o desemprego aberto em 1ª diferença, a resposta predominante era negativa e não significativa tanto para as taxas de inflação corrente como para as expectativas de inflação.

- **Resposta da Taxa de Inflação à Produtividade Industrial:** em todos os modelos a resposta não apresentou significância estatística. Nos modelos com as taxas de inflação corrente as respostas tinham predominantemente sinal negativo, quando a modelagem era feita com as taxas esperadas de inflação a resposta apresentava sinal positivo.

A.4 Correlogramas das Séries

- Taxa de Desemprego da RMSP

Correlogram of DES

=====

Date: 03/21/06 Time: 08:58

Sample: 2000:01 2005:08

Included observations: 68

=====

Autocorrelation	Partial	Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
=====	=====	=====	=====	=====	=====	=====
. *****	. *****	1 0.945 0.945	63.501	0.000		
. *****	** .	2 0.866-0.259	117.63	0.000		
. *****	. * .	3 0.774-0.127	161.46	0.000		
. *****	. **	4 0.710 0.286	198.94	0.000		
. *****	. * .	5 0.646-0.169	230.50	0.000		
. *****	. * .	6 0.578-0.154	256.15	0.000		
. *****	. * .	7 0.489-0.117	274.77	0.000		
. ***	. * .	8 0.385-0.154	286.55	0.000		
. **	. .	9 0.282-0.024	292.95	0.000		
. *	. * .	10 0.183-0.095	295.70	0.000		
. *	. .	11 0.095-0.033	296.45	0.000		
. .	. .	12 0.013-0.009	296.46	0.000		
. .	. *	13-0.044 0.196	296.63	0.000		
. * .	. * .	14-0.099-0.102	297.49	0.000		
. * .	. .	15-0.145-0.023	299.38	0.000		
** .	. .	16-0.196-0.001	302.90	0.000		
** .	. *	17-0.227 0.113	307.72	0.000		
** .	. .	18-0.246-0.013	313.50	0.000		
** .	. * .	19-0.256-0.143	319.85	0.000		
** .	. * .	20-0.269-0.071	327.04	0.000		
** .	. .	21-0.284-0.007	335.22	0.000		
** .	. * .	22-0.306-0.154	344.93	0.000		
*** .	. * .	23-0.328-0.124	356.34	0.000		
*** .	. * .	24-0.349-0.072	369.53	0.000		
*** .	. *	25-0.361 0.069	383.98	0.000		
*** .	. * .	26-0.373-0.098	399.76	0.000		
*** .	. .	27-0.380 0.020	416.53	0.000		
*** .	. * .	28-0.391-0.070	434.72	0.000		

=====

Autocorrelation	Partial	Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob		
.	*****	.	*****	1	0.940	0.940	62.759	0.000
.	*****	**	.	2	0.848	-0.302	114.64	0.000
.	*****	.	.	3	0.759	0.049	156.86	0.000
.	*****	.	*.	4	0.697	0.162	192.95	0.000
.	*****	.*	.	5	0.633	-0.169	223.24	0.000
.	*****	.*	.	6	0.557	-0.114	247.06	0.000
.	****	.*	.	7	0.457	-0.180	263.35	0.000
.	***	.*	.	8	0.351	-0.061	273.12	0.000
.	**	.*	.	9	0.247	-0.090	278.05	0.000
.	*	.*	.	10	0.153	-0.058	279.99	0.000
.	.	.*	.	11	0.063	-0.060	280.32	0.000
.	.	.	*.	12	-0.012	0.083	280.33	0.000
.*	.	.	*.	13	-0.062	0.157	280.67	0.000
.*	.	.*	.	14	-0.102	-0.063	281.58	0.000
.*	.	.	.	15	-0.138	0.034	283.29	0.000
.*	.	.*	.	16	-0.178	-0.062	286.18	0.000
**	.	.	.	17	-0.216	-0.056	290.52	0.000
**	.	.	.	18	-0.241	0.004	296.04	0.000
**	.	.*	.	19	-0.255	-0.108	302.38	0.000
**	.	.	.	20	-0.263	-0.017	309.24	0.000
**	.	.	.	21	-0.268	-0.020	316.53	0.000
**	.	.*	.	22	-0.285	-0.157	324.93	0.000
**	.	.*	.	23	-0.309	-0.074	335.06	0.000
***	.	.	.	24	-0.337	-0.047	347.33	0.000
***	.	.	*.	25	-0.349	0.075	360.84	0.000
***	.	.	.	26	-0.346	0.046	374.42	0.000
***	.	.	.	27	-0.333	0.038	387.31	0.000
***	.	**	.	28	-0.338	-0.191	400.92	0.000

- Nível de Utilização da Capacidade Instalada

Correlogram of NUCI

Date: 03/21/06 Time: 09:19

Sample: 2000:01 2005:08

Included observations: 68

Autocorrelation	Partial	Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. *****	. *****	1	0.926	0.926	60.969	0.000
. *****	** .	2	0.830	-0.199	110.65	0.000
. *****	. * .	3	0.713	-0.183	147.86	0.000
. *****	. * .	4	0.581	-0.140	173.00	0.000
. ***	. .	5	0.454	-0.018	188.59	0.000
. ***	. .	6	0.336	-0.014	197.24	0.000
. **	. .	7	0.224	-0.054	201.16	0.000
. *	. .	8	0.126	-0.023	202.42	0.000
. .	. .	9	0.040	-0.028	202.56	0.000
. .	. .	10	-0.035	-0.038	202.65	0.000
. * .	. * .	11	-0.104	-0.078	203.56	0.000
. * .	. * .	12	-0.178	-0.146	206.25	0.000
** .	. **	13	-0.212	0.221	210.16	0.000
** .	. .	14	-0.233	0.002	214.92	0.000
** .	. .	15	-0.230	0.052	219.67	0.000
** .	. .	16	-0.209	0.000	223.68	0.000
. * .	. *	17	-0.159	0.166	226.05	0.000
. * .	. * .	18	-0.109	-0.066	227.19	0.000
. * .	. * .	19	-0.063	-0.081	227.58	0.000
. .	. * .	20	-0.036	-0.142	227.70	0.000
. .	. * .	21	-0.030	-0.083	227.80	0.000
. .	. * .	22	-0.053	-0.154	228.09	0.000
. * .	. * .	23	-0.091	-0.065	228.96	0.000
. * .	. * .	24	-0.133	-0.064	230.86	0.000
. * .	. **	25	-0.158	0.218	233.61	0.000
. * .	. * .	26	-0.184	-0.099	237.45	0.000
** .	. .	27	-0.200	0.033	242.09	0.000
** .	. * .	28	-0.219	-0.174	247.82	0.000

- Produtividade Industrial

Correlogram of PROD

Date: 07/16/06 Time: 11:32

Sample: 2000:01 2005:08

Included observations: 68

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. *****	. *****	1 0.892	0.892	56.496	0.000
. *****	. **	2 0.846	0.248	108.11	0.000
. *****	. .	3 0.796	0.040	154.53	0.000
. *****	. * .	4 0.718	-0.162	192.84	0.000
. *****	. .	5 0.673	0.052	227.07	0.000
. *****	. .	6 0.624	0.020	256.95	0.000
. ****	. * .	7 0.562	-0.071	281.60	0.000
. ****	. .	8 0.528	0.047	303.71	0.000
. ****	. * .	9 0.470	-0.080	321.51	0.000
. ***	. * .	10 0.408	-0.091	335.16	0.000
. ***	. *.	11 0.381	0.094	347.31	0.000
. ***	. .	12 0.346	0.057	357.46	0.000
. **	. .	13 0.311	-0.022	365.85	0.000
. **	. * .	14 0.277	-0.080	372.63	0.000
. **	. .	15 0.246	0.019	378.06	0.000
. **	. * .	16 0.206	-0.060	381.93	0.000
. *.	. *.	17 0.194	0.099	385.46	0.000
. *.	. * .	18 0.147	-0.122	387.53	0.000
. *.	. .	19 0.122	-0.008	388.97	0.000
. *.	. .	20 0.101	-0.009	389.99	0.000
. .	. .	21 0.063	-0.032	390.39	0.000
. .	. * .	22 0.029	-0.061	390.48	0.000
. .	. .	23 0.007	0.015	390.48	0.000
. .	. ** .	24 -0.056	-0.190	390.83	0.000
. .	. *.	25 -0.055	0.183	391.16	0.000
. .	. *.	26 -0.050	0.160	391.44	0.000
. * .	. * .	27 -0.083	-0.114	392.24	0.000
. * .	. .	28 -0.063	0.042	392.71	0.000

- Taxa de Câmbio (em log)

Correlogram of LEXCA

Date: 03/21/06 Time: 09:19

Sample: 2000:01 2005:08

Included observations: 68

Autocorrelation		Partial	Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
.	*****	.	*****	1	0.957	0.957	65.042	0.000
.	*****	**	.	2	0.896	-0.228	122.97	0.000
.	*****	.*	.	3	0.825	-0.119	172.86	0.000
.	*****	.	.	4	0.750	-0.052	214.72	0.000
.	*****	.	.	5	0.673	-0.053	248.93	0.000
.	*****	.*	.	6	0.592	-0.073	275.87	0.000
.	****	.	.	7	0.518	0.039	296.81	0.000
.	***	.	*	8	0.457	0.100	313.37	0.000
.	**	.	.	9	0.405	0.010	326.61	0.000
.	*	.	.	10	0.361	0.009	337.33	0.000
.	.	.	.	11	0.326	0.020	346.20	0.000
.	.	.	.	12	0.295	-0.024	353.60	0.000
.	.	.*	.	13	0.262	-0.101	359.53	0.000
.	.	.	.	14	0.227	-0.038	364.09	0.000
.	.	.	.	15	0.194	0.019	367.48	0.000
.	.	.	.	16	0.162	-0.019	369.88	0.000
.	.	.*	.	17	0.125	-0.074	371.33	0.000
.	.	.*	.	18	0.082	-0.062	371.97	0.000
.	.	.	.	19	0.041	0.020	372.13	0.000
.	.	.*	.	20	-0.003	-0.091	372.13	0.000
.	.	.	.	21	-0.042	0.035	372.31	0.000
.*	.	.	.	22	-0.079	-0.016	372.95	0.000
.*	.	**	.	23	-0.129	-0.243	374.70	0.000
.*	.	.*	.	24	-0.186	-0.135	378.45	0.000
**	.	.	.	25	-0.241	0.034	384.88	0.000
**	.	.*	.	26	-0.295	-0.063	394.74	0.000
***	.	.*	.	27	-0.347	-0.068	408.68	0.000
***	.	.	.	28	-0.396	-0.019	427.37	0.000

Autocorrelation	Partial	Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob		
.	*****	.	*****	1	0.967	0.967	66.384	0.000
.	*****	*****	.	2	0.880	-0.827	122.25	0.000
.	*****	.	.	3	0.755	-0.023	163.95	0.000
.	*****	.*	.	4	0.602	-0.095	190.89	0.000
.	***	.	.*	5	0.437	0.098	205.29	0.000
.	**	.*	.	6	0.269	-0.097	210.86	0.000
.	*	.	.	7	0.110	0.039	211.80	0.000
.	.	.	.	8	-0.033	-0.029	211.89	0.000
.*	.	.	.*	9	-0.153	0.096	213.77	0.000
**	.	.	.	10	-0.243	0.047	218.60	0.000
**	.	.*	.	11	-0.302	-0.058	226.21	0.000
***	.	.	.	12	-0.331	0.012	235.56	0.000
***	.	.*	.	13	-0.336	-0.156	245.35	0.000
***	.	.	.	14	-0.323	-0.011	254.56	0.000
**	.	.	.	15	-0.297	-0.029	262.49	0.000
**	.	.*	.	16	-0.267	-0.158	269.00	0.000
**	.	.	.	17	-0.237	0.002	274.23	0.000
**	.	.	.	18	-0.211	-0.015	278.49	0.000
**	.	.	.	19	-0.193	-0.016	282.09	0.000
.*	.	.	.	20	-0.180	0.017	285.32	0.000
.*	.	.*	.	21	-0.176	-0.087	288.44	0.000
.*	.	.	.	22	-0.178	-0.037	291.72	0.000
.*	.	.	.	23	-0.185	-0.011	295.33	0.000
**	.	.*	.	24	-0.196	-0.137	299.49	0.000
**	.	.*	.	25	-0.212	-0.115	304.44	0.000
**	.	.	.	26	-0.229	0.010	310.36	0.000
**	.	.	.*	27	-0.241	0.104	317.13	0.000
**	.	.	.	28	-0.246	0.031	324.31	0.000

- Taxa de Variação IPC-FIPE Livre

Correlogram of FIPEL

=====

Date: 09/16/06 Time: 00:38

Sample: 2000:01 2005:08

Included observations: 68

=====

Autocorrelation	Partial	Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
=====						
. *****	. *****	1 0.641 0.641 29.202 0.000				
. ***	. * .	2 0.361-0.086 38.580 0.000				
. **	. .	3 0.222 0.045 42.195 0.000				
. .	. * .	4 0.040-0.175 42.312 0.000				
. * .	. .	5-0.075-0.036 42.733 0.000				
. * .	. * .	6-0.137-0.069 44.179 0.000				
** .	. * .	7-0.207-0.096 47.538 0.000				
. * .	. .	8-0.187 0.031 50.307 0.000				
. * .	. *	9-0.070 0.115 50.705 0.000				
. .	. .	10-0.030-0.044 50.781 0.000				
. .	. .	11-0.022-0.034 50.822 0.000				
. .	. .	12 0.021 0.016 50.860 0.000				
. .	. .	13 0.036-0.003 50.972 0.000				
. .	. .	14 0.028-0.016 51.041 0.000				
. *	. *	15 0.110 0.149 52.122 0.000				
. .	. * .	16 0.058-0.121 52.428 0.000				
. .	. .	17-0.028-0.046 52.504 0.000				
. .	. *	18 0.019 0.090 52.539 0.000				
. .	. .	19 0.006-0.040 52.543 0.000				
. * .	. * .	20-0.087-0.116 53.300 0.000				
. * .	. .	21-0.114-0.023 54.616 0.000				
. * .	. .	22-0.122-0.001 56.165 0.000				
. * .	. .	23-0.115 0.019 57.555 0.000				
. .	. .	24-0.057-0.008 57.911 0.000				
. * .	. * .	25-0.076-0.098 58.555 0.000				
. * .	. .	26-0.067 0.054 59.065 0.000				
. .	. * .	27-0.038-0.060 59.236 0.000				
. .	. .	28 0.006 0.033 59.241 0.001				

- Taxa de Variação IPC-FIPE Cheio

Correlogram of FIPET

=====

Date: 03/21/06 Time: 09:21

Sample: 2000:01 2005:08

Included observations: 68

=====

Autocorrelation	Partial	Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
=====						
. *****	. *****	1	0.618	0.618	27.091	0.000
. ***	. * .	2	0.339	-0.068	35.401	0.000
. * .	. .	3	0.162	-0.032	37.325	0.000
. .	. * .	4	-0.011	-0.133	37.334	0.000
. * .	. * .	5	-0.156	-0.126	39.165	0.000
** .	. * .	6	-0.238	-0.088	43.513	0.000
** .	. .	7	-0.217	0.020	47.179	0.000
** .	. * .	8	-0.212	-0.080	50.754	0.000
. * .	. .	9	-0.150	0.025	52.581	0.000
. * .	. * .	10	-0.112	-0.065	53.610	0.000
. .	. .	11	-0.053	0.013	53.844	0.000
. .	. .	12	-0.007	-0.016	53.848	0.000
. .	. * .	13	-0.033	-0.097	53.942	0.000
. .	. .	14	-0.031	-0.016	54.026	0.000
. * .	. * .	15	0.086	0.178	54.695	0.000
. * .	. * .	16	0.081	-0.088	55.290	0.000
. * .	. .	17	0.091	0.065	56.062	0.000
. * .	. .	18	0.114	0.015	57.290	0.000
. * .	. .	19	0.105	-0.001	58.369	0.000
. .	** .	20	-0.048	-0.217	58.595	0.000
. * .	. * .	21	-0.083	0.086	59.289	0.000
. * .	. .	22	-0.088	-0.041	60.097	0.000
. * .	. * .	23	-0.070	0.099	60.611	0.000
. .	. .	24	-0.032	-0.006	60.720	0.000
. .	. .	25	-0.010	0.032	60.731	0.000
. .	. * .	26	0.008	-0.077	60.738	0.000
. .	. * .	27	0.047	0.075	60.997	0.000
. .	. * .	28	0.042	-0.079	61.209	0.000

=====

- Taxa de Variação Inflação Esperada IPC-FIPE Próximos 12 Meses

Correlogram of EFIPEU

Date: 07/16/06 Time: 11:35

Sample: 2000:01 2005:08

Included observations: 46

Autocorrelation	Partial	Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. *****	. *****	1	0.903	0.903	39.965	0.000
. *****	**** .	2	0.718	-0.519	65.847	0.000
. ****	. .	3	0.512	-0.032	79.295	0.000
. **	. * .	4	0.311	-0.090	84.371	0.000
. *	. .	5	0.134	-0.032	85.336	0.000
. .	. * .	6	-0.016	-0.085	85.350	0.000
. * .	. .	7	-0.134	-0.028	86.361	0.000
** .	. .	8	-0.219	-0.045	89.148	0.000
** .	. .	9	-0.267	0.015	93.417	0.000
** .	. * .	10	-0.299	-0.142	98.895	0.000
*** .	. * .	11	-0.327	-0.102	105.65	0.000
** .	. *	12	-0.319	0.185	112.27	0.000
** .	. .	13	-0.269	0.042	117.13	0.000
** .	. * .	14	-0.215	-0.184	120.32	0.000
. * .	. .	15	-0.165	0.009	122.25	0.000
. * .	. .	16	-0.116	0.034	123.24	0.000
. * .	. * .	17	-0.076	-0.058	123.67	0.000
. .	. .	18	-0.042	-0.010	123.81	0.000
. .	. * .	19	-0.028	-0.140	123.87	0.000
. .	. .	20	-0.034	0.014	123.97	0.000

- Taxa de Variação IPCA da RMSP Cheio

Correlogram of IPCASPT

Date: 03/21/06 Time: 09:21

Sample: 2000:01 2005:08

Included observations: 68

Autocorrelation	Partial	Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. ****		. ****		1 0.566 0.566	22.730	0.000
. **		. * .		2 0.234-0.126	26.691	0.000
. *.		. *.		3 0.158 0.119	28.513	0.000
. *.		. .		4 0.096-0.040	29.204	0.000
. * .		** .		5-0.118-0.241	30.248	0.000
. * .		. *.		6-0.139 0.077	31.729	0.000
. * .		. * .		7-0.143-0.124	33.318	0.000
. * .		. .		8-0.124 0.038	34.534	0.000
. * .		. .		9-0.105-0.005	35.425	0.000
. * .		. * .		10-0.110-0.112	36.419	0.000
. * .		. .		11-0.090 0.044	37.088	0.000
. .		. .		12-0.041-0.035	37.234	0.000
. * .		** .		13-0.134-0.192	38.794	0.000
. * .		. *.		14-0.133 0.075	40.348	0.000
. .		. .		15-0.007 0.049	40.352	0.000
. *.		. .		16 0.075 0.047	40.861	0.001
. .		. .		17 0.062 0.043	41.225	0.001
. *.		. .		18 0.107-0.002	42.305	0.001
. *.		. .		19 0.103-0.031	43.345	0.001
. .		. * .		20 0.035-0.061	43.464	0.002
. .		. * .		21-0.048-0.086	43.699	0.003
. * .		. * .		22-0.133-0.101	45.536	0.002
. * .		. *.		23-0.067 0.158	46.012	0.003
. .		. .		24-0.007-0.017	46.018	0.004
. * .		. * .		25-0.068-0.069	46.523	0.006
. * .		. .		26-0.060 0.055	46.926	0.007
. *.		. .		27 0.076 0.022	47.600	0.009
. .		. .		28 0.065-0.037	48.105	0.010

- Taxa de Variação Inflação Esperada IPCA-IBGE Próximos 12 Meses

Correlogram of EIPCAU

Date: 07/16/06 Time: 11:35

Sample: 2000:01 2005:08

Included observations: 46

Autocorrelation	Partial	Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. *****	. *****	1 0.912 0.912 40.809 0.000				
. *****	***** .	2 0.725-0.634 67.182 0.000				
. ****	. *	3 0.514 0.121 80.757 0.000				
. **	. * .	4 0.311-0.145 85.851 0.000				
. *	. * .	5 0.122-0.124 86.653 0.000				
. .	. * .	6-0.049-0.071 86.783 0.000				
. * .	. *	7-0.178 0.083 88.582 0.000				
** .	. * .	8-0.261-0.083 92.548 0.000				
** .	. * .	9-0.310-0.071 98.271 0.000				
*** .	. * .	10-0.339-0.087 105.32 0.000				
*** .	. .	11-0.352-0.018 113.16 0.000				
*** .	. *	12-0.328 0.154 120.15 0.000				
** .	. .	13-0.268-0.050 124.97 0.000				
** .	. * .	14-0.206-0.162 127.91 0.000				
. * .	. .	15-0.155 0.047 129.62 0.000				
. * .	. .	16-0.107 0.021 130.47 0.000				
. * .	. * .	17-0.060-0.068 130.74 0.000				
. .	. .	18-0.017 0.014 130.76 0.000				
. .	. * .	19 0.007-0.071 130.77 0.000				
. .	. .	20 0.009-0.054 130.78 0.000				

A.5 Funções de Resposta ao Impulso³⁹

- Variáveis: des, nuci, Δ prod, fipec, Δ log(exca), Δ iaa (taxa de juros ordenada em último)

³⁹ Os resultados com os modelos que empregaram o desemprego aberto foram semelhantes aos encontrados nos modelos com o desemprego aberto, de forma que optamos por não apresentá-los por concisão.

- Variáveis: des, nuci, Δ prod, fiipel, $\Delta\log(\text{exca})$, Δiaa (taxa de juros ordenada em primeiro)

- Variáveis: des, nuci, Δ prod, fipet, $\Delta\log(\text{exca})$, Δiaa (taxa de juros ordenada em último)

- Variáveis: des, nuci, Δ prod, fipet, $\Delta\log(\text{exca})$, Δiaa (taxa de juros ordenada em primeiro)

- Variáveis: des, nuci, Δ prod, ipcasp, Δ log(exca), Δ iaa (taxa de juros ordenada em último)

- Variáveis: des, nuci, Δ prod, ipcaspl, $\Delta\log(\text{exca})$, Δiaa (juro ordenado em primeiro)

- Variáveis: des, nuci, Δ prod, ipcaspt, $\Delta\log(\text{exca})$, Δiaa (taxa de juros ordenada em último)

- Variáveis: des, nuci, Δ prod, ipcaspt, $\Delta\log(\text{exca})$, Δiaa (juro ordenado em primeiro)

- Variáveis: des, nuci, Δ prod, Δ efipeu, Δ log(exca), Δ iaa (taxa de juros ordenada em último)

- Variáveis: des, nuci, Δ prod, Δ efipeu, Δ log(exca), Δ iaa (juro ordenado em primeiro)

- Variáveis: des, nuci, Δ prod, Δ eipcau, $\Delta\log(\text{exca})$, Δ iaa (juro ordenado em último)

- Variáveis: des, nuci, Δ prod, Δ eipcau, Δ log(exca), Δ iaa (juro ordenado em primeiro)

- Variáveis: des, nuci, Δ prod, fiipel, Δ log(exca), iaa (juro ordenado em último)

- Variáveis: des, nuci, Δ prod, fiipel, $\Delta\log(\text{exca})$, iaa (juro ordenado em primeiro)

- Variáveis: des, nuci, Δ prod, fipet, Δ log(exca), iaa (juro ordenado em último)

- Variáveis: des, nuci, Δ prod, fipet, $\Delta\log(\text{exca})$, iaa (juro ordenado em primeiro)

- Variáveis: des, nuci, Δ prod, ipcaspl, Δ log(exca), iaa (taxa de juros ordenada em último)

- Variáveis: des, nuci, Δ prod, ipcasl, Δ log(exca), iaa (juro ordenado em primeiro)

- Variáveis: des, nuci, Δ prod, ipcaspt, $\Delta\log(\text{exca})$, iaa (juro ordenado em último)

- Variáveis: des, nuci, Δ prod, ipcaspt, $\Delta\log(\text{exca})$, iaa (juro ordenado em primeiro)

- Variáveis: des, nuci, Δ prod, Δ efipeu, Δ log(exca), iaa (juro ordenado em último)

- Variáveis: des, nuci, Δ prod, Δ efipeu, Δ log(exca), iaa (juro ordenado em primeiro)

- Variáveis: des, nuci, Δ prod, Δ eipcau, Δ log(exca), iaa (juro ordenado em último)

- Variáveis: des, nuci, Δ prod, Δ eipcau, Δ log(exca), iaa (juro ordenado em primeiro)