

Política Monetária e Variabilidade dos Preços Relativos: Uma Análise do Caso Brasileiro

Cleomar Gomes[♦]

Resumo

O objetivo deste artigo é estudar empiricamente a relação causal entre inflação e variabilidade de preços relativos no Brasil. O período de análise começa na implementação do Plano Real e estende-se até meados de 2006. Contudo, uma ênfase é dada à fase das metas inflacionárias. O foco da análise é o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) e suas desagregações (preços livres, administrados, comercializáveis, não-comercializáveis e serviços). As metodologias econométricas utilizadas são os modelos ARIMA-GARCH, os testes de causalidade Granger e as funções generalizadas de resposta a impulsos. Em linhas gerais, o trabalho conclui que: 1) como na maioria dos estudos empíricos nesta área, a correlação entre inflação e dispersão de preços relativos é positiva e significativa para caso brasileiro; 2) para o período referente às metas inflacionárias, há uma queda considerável da dispersão de preços; 3) somente os preços administrados e os serviços são rígidos para baixo; 4) a relação de causalidade inflação-variabilidade é encontrada na análise do IPCA completo (1995-2006) e na análise dos itens comercializáveis para o período pós-metas inflacionárias; 5) as funções de resposta a impulsos mostram que choques cambiais não causam dispersão de preços relativos e que perturbações nos preços administrados influenciam a variabilidade dos outros preços de forma considerável.

Palavras-Chave: Variabilidade dos Preços Relativos, Inflação, Política Monetária

Classificação JEL: C33, E31, E52

Abstract

The aim of this paper is to examine empirically the causal relationship between inflation and inter-market relative price variability in Brazil. The period of analysis starts with the implementation of the Real Plan up to the middle of 2006. However, emphasis is given to the period related to the Inflation Targeting framework onwards. The analysis focuses on the IPCA (the Brazilian Monthly Consumer Price Index), which is also disaggregated into market prices, monitored prices, tradables, non-tradables and services. The econometric methodology applied is a series of ARIMA-GARCH models, Granger causality testes and impulse response functions. Some of the conclusions reached are as follows: *i*) as in most of the empirical studies, the correlation between inflation and RPV is positive and significant in all estimations; *ii*) for the Inflation Targeting period there is a considerable reduction in the variability of relative prices; *iii*) there is downward price rigidity only for administered prices and services; *iv*) Granger causality between inflation and price dispersion is found only for the IPCA (full sample) and tradables; *v*) the impulse response functions show that the exchange rate perturbations do not influence price variability and that perturbations to administered prices are important to explain the other dispersions of relative prices.

Key Words: Relative Price Variability, Inflation, Monetary Policy, Disaggregated Consumer Price Index

JEL Classification: C33, E31, E52

ANPEC 2007

ÁREA 3: Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

[♦] Fundação Getulio Vargas – Escola de Economia de São Paulo (FGV-EESP). E-mail: cleomargomes@gvmail.br. Bolsista de Doutorado do CNPQ. Parte desta pesquisa foi realizada no Departamento de Economia da New York University, como cumprimento do projeto de pesquisa de Doutorado Sanduiche. O autor agradece à CAPES pelo suporte financeiro da visita aos EUA. O autor também agradece a Marcio Holland, Fábio Gomes, Maria Carolina Leme e Otávio Aidar pelas sugestões e comentários.

1. Introdução

A investigação da relação entre inflação e variabilidade (dispersão) de preços relativos (doravante VPR) tem recebido atenção especial de pesquisadores teóricos e empíricos. Tal preocupação é bem compreensível e de suma importância uma vez que contribui para o entendimento do processo inflacionário, seus mecanismos de transmissão e os custos de bem-estar envolvidos em políticas (des)inflacionárias. Isso é ainda mais significativo quando há necessidade de se conduzir a política monetária num ambiente de baixa inflação.¹ Em outras palavras, a unanimidade de que a estabilidade de preços é algo positivo e essencial faz com que a avaliação dos efeitos da inflação na dispersão dos preços relativos (e vice versa) forneça aos formuladores de políticas econômicas subsídios para a tomada de ações preventivas contra possíveis pressões inflacionárias ao menor custo possível, em termos de variabilidade do produto e do emprego.

Esta discussão é, sem dúvida, de suma importância também para o caso brasileiro, particularmente depois da implementação do Plano Real, em 1994, que pôs fim a uma era de altas taxas de inflação que vinham assolando o país por vários anos. Após alguns anos de uma política econômica baseada numa âncora cambial, o Brasil se viu forçado a abandonar o regime de câmbio fixo, em 1999, e a implementar uma reforma monetária cuja âncora nominal seria o sistema de metas inflacionárias.

O objetivo deste artigo é estudar empiricamente a relação causal entre inflação e variabilidade de preços relativos no Brasil. O período de análise começa na implementação do Plano Real e estende-se até meados de 2006. Contudo, uma ênfase é dada ao período das metas inflacionárias. Somente o IPCA é analisado desde o Plano Real. Já no período posterior à implementação do regime de metas inflacionárias, o IPCA é desagregado em IPCA de preços livres, administrados, comercializáveis, não comercializáveis e serviços. Como em Debelle & Lamont (1997), este trabalho utiliza a definição de VPR como sendo a variação dos preços de várias categorias de bens e serviços em torno de uma taxa de inflação média dos preços ao consumidor, que é uma medida de variabilidade de preços inter-mercados. Utilizaremos a metodologia das séries temporais neste estudo, especialmente modelos ARIMA-GARCH, testes de causalidade Granger e funções generalizadas de resposta a impulsos. As conclusões gerais do artigo são: 1) como na maioria dos estudos empíricos nesta área, a correlação entre inflação e dispersão de preços relativos é positiva e significativa; 2) para o período referente às metas inflacionárias, há uma queda considerável da dispersão de preços; 3) somente os preços administrados e os serviços são rígidos para baixo; 4) a relação de causalidade entre inflação-variabilidade é encontrada somente na análise do IPCA completo (1995-2007) e na análise dos itens comercializáveis; 5) as funções de resposta a impulsos mostram que choques cambiais não causam dispersão de preços relativos e que perturbações nos preços administrados influenciam a variabilidade dos outros preços de forma considerável.

Além desta introdução, este artigo revisará a literatura da dispersão de preços relativos na seção 2. A seção 3 tratará das medidas de VPR e também apresentará a base de dados utilizada na análise. A seção 4 tratará da metodologia econométrica. A seção seguinte reportará os resultados das estimações e a sexta seção concluirá o artigo.

2. Revisão da Literatura

O exame da (falta de) rigidez nominal de preços, ou das imperfeições nominais, de uma determinada economia é algo extremamente relevante e passa, necessariamente, pela análise da relação entre inflação e VPR. Do ponto de vista teórico, tal relação é explicada por dois modelos principais: modelos de extração de sinal ou de informação imperfeita e modelos de custo de menu. Nos modelos de informação imperfeita (Lucas, 1973; Barro, 1976; Hercowitz, 1981; Cukierman, 1984), a imperfeição nominal surge porque quando o produtor observa uma modificação no preço de seu produto, ele não consegue distinguir se a variação reflete uma mudança no preço relativo do bem, que altera a quantidade ótima a ser produzida, ou uma

¹ Num ambiente de alta inflação os custos são geralmente relacionados com o imposto inflacionário.

mudança no nível de preços agregado, que deixa a produção ótima inalterada. A resposta racional é atribuir parte da mudança a um aumento no nível de preço e parte a um aumento no preço relativo (Romer, 2001). Desta forma, por conta desta assimetria de informação, quando um choque geral de demanda agregada atinge a economia, cada produtor interpreta a variação do nível geral de preços como variação relativa de preços (pelo menos em parte), passando a ofertar uma quantidade maior de seu produto. Portanto, em um ambiente com informação imperfeita, uma maior taxa de inflação faz com que choques de demanda agregada fiquem menos previsíveis. Conseqüentemente, em resposta a um choque inesperado de demanda, firmas com altas elasticidades de oferta fazem menores ajustes de preços em relação àquelas com baixas elasticidades de oferta (Bakhshi, 2002). Assim, pode-se concluir que, no modelo de informação imperfeita, mudanças não antecipadas no nível de preço e elevação da VPR são todas resultado de alterações não antecipadas no estoque de moeda. Se há diferenças na mudança das elasticidades de demanda e oferta nos mercados individuais, as variações nos preços relativos resultarão em modificações efetivas nos mesmos. Como as condições econômicas reais permanecem inalteradas, as mudanças nos preços relativos causam má alocação de recursos. Por fim, esta abordagem enfatiza a relação positiva entre inflação e preços relativos. Entretanto, apesar de assumir que choques causam inflação e dispersão de preços relativos, esta dispersão ocorre somente quando há uma percepção errônea da inflação, mas o reverso não é verdade (Fischer, 1981).²

Na década de 1980, começou a ganhar força uma linha de pesquisa macroeconômica, intitulada Macroeconomia Novo-Keynesiana, que tentava dar micro-fundamentações ao fenômeno de rigidez nominal de preços. Os pesquisadores começaram a perceber que não havia um alto grau de flexibilidade nominal de preços pois alterações neles envolviam custos e a decisão de não ajustar os preços não significava alterações substanciais na lucratividade da firma. Os modelos decorrentes destas pesquisas ficaram conhecidos como Modelos de Custos de Menu (Snowdon, Vane & Wynarczyk, 1994). Nos modelos de custo de menu (Sheshinski & Weiss, 1977; Rotemberg, 1982, 1983; Ball & Mankiw, 1994, 1995), custos irrisórios de mudanças de preços, como a confecção de um novo menu para um restaurante, levam a ajustes de preços esporádicos e escalonados que, por sua vez, levam a um lento ajuste da inflação que, por hipótese, é um processo exógeno. Se pensarmos de forma dinâmica, as firmas respondem à inflação por intermédio de uma regra de apreçamento com um limite superior e outro inferior. Preços nominais são mantidos constantes até que uma redução dos preços reais atinja o limite inferior. Só então, os preços nominais são ajustados de forma que os preços reais atinjam o limite superior. Se, por hipótese, as firmas não são capazes de aumentar seus preços simultaneamente, os modelos de custos de menu predizem que um aumento na inflação também aumenta a diferença ótima entre os limites superior e inferior (Bakhshi, 2002). Assim, os modelos de custos de menu predizem uma relação positiva entre RPV e inflação (antecipada e não antecipada) e, também, partem do pressuposto de que processos inflacionários causam dispersão de preços.

Há, também, outra abordagem ligada aos modelos de custos de menu que utiliza a hipótese da resposta assimétrica de preços às perturbações ocorridas (Fischer, 1981; Ball & Mankiw, 1994). Conseqüentemente, choques positivos são mais prováveis de induzir ajustes de preços que choques negativos. E os ajustes positivos que ocorrem são maiores que os ajustes negativos. Assim, como documentado por Fischer (1981), dentre outros, inflação e VPR são positivamente correlacionadas e com causalidade da inflação para a VPR. Todavia, como apontado por Fischer, tal causalidade pode ser inversa se a rigidez de preços for assimétrica (Ball & Mankiw, 1994), isto é, quando preços são mais flexíveis quando sobem do que quando descem

Do ponto de vista de literatura empírica, um dos primeiros trabalhos acerca da relação entre e inflação e dispersão de preços relativos foi Mills (1927) para o caso americano. Outro importante artigo foi Parks

² Nas versões mais simples destes modelos, mudanças antecipadas no estoque de moeda não produzem efeitos nos preços relativos e, assim, a inflação antecipada não deveria estar associada com mais VPR. Nas versões mais sofisticadas, a inflação antecipada pode não ser neutra, afetando a taxa de juros real e, assim, os preços relativos. Mas a ênfase é claramente no papel das mudanças não antecipadas no estoque de moeda (Fischer, 1981).

(1978), que desenvolveu uma das mais famosas medidas de variabilidade de preços relativos. Para encontrar a correlação positiva entre inflação e VPR, o autor utilizou dados desagregados de bens de consumo americanos e holandeses. Além disso, Parks mostrou como as mudanças nos preços relativos estavam relacionadas com alterações nas condições de oferta na renda real e no montante de inflação não antecipada (a diferença entre a taxa efetiva e as perturbações observadas). De acordo com o autor, tal montante era mais relevante para determinar a dispersão de preços relativos que a taxa de inflação propriamente dita.

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

Por outro lado, alguns outros trabalhos enfatizaram que os resultados estatísticos encontrados nos artigos acima eram devidos à inclusão, nas estimações, de variáveis relacionadas a grandes choques de oferta (Drifill, Mizon & Ulph, 1990; Bomberger & Makinen, 1993).³ Contudo, Jaramillo (1999) mostrou que os resultados encontrados por Parks poderiam ser obtidos quando respostas assimétricas aos episódios de inflação e deflação fossem incluídas nas regressões. Para isso, Jaramillo estendeu a amostra original de Parks até 1996, utilizou uma base de dados diferente e trabalhou com um maior grau de desagregação. Os resultados encontrados foram robustos mesmo com a exclusão das observações referentes aos choques de petróleo. Chang & Cheng (2002) também revisitaram o artigo de Parks (1978) e mostraram que, fazendo uma expansão da amostra utilizada pelo autor, era possível comprovar que o argumento defendido por Bomberger & Makinen (1993) e outros poderia ser refutado. Para Chang & Cheng, a relação positiva entre inflação e VPR era fortalecida quando o fenômeno de rigidez para baixo dos preços fosse levado em consideração.

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

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

3. Dados e Medidas de Variabilidade Relativa de Preços

Os dados desagregados utilizados foram extraídos do Banco Sidra do IBGE e são referentes aos itens componentes do IPCA, que foi escolhido por ser amplamente divulgado e por ser aquele utilizado pelas autoridades monetárias na definição das metas de inflação. Já os dados referentes às taxas de inflação dos

³ Para uma discussão mais aprofundada sobre este tópico o leitor pode consultar Danziger (1987).

diversos itens são provenientes da base de dados IPEADATA, com exceção do IPCA-serviços, que foi disponibilizado pela Consultoria Rosenberg Associados. O IPCA cheio é utilizado para a análise referente a todo o período, de 1995:01 a 2006:6.⁴ Após esta análise inicial, a atenção se volta ao período posterior às metas inflacionárias (1999:08 a 2006:6) por duas razões. A primeira foi uma mudança de metodologia ocorrida em meados de 2006, e isso dificulta uma análise de um período mais longo. A segunda razão está relacionada a um dos objetivos deste artigo, que é estudar o comportamento de itens importantes da cesta do IPCA no período de vigência do sistema de metas de inflação. Para isso, será analisado não somente o IPCA para este período, mas também suas desagregações em preços livres, administrados, comercializáveis, não-comercializáveis e serviços.⁵ A desagregação utilizada para o cálculo da VPR será a de 8 dígitos (a mais desagregada possível). O número de itens para cada categoria é: IPCA cheio: 512 itens; administrados: 40; livres: 472; comercializáveis: 279; não-comercializáveis: 158; serviços: 51. Sobre o grau de desagregação, Fischer (1981) destaca a variabilidade dos preços relativos é mais bem mensurada quando se utiliza o menor grau de agregação possível, que é nosso caso. Se as falhas de alocações associadas com inflação inesperada surgem de uma procura excessiva, é possível que tal procura aconteça em resposta às crenças de que há diferenças em preços de bens muito similares.

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

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

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

A análise do IPCA em diferentes cestas de bens permite que sejam verificadas nuances específicas de cada componente do índice. Ela também é importante para lidar com possíveis casos de endogeneidade das variáveis, que pode ser tratada por intermédio da eliminação da medida de VPR daqueles preços mais associados com choques de oferta. Estes preços são, geralmente, relacionados ao petróleo e, para o Brasil mais especificamente, à energia elétrica e outros preços administrados. Assim, uma primeira aproximação é dividir os itens componentes do IPCA entre livres e administrados. A Figura 1 deixa claro como os preços administrados têm sido importantes na definição do IPCA, mesmo que seu peso seja de aproximadamente 30% do valor total do índice. Podemos, também fazer outras desagregações, como as propostas acima, para tentar fazer captações de outras especificidades do processo inflacionário brasileiro na última década.

A Tabela 1 reporta a estatística descritiva dos dados utilizados no artigo. Comparando os dados referentes ao IPCA e VPR brasileiros (colunas A, B, H, I), podemos notar que a inflação e a VPR brasileiras pós-metas (colunas B e I) possuem média e desvio padrão menores que a inflação e a VPR referentes ao período completo (colunas A e H). Isso é um primeiro indicativo de que a introdução do regime de metas inflacionárias tem sido capaz de diminuir o processo inflacionário brasileiro e também a dispersão dos preços relativos, o que se traduz em menores custos de bem estar social. Média, mediana e desvio padrão da inflação e VPR dos itens administrados são superiores aos valores dos outros itens, para o período pós-metas de inflação. Isso está relacionado à longa discussão da influência dos preços administrados na determinação do processo inflacionário brasileiro.⁶ Comparando preços administrados e livres, é possível perceber que a média e o desvio padrão da inflação dos itens administrados (coluna C) é praticamente o dobro dos valores referentes à inflação dos itens livres (coluna D). Discrepância similar é encontrada quando se comparam as

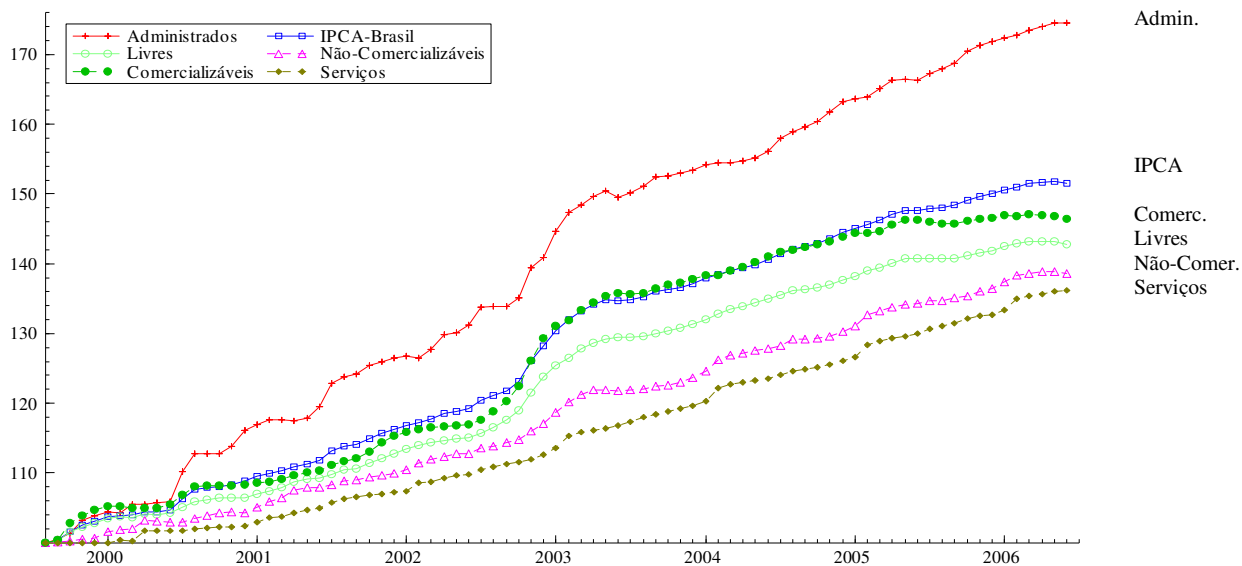
⁴ A amostra não é estendida devido a uma mudança de metodologia ocorrida em meados de 2006.

⁵ Para este último, a amostra inicia-se em Janeiro de 2000.

⁶ Sobre esta discussão, o leitor pode referir-se a Gomes & Aidar (2005).

dispersões dos dois itens (colunas J e K). Outros pontos de destaque são o desvio padrão da inflação dos itens comercializáveis (coluna F) e os altos valores da média e mediana da VPR dos itens não comercializáveis.

Figura 1: Taxas Acumuladas de Inflação (1999:08 = 100)



Fontes: IPEADATA e Rosenberg Associados

Tabela 1: Inflação e Variabilidade dos Preços Relativos: Estatística Descritiva

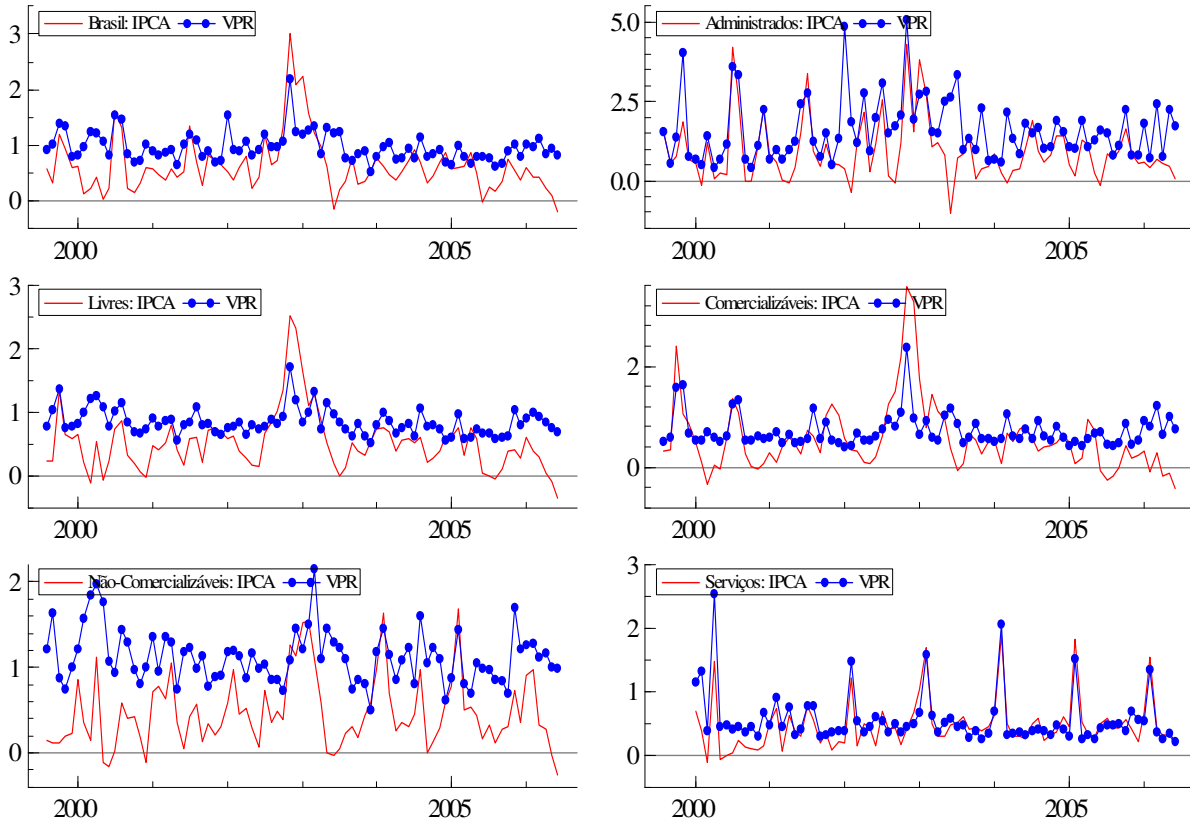
	Inflação (IPCA)							VPR						
	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M	N
	Brasil 95-06	Brasil 99-06	Admin. 99-06	Livres 99-06	Não-Comerc. 99-06	Comerc. 99-06	Serviços 00-06	Brasil 95-06	Brasil 99-06	Admin. 99-06	Livres 99-06	Não-Comerc. 99-06	Comerc. 99-06	Serviços 00-06
Média	0.67	0.62	0.91	0.51	0.46	0.56	0.47	1.21	0.96	1.60	0.84	1.12	0.72	0.56
Mediana	0.54	0.56	0.69	0.51	0.36	0.42	0.40	1.06	0.90	1.38	0.79	1.09	0.59	0.44
Máximo	2.89	3.02	4.29	2.53	1.68	3.58	1.90	3.28	2.19	5.06	1.72	2.15	2.37	2.53
Mínimo	-0.35	-0.21	-1.02	-0.35	-0.26	-0.42	-0.11	0.50	0.53	0.40	0.52	0.49	0.40	0.21
D. padrão	0.56	0.50	0.97	0.46	0.41	0.69	0.39	0.54	0.25	0.96	0.20	0.30	0.31	0.40
Obs.	138	83	83	83	83	83	78	138	83	83	83	83	83	78

Fontes: IBGE, IPEADATA e Rosenberg Associados

A Figura 2 mostra o comportamento da inflação e VPR no período após a implementação das metas inflacionárias. Fica claro que maiores dispersões de preços relativos estão geralmente associadas com maiores taxas de inflação. Mas há exceções. Para o caso dos preços administrados há dois picos de VPR associados com processos deflacionários consideráveis. O primeiro no início de 2002, provavelmente associado à crise energética, e o segundo em meados de 2003, que ainda corresponde a um período de forte desvalorização da taxa de câmbio e, assim, de grande variabilidade dos preços administrados devido ao componente cambial. Já para os preços livres, observam-se dois casos (em março e maio de 2000), provavelmente em virtude de ajuste de preços relativos no período posterior às metas inflacionárias. Nos itens não-comercializáveis os casos de deflação e grande dispersão de preços relativos são referentes aos

meses de maio de 2000 e junho de 2003. Já um dos principais casos de pico inflacionário é aquele referente ao período das eleições presidenciais de 2002.

Figura 2: Inflação – IPCA (1999:08 – 2006:06)



Fonte: IBGE, IPEADATA e Rosenberg Associados

Nota: os dados para os itens componentes da cesta de serviços iniciam-se em Janeiro de 2000.

4. Abordagem Econométrica

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

$$VPR_t = \beta_0 + \beta_1 |\bar{\pi}_t| + \beta_2 RPV_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

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

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

$$VPR_t = \beta_0 + \beta_1 |\bar{\pi}_t| + \beta_2 VPR_{t-1} + \beta_3 d_{abs} * |\bar{\pi}_t| + \varepsilon_t \quad (3)$$

em que $d_{abs} * |\bar{\pi}_t|$ é o produto do valor absoluto da inflação e uma variável *dummy* (d_{abs}) com o valor de 1 para processos deflacionários e 0 para processos inflacionários. Como mencionado por Jaramilo (1999), esse termo leva em conta os graus distintos de resposta de VPR aos choques advindos de inflação ou deflação e, desta maneira, permite que haja uma inclinação diferente para períodos deflacionários. A regra é a seguinte: se os dados utilizados na análise descartam qualquer assimetria na resposta a processos inflacionários ou deflacionários, o parâmetro β_3 da equação (3) não deve ser significativamente diferente de zero.

Na segunda etapa da análise, utilizaremos a metodologia VAR para analisar os dois modelos teóricos, custos de menu e informação imperfeita, descritos na segunda seção. Geralmente, as regressões desta metodologia são de difícil análise e, por isso, o melhor a ser feito é analisar as estatísticas adjacentes ao sistema como os Testes de Causalidade Granger e as Funções Generalizadas de Resposta a Impulsos.⁷ Como o modelo de custos de menu prediz que inflação causa dispersão de preços relativos, tal predição por ser estudada por intermédio dos testes de causalidade Granger. Por outro lado, como o modelo de informação imperfeita enfatiza a questão dos choques não antecipados de inflação, este fato pode ser examinado por meio de funções de resposta a impulsos. Contudo, não nos ateremos somente na relação entre inflação e VPR. Como em Fischer (1981), examinaremos como é a reação da VPR diante de perturbações impostas em variáveis importantes da economia brasileira. Para isso, trabalharemos com os dados referentes à VPR e à inflação (e não seu valor absoluto) de cada item. Além da VPR e inflação para cada item (livres, administrados, comercializáveis, não comercializáveis, serviços), também analisaremos a influência das seguintes variáveis: produção industrial (como proxy para o crescimento econômico), taxa de desemprego aberto da Região Metropolitana de São Paulo, taxa de juros Selic (para analisar a influência da política monetária na VPR) e taxa de câmbio nominal. Todas as variáveis possuem periodicidade mensal, de agosto de 1999 a junho de 2006.⁸

5. Resultados

A Tabela 2 mostra os resultados da relação entre inflação e VPR, assim como os resultados da resposta assimétrica. Examinando o comportamento do IPCA brasileiro desde a implementação do Plano Real, podemos notar que se verifica a correlação positiva entre inflação e dispersão de preços. Além disso, a variabilidade dos preços é fortemente determinada pelo seu valor defasado. Para todo o período (entre 1995 e 2006), há nove observações negativas do índice de preços ao consumidor, sendo que 3 delas são referentes ao período pós-implementação das metas inflacionárias. Quando utilizamos estas observações para testar a rigidez para baixo de preços, que é o caso do ajuste assimétrico, chegamos à conclusão de que o resultado gera uma *dummy* sem significância estatística descartando, assim, qualquer assimetria na resposta a processos inflacionários ou deflacionários. Em outras palavras, para todo o período analisado, os preços componentes do índice de preços ao consumidor amplo não são rígidos para baixo.

Também devemos levar em conta a mudança de metodologia de cálculo do IPCA ocorrida em meados de 1999, que coincide com a implementação do regime das metas inflacionárias. Sendo assim, introduzimos uma *dummy* de nível com valor de 1 para o período compreendido entre agosto de 1999 e junho de 2006 e com valor de zero para o período anterior à implementação das metas de inflação. A *dummy* é estatisticamente significativa e tem sinal negativo. Isso nos leva a inferir que a introdução do regime de metas de inflação contribui para a queda da dispersão dos preços relativos no Brasil, não levando em conta a mudança de metodologia.

⁷ As funções generalizadas de resposta a impulso, propostas por Pesaran & Shin (1998), evitam a necessidade de se proceder com a decomposição de Cholesky para definir o ordenamento das variáveis.

⁸ Para a cesta de serviços as estimações iniciam-se em janeiro de 2000.

Mudando o foco para o período posterior à introdução do regime de metas de inflação, notamos que a relação entre inflação e VPR também se verifica e é muito mais forte que o período completo. Contudo, a variabilidade defasada e a *dummy* para o ajuste assimétrico de preços não são estatisticamente significantes. Isso significa que preços não são rígidos para baixo (são três casos de deflação para o período posterior à implementação das metas inflacionárias).

Tabela 2: Resultados das Estimações dos Modelos ARIMA (Variável Dependente: VPR)

	$ \bar{\pi}_t $	VPR _{t-1}	MA(1)	ARCH GARCH	$d_{abs} \bar{\pi}_{it} $	Dummy 1999:08 2006:06	Const.	R ²	DW	LM Auto-corr.	ARCH LM
1995:01	0.188 (0.060) [0.002]	0.757 (0.065) [0.00]	-0.480 (0.126) [0.00]	-	-	-	0.149 (0.056) [0.009]	0.593	2.097	[0.321]	[0.831]
	a										
2006:06	0.186 (0.063) [0.004]	0.759 (0.067) [0.00]	-0.482 (0.126) [0.00]	-	-0.053 (0.181) [0.768]	-	0.149 (0.056) [0.009]	0.593	2.098	[0.329]	[0.829]
	a										
1999:08	0.377 (0.082) [0.00]	-0.155 (0.162) [0.342]	0.482 (0.173) [0.006]	-	-	-	0.873 (0.151) [0.00]	0.437	2.008	[0.961]	[0.913]
	a										
2006:06	0.378 (0.082) [0.00]	-0.162 (0.161) [0.317]	0.493 (0.169) [0.004]	-	-0.071 (0.746) [0.924]	-	0.880 (0.152) [0.00]	0.437	2.008	[0.962]	[0.908]
	a										

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

A relação positiva entre inflação e VPR também é confirmada para os preços livres e administrados (Tabela 3), sendo que os administrados possuem um parâmetro de inflação significativo e bem superior ao parâmetro dos preços livres. Para ambos os itens, a dispersão de preços defasada não se mostra significativa. Já para o caso do ajuste assimétrico, o coeficiente relacionado aos preços administrados é estatisticamente significativo, ou seja, há rigidez de preços para baixo (para os 9 casos de deflação do período). No entanto, esta rigidez não se verifica para os preços livres (que somam 7 casos de deflação no período).

Tabela 3: Resultados das Estimações dos Modelos ARIMA (Variável Dependente: VPR)

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

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

* Valor referente ao modelo ARIMA somente. ARCH-LM com 4 defasagens.

Os itens comercializáveis e não-comercializáveis (Tabela 4) também possuem uma relação positiva entre inflação e VPR. Contudo, a relação do coeficiente da inflação não é tão forte quanto ao caso dos administrados, aproximando-se mais dos preços livres. E para os bens não-comercializáveis esta relação fica em torno de 0,28. A VPR defasada e o coeficiente de ajuste assimétrico de preços não se mostram estatisticamente significante (são 12 casos de deflação no período). Já os bens não-comercializáveis apresentam o coeficiente da VPR defasada estatisticamente significante mas não apresentam rigidez para baixo dos preços (6 casos de deflação).

Tabela 4: Resultados das Estimções dos Modelos ARIMA (Variável Dependente: VPR)

	$ \bar{\pi}_t $	VPR _{t-1}	MA(1)	ARCH, GARCH	$d_{abs} \bar{\pi}_{it} $	Const.	R ²	DW	LM Auto-corr.	ARCH LM
Comercializáveis	0.286 (0.088) [0.001]	0.065 (0.157) [0.677]	-	-	-	0.504 (0.107) [0.00]	0.386	1.832	[0.224]	[0.086]
	0.316 (0.099) [0.001]	0.155 (0.148) [0.295]	-	{1,0}	0.159 (0.292) [0.585]	0.425 (0.093) [0.00]	0.371	1.944	[0.272] [♦]	[0.936]
Não Comercializáveis	0.279 (0.071) [0.0002]	0.345 (0.122) [0.006]	-	-	-	0.595 (0.138) [0.0001]	0.241	2.033	[0.684]	[0.581]
	0.283 (0.072) [0.0002]	0.341 (0.122) [0.006]	-	-	0.263 (0.564) [0.642]	0.595 (0.138) [0.0001]	0.242	2.030	[0.684]	[0.579]

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

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

Os preços relacionados aos serviços (Tabela 5) também geram uma relação positiva entre inflação e VPR, sendo esta a mais elevada entre todos os outros itens (cerca de 0,9). Entretanto, analisando o diagrama de dispersão dos serviços na Figura 3, notamos uma concentração de ponto próximo da origem do gráfico e alguns outros pontos espalhados ao longo do gráfico. Isso gera uma reta de regressão bem mais acentuada que as outras e, assim, está gerando este parâmetro de 0,9. A VPR defasada não se mostra significante ao passo que a significância é encontrada para o ajuste assimétrico, isto é, há rigidez para baixo dos preços dos bens de serviços (2 casos de deflação no período).

Em suma, esta primeira fase de testes confirma a hipótese predita pelos modelos teóricos, que é uma relação positiva entre inflação e dispersão de preços relativos para todos os itens analisados, sendo mais forte para os preços administrados e serviços. Estes dois itens também são os únicos que apresentam um coeficiente de assimetria estatisticamente significativo, significando que tais preços além de terem uma dispersão relativa de preços bem acentuada também são rígidos para baixo.

Tabela 5: Resultados das Estimções dos Modelos ARIMA (Variável Dependente: VPR)

	$ \bar{\pi}_t $	VPR _{t-1}	MA(1)	MA(3)	MA(3)	ARCH, GARCH	$d_{abs} \bar{\pi}_{it} $	Const.	R ²	DW	LM Auto-corr.	ARCH LM
Serviços	0.906 (0.088) [0.00]	-0.005 (0.066) [0.933]	0.245 (0.110) [0.029]	0.280 (0.181) [0.127]	-	-	-	0.130 (0.052) [0.0153]	0.715	1.804	[0.211]	[0.543]
	0.895 (0.067) [0.00]	-0.058 (0.061) [0.343]	0.518 (0.120) [0.00]	0.266 (0.139) [0.059]	0.439 (0.139) [0.002]	-	-4.714 (2.155) [0.032]	0.169 (0.053) [0.002]	0.777	1.911	[0.970]	[0.522]

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

ARCH-LM com 4 defasagens.

5.1 Resultados dos Testes de Causalidade Granger

Nesta etapa, estaremos interessados em analisar se a relação de causalidade da inflação para a VPR, como prevista pelos modelos de custo de menu, se verifica para o caso brasileiro. A Tabela 6 reporta os resultados das estimações referentes ao IPCA. Para o período completo, há uma forte relação de causalidade do IPCA para a VPR, como previsto por Sheshinski & Weiss (1977) e outros. Contudo, para defasagens acima de 2, a causalidade reversa também é verificada. Para a fase posterior à implementação das metas de inflação não há nenhuma relação estatisticamente significativa (a 5%). Isso nos leva a concluir que não é possível chegar a nenhuma relação plausível de causalidade para o IPCA e a dispersão de preços relativos no Brasil.

Tabela 6: Testes de Causalidade Granger

Hipótese Nula	Defasagem	1995/01 a 2006/06			1999/08 a 2006/06		
		Obs	Estatística F	P-valor	Obs	Estatística F	P-valor
IPCA não Granger-causa VPR	1	137	4.520	0.035	82	3.397	0.069
VPR não Granger-causa IPCA			0.469	0.495		1.925	0.169
IPCA não Granger-causa VPR	2	136	4.009	0.020	81	1.767	0.178
VPR não Granger-causa IPCA			7.590	0.001		2.474	0.091
IPCA não Granger-causa VPR	3	135	2.897	0.038	80	1.355	0.263
VPR não Granger-causa IPCA			5.736	0.001		2.455	0.070
IPCA não Granger-causa VPR	4	134	2.330	0.060	79	0.932	0.450
VPR não Granger-causa IPCA			4.244	0.003		2.171	0.081

A Tabela 7 reporta os resultados dos testes de causalidade Granger referentes aos itens livres e administrados para a fase posterior às metas de inflação. Para os administrados, não é possível achar uma relação de causalidade, no sentido Granger, resultado contrário à afirmação de Fischer (1981). Para o autor, a causalidade contrária (da VPR para a inflação) seria possível caso houvesse resposta assimétrica no ajustamento de preços. A rigidez para baixo dos preços monitorados foi verificada para o caso brasileiro, conforme reportado pela Tabela 3. Quanto aos preços livres, os resultados também mostram a ausência de causalidade entre inflação e VPR.

Tabela 7: Testes de Causalidade Granger (Agosto/1999 a Junho/2006)

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

A Tabela 8 reporta os resultados dos testes de causalidade Granger para os itens comercializáveis e não-comercializáveis. Para os itens comercializáveis, há uma realização de causalidade, no sentido Granger, da inflação dos comercializáveis para a VPR comercializáveis (a um nível de 7% de significância). Já para os bens não comercializáveis verifica-se a causalidade reversa, da dispersão de preços relativos para a inflação dos itens não-comercializáveis. Lembremos, novamente, que tal causalidade reversa foi prevista por Fischer

(1981) no caso de resposta assimétrica de preços. Contudo, para os tens não-comercializáveis não se verificou tal rigidez para baixo de preços. Por fim, em relação à cesta de serviços, verifica-se uma relação de causalidade reversa, no sentido Granger, isto é, uma causalidade da dispersão de preços relativos para a inflação dos itens de serviços. Isso corrobora a afirmação de Fischer (1981), da possibilidade desta causalidade reversa caso houvesse resposta assimétrica do ajustamento de preços, que é justamente o caso dos serviços.

Tabela 8: Testes de Causalidade Granger (Agosto/1999 a Junho/2006)

Hipótese Nula	Defasagem	Comercializáveis			Não-Comercializáveis			Serviços		
		Obs	Estat. F	P-valor	Obs	Estat. F	P-valor	Obs	Estat.F	P-valor
IPCA não Granger-causa VPR	1	82	5.341	0.023	82	1.726	0.193	77	0.319	0.574
VPR não Granger-causa IPCA			0.372	0.544		4.346	0.040		6.825	0.011
IPCA não Granger-causa VPR	2	81	4.541	0.014	81	1.176	0.314	76	1.882	0.160
VPR não Granger-causa IPCA			0.409	0.666		5.009	0.009		3.793	0.027
IPCA não Granger-causa VPR	3	80	3.316	0.025	80	0.914	0.439	75	1.323	0.274
VPR não Granger-causa IPCA			0.239	0.869		3.669	0.016		2.098	0.109
IPCA não Granger-causa VPR	4	79	2.269	0.070	79	0.512	0.727	74	0.499	0.736
VPR não Granger-causa IPCA			0.194	0.941		2.427	0.056		3.148	0.020

Nota: Serviços (Janeiro/2000 a Junho/2006)

5.2 Resultados das Funções Generalizadas de Resposta a Impulso

Os testes de causalidade Granger não mostram um padrão claro de precedência temporal entre inflação e VPR. Ao invés disso, cada variável provavelmente causa a outra ou ambas são afetadas pelas mesmas perturbações acontecidas na economia. Dada esta provável causalidade mútua entre inflação e VPR, e o possível papel de outros choques na indução da inflação e VPR, uma maneira útil de caracterizar estas correlações é o emprego da metodologia VAR. Como já dito, as estimações do VAR são de difícil interpretação e, desta forma, recorreremos às Funções Generalizadas de Resposta aos Impulsos para estudar as propriedades do sistema.

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

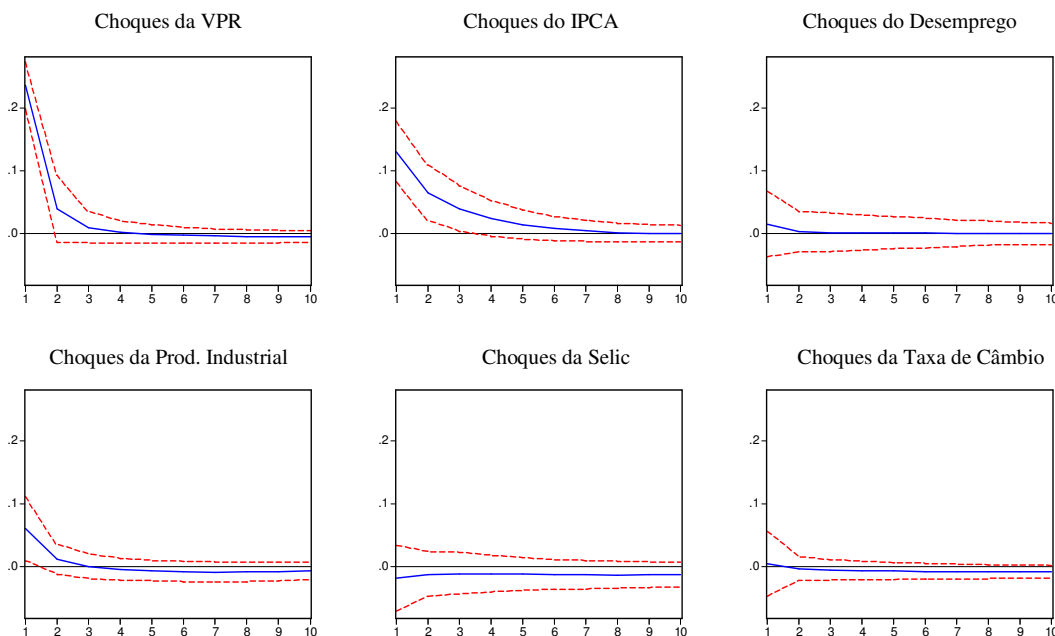
Os modelos VAR a serem estimados, todos com 1 defasagem, consistirão das seguintes variáveis:

- **Modelo 1 (VAR IPCA):** VPR-Brasil, IPCA-Brasil, Taxa de Desemprego-RMSP, Produção Industrial, Taxa Selic, Taxa de Câmbio.
- **Modelo 2 (VAR Administrados):** VPR-Administrados, IPCA-Administrados, VPR-Livres, IPCA-Livres, Taxa de Desemprego-RMSP, Produção Industrial, Selic, Taxa de Câmbio.
- **Modelo 3 (VAR Livres):** VPR-Livres, IPCA-Livres, Taxa de Desemprego-RMSP, Produção Industrial, Selic, Taxa de Câmbio, VPR-Administrados, IPCA-Administrados
- **Modelo 4 (VAR Comercializáveis):** VPR-Comerc., IPCA-Comerc., Taxa de Desemprego-RMSP, Produção Industrial, Selic, Taxa de Câmbio, VPR e IPCA-Administrados
- **Modelo 5 (VAR Não-Comercializáveis):** VPR-Não-Comerc., IPCA-Não-Comerc., Taxa de Desemprego-RMSP, Produção Industrial, Selic, Taxa de Câmbio, VPR e IPCA-Administ.
- **Modelo 6 (VAR Serviços):** VPR-Serviços, IPCA-Serviços, Taxa de Desemprego-RMSP, Produção Industrial, Selic, Taxa de Câmbio, VPR e IPCA-Administrados.

Como já mencionado anteriormente, O período de análise das funções de resposta a impulsos corresponde à fase posterior à implementação das metas inflacionárias e se estende até Julho de 2006. Para todos os modelos citados acima, o critério de informação de Schwarz e os testes de diagnóstico escolheram modelos VAR de 1 defasagem. A Tabela 10 no anexo reporta os valores do critério de seleção até a sétima defasagem.

A Figura 5 reporta as respostas da VPR aos vários choques advindos de variáveis reais e nominais. Nota-se que a resposta da VPR aos choques inesperados advindos da inflação (segundo gráfico do plano superior) é positiva, como previsto teoricamente, mas é menor em magnitude do que os choques advindos da própria variável VPR. Quanto à inclusão das outras variáveis, percebe-se que algumas delas realmente guardam alguma relação positiva com a dispersão relativa do IPCA brasileiro. A relação com choques vindos da taxa de desemprego da RMSP é positiva, mas de pouca magnitude. Já as perturbações provenientes da produção industrial (uma proxy para a taxa de crescimento do país) geram uma resposta positiva da VPR, que dissipa somente no terceiro período, ou seja, maior crescimento gera uma elevação de curto prazo na dispersão de preços. A Taxa Selic (o principal instrumento de política monetária do governo), quando elevada inesperadamente, provoca uma queda constante (mesmo que pequena) na dispersão de preços, que se estabiliza rapidamente, mas em patamar um pouco inferior daquele observado anteriormente. Em outras palavras, quando o governo utiliza seu instrumento de política monetária no intuito de conter processos inflacionários, há também uma pequena redução da dispersão dos preços relativos por conta da queda da inflação.

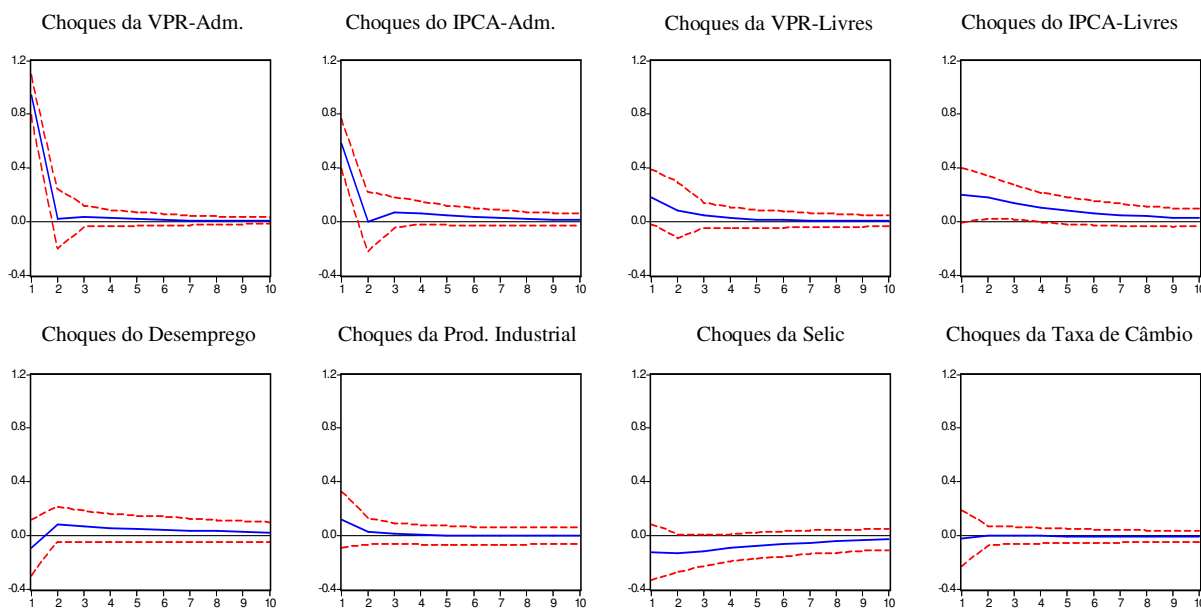
Figura 5: IPCA
Funções Generalizadas de Resposta a Impulso – Respostas da VPR-Brasil



A Figura 6 reporta as funções generalizadas de resposta a impulso para os preços administrados, geradas após a estimação de um VAR com 1 defasagem. O segundo gráfico do painel superior mostra a resposta da VPR-Administrados aos choques advindos da Inflação-Administrados. Como de praxe, tal resposta é positiva, mas bem mais acentuada que no caso do IPCA Brasil. Mais acentuada ainda é a resposta da VPR-Administrados aos choques advindos da própria VPR-Administrados. Já em relação às outras variáveis, perturbações na VPR-Livres levam a uma resposta positiva da VPR-Administrados, que se dissipa somente no quarto mês.

Por outro lado, processos inflacionários dos preços livres (quarto gráfico do painel superior) provocam uma variação positiva da VPR-Administrados que persiste até o décimo período, ou seja, a inflação de preços livres dispersa os preços relativos administrados. A resposta da VPR-Administrados aos choques advindos de aumentos na taxa de desemprego é ligeiramente negativa somente num primeiro período. Já o crescimento industrial também provoca uma pequena elevação da VPR-Administrados, que se dissipa rapidamente, ou seja, isso é um indicativo que o crescimento econômico não provoca dispersões nesses preços relativos, que acontecem por outras razões. Já a atuação de política monetária, vista por meio de intervenções na taxa Selic (terceiro gráfico do painel inferior), provoca queda na VPR-Administrados, e que não se dissipa no curtíssimo prazo. Isso é interessante pois mostra que o instrumento de política monetária é atuante para conter dispersões de preços relativos nesta cesta de bens. Por outro lado, choques cambiais não provocam resposta contundente da VPR-Administrados, ou seja, a variação cambial é provavelmente repassada de forma linear a todos os preços sem que os mesmos se dispersem relativamente.

Figura 6: Preços Administrados
Funções Generalizadas de Resposta a Impulso – Respostas da VPR-Administrados

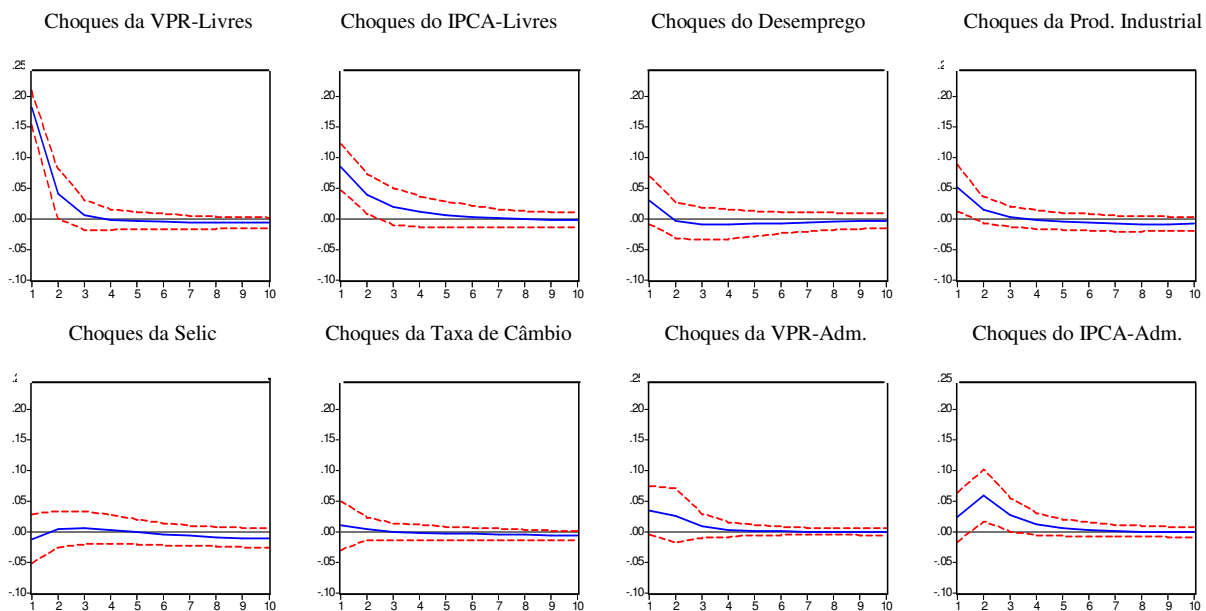


A Figura 7 reporta as funções generalizadas de resposta aos impulsos para os preços livres, geradas após a estimação de um VAR com 1 defasagem. Como era de se esperar, a resposta mais proeminente da VPR-Livres advém dos choques inesperados da própria VPR-Livres. Perturbações na inflação dos preços livres provocam uma resposta positiva da VPR-Livres, que se dissipa entre o 5º e 6º períodos.

Já as outras variáveis provocam reações importantes por parte da VPR-Livres. Aumentos na taxa de desemprego, provocam um aumento da VPR-Livres num primeiro momento. Contudo, no segundo período,

tal resposta se torna negativa e se dissipa somente no final do décimo período. A resposta da VPR-Livres aos choques advindos do crescimento industrial (último gráfico do painel superior) é positiva num primeiro momento, se dissipa no terceiro mês, e torna-se ligeiramente negativa daí em diante. Ou seja, mais crescimento gera mais dispersão de preços relativos. Já as perturbações advindas da Selic (primeiro gráfico do painel inferior) não mostram resposta considerável da VPR-Livres, ou seja, atuações de política monetária parecem não promover alterações consideráveis de dispersão de preços relativos dos itens livres. O mesmo pode ser dito acerca dos choques na taxa de câmbio. Considerando agora, o efeito de perturbações da VPR-Administrados na VPR-Livres, nota-se que tal relação é positiva e perdura por 3 meses antes de se dissipar. Já a relação entre VPR-Livres e inflação dos preços administrados também é positiva, com tendência de alta no segundo período e persistência até o sexto período. Em outras palavras, movimentos nos preços administrados provocam reações consideráveis na dispersão de preços relativos.

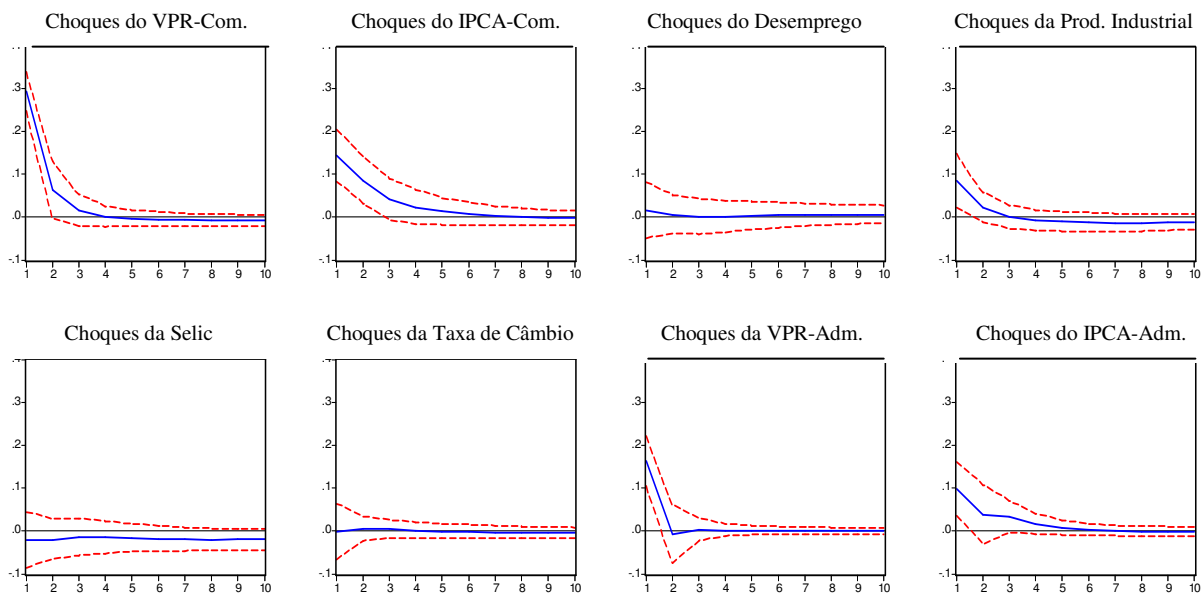
Figura 7: Preços Livres
Funções Generalizadas de Resposta a Impulso – Respostas da VPR-Livres



A Figura 8 reporta as funções generalizadas de resposta a impulso para os preços dos itens comercializáveis, geradas após a estimação de um VAR com 1 defasagem. Como nas outras figuras, choques inesperados na VPR-Comercializáveis e na Inflação-Comercializáveis provocam reações positivas da VPR-Comercializáveis, com dissipação entre o quarto mês e o sexto. Já perturbações advindas da taxa de desemprego (3º. gráfico do painel superior) e da taxa de câmbio (2º. gráfico do painel inferior) não provocam respostas consideráveis da VPR-Comercializáveis. Por outro lado, as outras variáveis trazem resultados interessantes. Choques na produção industrial (4º. gráfico do painel superior) provocam uma reação positiva da VPR-Comercializáveis, que se dissipa no terceiro mês e torna-se ligeiramente negativa em diante. Ou seja, crescimento econômico provoca uma pequena dispersão inicial dos preços relativos dos itens comercializáveis. Por outro lado, perturbações ocorridas na taxa Selic (atuações de política monetária) provocam uma ligeira queda da VPR-Comercializáveis, que não se dissipa. Em outras palavras, uma elevação da taxa de juros parece retrair a dispersão de preços dos bens comercializáveis. Por fim, podemos analisar a influência dos itens administrados na performance da variabilidade dos preços relativos comercializáveis. A VPR-Administrados (3º. gráfico do painel inferior) provoca uma resposta positiva, e

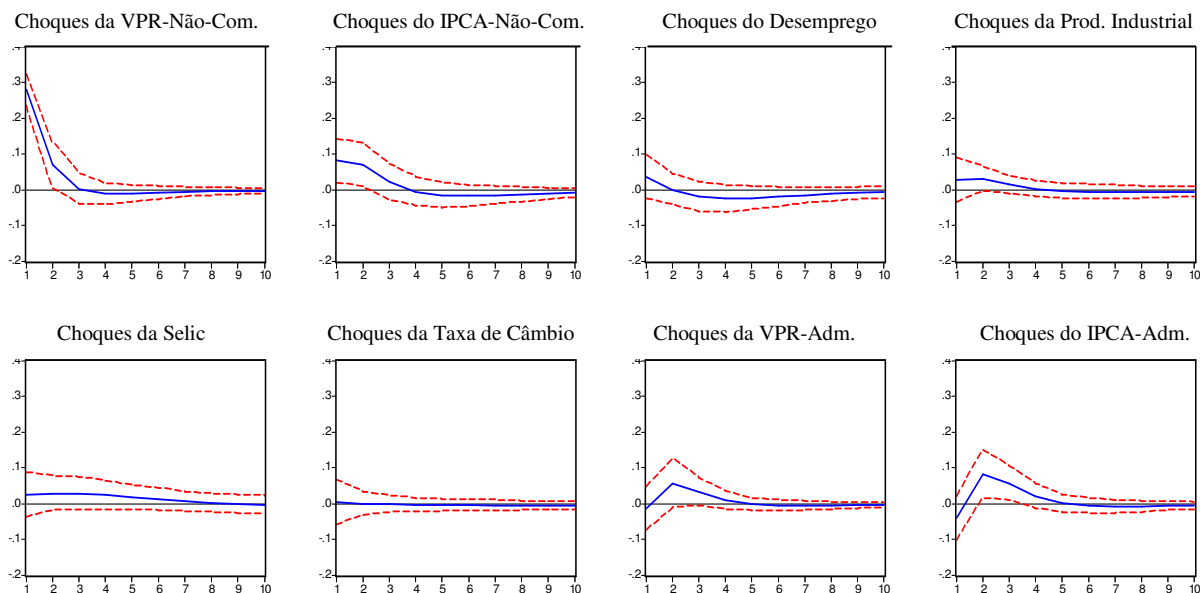
bem considerável, da VPR-Comercializáveis, mas que se dissipa muito rapidamente já no segundo período. Já a inflação dos preços administrados também provoca uma resposta positiva em termos de dispersão de preços comercializáveis, e que persiste consideravelmente até o quinto mês. Isso demonstra a importante influência dos preços administrados na determinação dos preços dos itens comercializáveis.

Figura 8: Itens Comercializáveis
Funções Generalizadas de Resposta a Impulso – Respostas da VPR-Comercializáveis



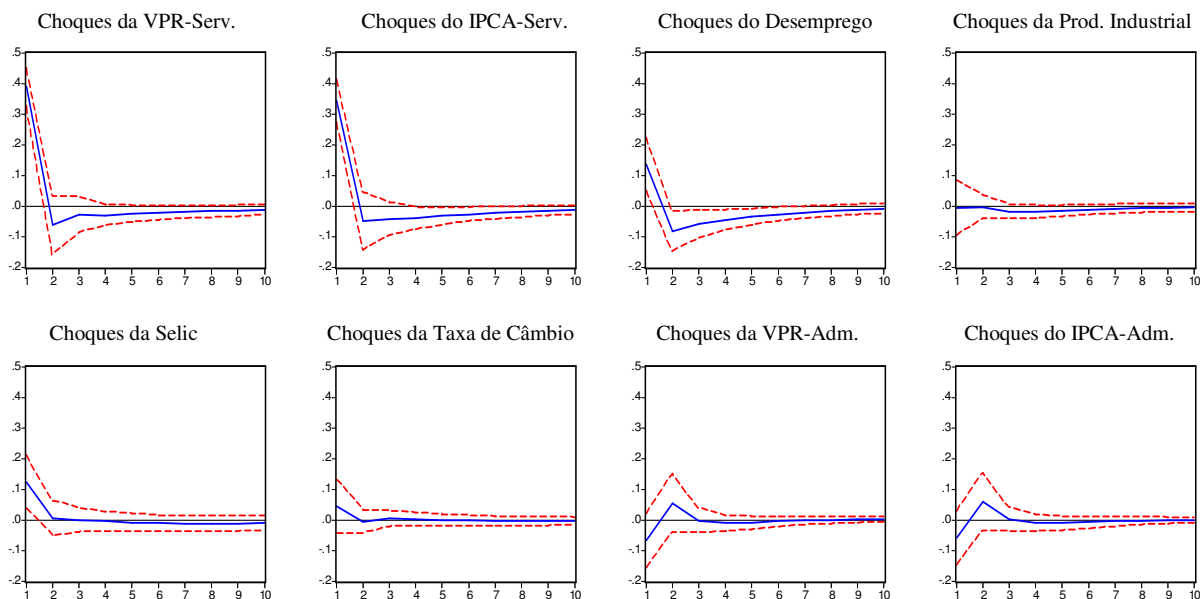
A Figura 9 reporta as funções generalizadas de resposta a impulso referentes aos bens não-comercializáveis, geradas após a estimação de um VAR com 1 defasagem. Nota-se uma resposta positiva da VPR-Não-Comercializáveis aos choques advindos dela mesma e da Inflação-Não-Comercializáveis nos dois primeiros gráficos do painel superior. Com exceção da taxa de câmbio (2º. gráfico do painel inferior), as outras variáveis também apresentam respostas interessantes. Apesar de gerar uma pequena resposta positiva da VPR-Não-Comercializáveis, perturbações na taxa de desemprego geram respostas negativas após o segundo mês, ou seja, no médio prazo há uma redução da VPR-Não-Comercializáveis com o aumento da taxa de desemprego. Quanto às perturbações na produção industrial, elas também provocam mais dispersão de preços num primeiro momento, com dissipação no quarto período (4º. gráfico do painel superior). Choques na taxa de juros (1º. gráfico do painel inferior) provocam uma pequena reação positiva da VPR-Não-Comercializáveis. Já a influência dos preços administrados na variabilidade dos preços relativos não comercializáveis é considerável. Nota-se que a dispersão relativa dos preços administrados provoca uma resposta negativa num primeiro momento, que vai se desenvolvendo para uma considerável resposta positiva com pico no segundo mês e dissipação no quarto (3º. gráfico do painel inferior). O mesmo fenômeno é observado na resposta da VPR-Não-Comercializáveis aos choques advindos da inflação dos preços administrados. A resposta é negativa num primeiro momento, há menor dispersão de preços não-comercializáveis, mas o processo muda rapidamente com um pico positivo no segundo mês e dissipação no quinto. Em outras palavras, a inflação dos preços administrados provoca uma dispersão considerável dos preços não-comercializáveis.

Figura 9: Itens Não-Comercializáveis
Funções Generalizadas de Resposta a Impulso – Respostas da VPR-Não-Comercializáveis



A Figura 10 mostra as funções generalizadas de resposta aos impulsos referentes à cesta de serviços, geradas a partir da estimação de um VAR de 1 defasagem. As respostas da VPR-Serviços aos choques advindos da própria variável e da Inflação-Serviços são, como de praxe, positivas e bem significativas num primeiro momento. Entretanto, nota-se uma queda brusca dos mesmos já no segundo período, sem dissipação até o décimo período. Com exceção do crescimento industrial (4^o. gráfico do painel superior) e da variação cambial (2^o. gráfico do painel inferior), as outras variáveis também apresentam relação importante com a VPR-Serviços. Perturbações não antecipadas na taxa de desemprego da RMSP provocam uma resposta positiva da VPR-Serviços que, já no segundo mês, passa a ser negativa, e não se dissipa até o 10^o. período. Ou seja, apesar de provocar uma maior dispersão de preços num primeiro momento, o aumento do desemprego provoca uma queda de médio prazo nesta dispersão, fruto da queda de poder aquisitivo do trabalhador. Choques na taxa Selic também causam uma resposta positiva inicial da VPR-Serviços que rapidamente se dissipa no segundo período e mostra algum pequeno sinal de resposta negativa a partir do 4^o. mês. Além disso, nota-se que tanto a VPR-administrados quanto a inflação-administrados provocam uma reação negativa inicial da VPR-Serviços, que se torna positiva no segundo período e somente se dissipa depois do 6^o. mês. Em outras palavras, os administrados provocam uma certa volatilidade dos serviços.

Figura 10
Funções Generalizadas de Resposta a Impulso – Respostas da VPR-Serviços



6. Conclusão

Este trabalho teve como proposta a análise empírica da correlação entre inflação e variabilidade de preços relativos no Brasil. O período de análise iniciou-se após a implementação do Plano Real e estendeu-se até meados de 2006. Não obstante, foi dada uma ênfase à fase posterior à implementação das metas inflacionárias (1999 a 2006). Para este estudo, o foco foi o IPCA e suas desagregações em preços livres, administrados, comercializáveis, não-comercializáveis e serviços.

Algumas conclusões importantes podem ser tiradas deste trabalho. Em primeiro lugar, fica comprovada a correlação positiva e significativa entre inflação e dispersão de preços relativos em todas as estimações feitas. Em segundo lugar, quando se compara o período entre janeiro de 1995 e julho de 1999 (Plano Real) com o período posterior à implementação das metas inflacionárias, percebe-se uma queda considerável da dispersão de preços. Terceiro, enfatizando somente o período das metas inflacionárias, podemos perceber que, na questão da resposta assimétrica de preços, somente a cesta de bens administrados e a cesta de serviços possuem esta característica. Ou seja, estes preços variam muito menos em períodos de deflação e, assim, possuem a característica de serem rígidos para baixo. Quarto, a causalidade na direção inflação – variabilidade de preços relativos só é encontrada de forma robusta na análise do IPCA completo (1995-2006) e na análise dos itens comercializáveis para o período pós-metas de inflação. Quinto, perturbações não antecipadas na inflação também têm uma relação positiva com a variabilidade de preços relativos, como mostradas pelas funções de resposta a impulsos. Os preços administrados também são influentes na determinação da dispersão de preços relativos dos outros itens. Já choques advindos da taxa de câmbio não causam dispersão de preços relativos nos outros itens estudados.

Referências Bibliográficas

- Bakhshi, H. (2002). Inflation and Relative Price Variability. *Economics Letters* 76, p. 27–33.
- Ball, L. & Mankiw, N. G. (1994). Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations. *Economics Journal* 104, p. 247-61.
- Ball, L. & Mankiw, N. G. (1995). Relative Price Changes as Aggregate Supply Shocks. *Quarterly Journal of Economics* 110, p. 161-93.
- Barro, R. J. (1976). Rational Expectations and the Role of Monetary Policy. *Journal of Monetary Economics*, 110, p. 161-193.
- Bomberger, W. A. & Makinen, G. E. (1993). Inflation and Relative Price Variability: Parks' Study Reexamined. *Journal of Money, Credit and Banking*, 25, p. 854-61.
- Caglayan, M. & Filiztekin, A. (2001). *Relative Price Variability and Inflation: New evidence from Turkey*. Mimeo.
- Caglayan, M. & Filiztekin, A. (2003). Nonlinear impact of inflation on relative price variability. *Economics Letters* 79(2), p. 213-218.
- Chang, E.C. & Cheng, J.W. (2000). Further Evidence on the Variability of Inflation and Relative Price Variability. *Economics Letters*, 66(1), January, p. 71-77.
- Chang, E. C. & Cheng, J. W. (2002). Inflation and Relative Price Variability: A Revisit. *Applied Economics Letters*, 9, p. 325-330.
- Cukierman, A. (1984). *Inflation, Stagflation, Relative Prices and Imperfect Information*. Cambridge: Cambridge University Press,.
- Dabus, C. (2000). Inflationary regimes and relative price variability: evidence from Argentina. *Journal of Development Economics*, 2000, 62(2), p. 535-547.
- Danziger, L. (1987). Inflation, Fixed Cost of Price Adjustment, and Measurement of Relative-Price Variability: Theory and Evidence. *American Economic Review*, 77(4), p. 704-13.
- Debelle, G. & Lamont, O. (1997). Relative Price Variability and Inflation: Evidence from U.S. Cities. *The Journal of Political Economy*, 15(1), February, p. 132-152.
- Domberger, S. (1987). Relative Price Variability and Inflation: A Disaggregated Analysis. *The Journal of Political Economy*, 95(3), June, p. 547-566.
- Drifill, J., Mizon, J. & Ulph, A. M. (1990). Costs of Inflation. In: Friedman, B. M. & Hahn, F. H. *Handbook of Monetary Economics*. Amsterdam: Elsevier Science Publishers, p. 1013-66.
- Fava, V. L. & Cyrillo, D. C. (1999). Inflação e Dispersão de Preços Relativos: Qual a Direção da Causalidade. *Economia Aplicada*, 3(3), July/September.
- Fielding, D. & Mizen, P. (2000). Relative Price Variability and Inflation in Europe. *Economica*, 67(265), p. 57-78.
- Fischer, S. (1981). Relative Shocks, Relative Price Variability, and Inflation. *Brookings Papers on Economics Activity*, 2, p. 381-431.
- Gomes, C & Aida, O. (2005). Política Monetária no Brasil: Os Desafios do Regime de Metas de Inflação. *Economia Ensaio*, v. 19, p.1.
- Hamilton, J. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Hercowitz, Z. (1981). Money and the Dispersion of Relative Prices. *Journal of Political Economy*, 89, p. 328-56.
- Jaramilo, C. F. (1999). Inflation and Relative Price Variability: Reinstating Parks' Results. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 31(1), August, p. 375-385.
- Lach, S. & Tsiddon, D. (1992). The Behavior of Prices and Inflation: An Empirical Analysis of Disaggregated Price Data. *Journal of Political Economy*, 100(2), p. 349-89.
- Lach, S. & Tsiddon, D. (1993). The Effects of Expected and Unexpected Inflation on the Variability of Relative Prices. *Economics Letters*, 41(1), p. 53-56.

- Lucas Jr., R. E. (1973). Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs. *American Economic Review*, 63, p. 326-34.
- Mills, F. (1927). *The Behavior of Prices*. New York: Arno.
- Moura da Silva, A. & Kadota, D. K. (1982). Inflação e Preços Relativos: O Caso Brasileiro – 1970-79. *Estudos Econômicos*, 12, p. 249-262.
- Nautz, D. & Scharff, J. (2005). Inflation and Relative Price Variability in a Low Inflation Country: Empirical Evidence for Germany. *German Economic Review*, 6(4), p. 507-523.
- Parks, R. W. (1978). Inflation and Relative Price Variability. *The Journal of Political Economy*, 86(1), February, p. 79-95.
- Parsley, D. (1996). Inflation and Relative Price Variability in the Short and Long Run: New Evidence from the United States. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 28(3), p. 323-341.
- Pesaran, M.H. & Shin, Y. (1998). Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models. *Economics Letters* 58, 17-29.
- Resende, M. & Grandi, R. (1992). Inflação e Variabilidade dos Preços Relativos no Brasil: A Questão da Causalidade. *Revista Brasileira de Economia*, 46, p. 595-604.
- Romer, D. (2001). *Advanced Macroeconomics*. 2nd. ed. New York: McGraw-Hill/Irwin.
- Rotemberg, J. (1982). Monopolistic price adjustment and aggregate output. *Review of Economic Studies*, 49, p. 517–531.
- Rotemberg, J. (1983). Aggregate consequences of fixed costs of price adjustment. *American Economic Review*, 73, p. 433–436.
- Sheshinski, E. & Weiss, Y. (1977). Inflation and costs of price adjustment. *Review of Economic Studies*, 44, p. 287–303.
- Snowdon, B., Vane, H. & Wynarczyk, P. (1994). *A Modern Guide to Macroeconomics*. Great Britain: Edward Elgar Publishing Limited.
- Tommasi, M. (1993). Inflation and Relative Prices: Evidence from Argentina. In: Sheshinski, E. & Weiss, Y. (ed). *Optimal Pricing, Inflation, and the Cost of Price Adjustment*. Cambridge and London: MIT Press, p. 485-511.
- Van Hoomissen, T. (1988). Price Dispersion and Inflation: Evidence from Israel. *Journal of Political Economy*, 96(6), p. 1303-14.
- Vining, D. R. & Elwertowski, T. C. (1976). The Relationship between Relative Prices and the General Price Level. *American Economic Review*, 66, p. 699-708.