

Inflação e Preços Relativos da Economia Brasileira: Uma Abordagem Setorial

Hugo Carcanholo Iasco Pereira¹

Resumo

O objetivo deste trabalho é investigar a relação entre a taxa de inflação da economia brasileira e a volatilidade dos preços relativos tanto a nível global (considerando todos os setores), quanto a nível setorial (para os nove setores abarcados pelo IPCA) entre Agosto de 1999 e Janeiro de 2016. Para tanto foram utilizados três metodologias: i- estimação por MQO para a relação entre a taxa de inflação e a volatilidade dos preços relativos, tal como testar a hipótese de rigidez nominal, ii- teste de causalidade de Granger entre a taxa de inflação e a volatilidade dos preços relativos e iii- vetores auto regressivos com ênfase na função resposta impulso e decomposição da variância do erro de previsão. As conclusões do trabalho sugerem que existe uma relação positiva entre a taxa de inflação e a volatilidade dos preços relativos da economia brasileira, tal como a não aceitação da hipótese de rigidez nominal. Isto, no entanto, não é válido a nível setorial devido às diferenças estruturais da economia brasileira.

Palavra-Chave

Inflação, Volatilidade dos preços relativos e Rigidez Nominal.

Abstract

The objective of this study is to investigate the relationship between the inflation rate of the Brazilian economy and the volatility of relative prices both globally (considering all sectors), and at level of economic sectors (for the nine sectors encompassed by the IPCA) between August 1999 and January 2016. For these main three methodologies were used: i- estimation by OLS for the relationship between the inflation rate and the volatility of relative prices, such as testing the hypothesis of nominal rigidities, ii- Granger causality test between inflation and volatility of relative prices and iii- auto regressive model (VAR) with emphasis on impulse response function and variance decomposition of the forecast error. Work's findings suggest that there is a positive relationship between inflation and price volatility for the Brazilian economy, such as the rejection of the hypothesis of nominal rigidities. This, however, is not valid at the level economic sectors due to the structural differences of the Brazilian economy.

Key-Words

Inflation, Price's Volatility and Nominal Rigidities.

Área de Submissão: 2 Economia

¹ Mestre em Ciências Econômicas pela Universidade Federal do Paraná – PPGDE, e doutorando pela Universidade Federal de Minas Gerais – CEDEPLAR. Email: hclpereira@cedeplar.ufmg.br

1- Introdução

A inflação é um fenômeno que sempre esteve presente na história monetária do Brasil sendo controlada efetivamente pelo Plano Real. Um elemento importante que pautou o diagnóstico dos economistas brasileiros na década de 1980, e esteve presente na concepção do Plano Real, foi concepção de inércia inflacionária.

A inflação inercial corresponde ao entendimento que a taxa de inflação no presente reproduz a taxa de variação do nível geral de preços do passado por que os agentes indexam (formal e informalmente) os seus rendimentos para defender o respectivo nível de renda real. A noção de inércia inflacionária está bastante alinhada à ideia de rigidez nominal presente no Novo Keynesianismo.

A discussão de inércia inflacionária na economia brasileira é importante por conta das suas implicações macroeconômicas, principalmente pela inoperância da política monetária para controlar a inflação. O *trade-off* entre inflação e desemprego passa a não ser válido, pois a variação do nível geral de preços não responde a alterações da demanda agregada e logo à taxa de juros.

O presente trabalho está inserido em um contexto em que a economia brasileira se apresenta com significativa taxa de inflação e uma demanda agregada recessiva o que torna a discussão da inércia inflacionária, ou da rigidez nominal, atual.

Tendo isto em mente, o objetivo deste artigo é investigar a relação entre a taxa de inflação e a volatilidade dos preços relativos da economia brasileira entre Agosto de 1999 e Janeiro de 2016 e, além disto, testar a hipótese de rigidez nominal tanto a nível global (para a economia considerando todos os setores) quanto a nível setorial (para os nove setores abarcados no cálculo do IPCA).

Para cumprir com este objetivo foram empregados três metodologias para as estimações globais e setoriais: i- estimação por MQO para captar a relação entre a taxa de inflação (IPCA) e a volatilidade dos preços relativos, ii- teste de Causalidade de Granger e iii- modelos de vetores auto regressivos (VAR) com ênfase na função resposta-impulso (IRF) e na decomposição do erro da variância de previsão.

Os resultados a nível global sugeriram uma relação positiva entre a volatilidade dos preços relativos e a taxa de inflação, como é esperado pela literatura, e a não aceitação da hipótese de rigidez nominal. Não obstante, a nível setorial os resultados não foram unânimes, o que reflete a heterogeneidade estrutural da economia brasileira.

Além desta primeira parte (a introdução), o trabalho foi dividido em mais cinco sessões. Primeiro, uma discussão teórica em que se trabalhou a ideia de inércia inflacionária relacionando-a com a volatilidade dos preços relativos, seguida da apresentação dos dados e do cálculo do vetor de volatilidade dos preços relativos; da discussão sobre a metodologia econométrica; da apresentação dos resultados das estimações; e por fim uma sessão conclusiva sobre as considerações finais do artigo.

2- Processo Inflacionário e Preços Relativos

A inflação na literatura estruturalista latino americana é um fenômeno real pautado pelo conflito distributivo entre os agentes econômicos ao redor da repartição do produto real. Nas obras seminais de Noyola (1957) e Sunkel (1958), o processo inflacionário surge em virtude de pressões inflacionárias na estrutura econômica, que se transformam efetivamente em uma dinâmica do aumento do nível geral de preços através dos mecanismos de propagação inflacionária. A inflação é a resolução do conflito distributivo entre os agentes econômicos ou um fenômeno redistribuidor da renda real, de tal modo a atuar como o vetor permissor da adequação do sistema econômico em direção ao equilíbrio (FURTADO, 2009).

O modelo de realimentação inflacionária de Simonsen (1970) considerou a inflação passada na determinação da taxa de variação dos preços no presente em função

de os agentes tentarem recompor o nível de renda real relativo ao aumentar seus preços conforme a inflação pretérita. Isto corresponderia a um mecanismo para alcançar um processo inflacionário neutro, gerando um elemento de inércia inflacionária ao determinar a inflação presente com base na taxa de variação dos preços do passado.

No modelo neoestruturalista de Lara-Resende (1979), que vai à mesma concepção teórica de Kaldor (1956), Robinson (1956), Pasinetti (1962), Rowthorn (1977), Modigliani e Paddoa-Schioppa (1978) e Taylor (1979), o processo inflacionário também é compreendido como o resultado de um impasse social. Tal impasse social ocorreria no âmbito da repartição social do produto real nacional. A soma das parcelas relativas da renda real desejada pelos agentes econômicos é maior que a possibilidade concreta, existindo um hiato de incompatibilidade *ex ante* da soma das rendas. A inflação é o vetor resultante permissor, em que o hiato de incompatibilidade nominal *ex ante* se adequa à possibilidade concreta de distribuição da renda real *ex post*.

Lara-Resende (1979) sugere que a dinâmica desta transferência de renda real entre os agentes pode ser identificada por meio da indexação salarial discreta com periodicidade fixa, que conduziria a renda real dos trabalhadores a uma desvalorização permanente conforme a taxa de inflação vigente ou a um salário real menor que o compatível com a situação *ex post*. O pico salarial seria recomposto ao término do período de reajuste com base na inflação passada, mas o salário real médio continuaria menor que o da situação *ex post*.

Ainda nesta linha de argumentação, Lopes (1985) sugere que, na ausência de choques nos preços relativos, a taxa de variação de preços seguiria uma tendência, um movimento de inércia determinado pela inflação passada, que adviria do comportamento defensivo dos agentes econômicos na formação de seus preços através da recomposição do pico da renda real com base na inflação acumulada.

Em um processo inflacionário todos os preços e rendimentos nominais aumentam. Contudo, a velocidade de crescimento dos preços dos setores com periodicidade de reajuste fixo (alugueis e salários, por exemplo) é menor que a velocidade de ajustamento dos setores com reajuste automático (LOPES, 1985). Quando a estrutura de preços relativos está defasada, os preços de alguns setores se encontram no pico enquanto outros estão no valor de vale. Este diferencial de velocidade e defasagem dos preços relativos provoca uma transferência de renda real entre os agentes (LOPES, 1976).

Os agentes procuram estabelecer o preço de seus produtos de modo a se defender deste processo de transferência de renda real. Assim, a inflação deve ser entendida em razão dos picos da renda, da periodicidade dos reajustes, e pela defasagem dos preços relativos da economia. Por conseguinte, quanto maior a pressão social dos agentes econômicos pela elevação dos picos de renda real e pela redução da periodicidade do reajuste da renda nominal, maior será a taxa de variação dos preços ou a volatilidade dos preços relativos (LOPES, 1985, ARIDA e LARA-RESENDE, 1985).

Arida e Lara-Resende (1985) notaram uma característica das hiperinflações clássicas que fora primordial para a proposta dos autores de Moeda Indexada (MODENESI, 2005); a redução da memória inflacionária do sistema econômico que se aproxima de zero à medida que a taxa de inflação possui uma trajetória explosiva ou tendesse ao infinito, o que, por conseguinte, eliminaria a característica inercial da inflação.

Na dinâmica inercialista, dois aspectos inter-relacionados são de grande importância na manutenção do nível da renda real dos agentes e na determinação da volatilidade dos preços relativos; i- o intervalo de reajuste e ii- a taxa de inflação. Quanto maior a aceleração da variação do nível dos preços, menor a memória

inflacionária do sistema econômico, o que realimenta a taxa de inflação e aumenta a volatilidade dos preços relativos (ARIDA e LARA-RESENDE, 1985).

Na literatura neoestruturalista inercialista, a volatilidade dos preços relativos está relacionada com a tentativa de os agentes defenderem a respectiva parcela relativa de renda real. Quanto maior a taxa de variação dos preços, os preços relativos se tornam mais voláteis pelo fato da dessincronização setorial dos períodos de reajuste nominal e pelas diferentes velocidades de ajuste dos preços relativos. Com isto, a volatilidade dos preços relativos reflete a capacidade de os setores defenderem as respectivas parcelas relativas da renda frente à aceleração inflacionária e, além do mais, a heterogeneidade estrutural a nível setorial.

Neste trabalho, utilizaremos a ideia que a volatilidade dos preços relativos em um processo inflacionário é o desvio padrão (ou a variância) da inflação setorial da estrutura econômica em relação à taxa de inflação média da economia como um todo (DEBELLE e LAMONT, 1996).

Diversos trabalhos a nível internacional sugeriram uma relação positiva entre a taxa de inflação com a variabilidade dos preços relativos, como Parks (1978), Fischer (1981), Parsley (1996) e Choi (2010) para os Estados Unidos, Balk (1983); Holanda, Hoomissen (1988); Israel, Tommasi (1992); Argentina.

Para o caso da economia brasileira, alguns trabalhos tentaram estimar a relação entre a volatilidade dos preços relativos com a taxa de inflação. Moura da Silva e Kadota (1982) indicaram uma relação positiva entre a taxa de inflação e a volatilidade dos preços relativos entre 1972 e 1980.

Resende e Grandi (1992) testaram a causalidade de Granger (1969) para estas duas variáveis para o período dos anos 1976-1985, não apresentando resultados conclusivos.

Landau e Peixoto (1992) não encontraram evidências de que a volatilidade dos preços relativos estaria relacionada positivamente com a taxa de inflação da economia brasileira da década de 1980, o argumento dos autores é que o complexo mecanismo de indexação presente à época infringiu uma dinâmica própria à volatilidade dos preços independente da taxa de inflação.

Gomes (2007) estudou a relação entre o IPCA (e suas desagregações; preços livres, administrados, comercializáveis, não comercializáveis e serviços) com a volatilidade dos preços relativos através de modelos ARIMA-GARCH, causalidade de Granger e funções resposta impulso entre 1994 (a partir do Plano Real) e 2006. As conclusões do autor indicam que a adesão do Regime de Metas de Inflação (*inflation targeting*) diminuiu a volatilidade dos preços relativos da economia brasileira e apenas os preços administrados e os serviços apresentaram características de rigidez nominal.

Na próxima seção do trabalho, apresentar-se-ão a metodologia utilizada no cálculo da volatilidade dos preços relativos e as estatísticas descritivas.

3- Os Dados e a Volatilidade dos Preços Relativos

A estatística para mensurar a taxa de inflação da economia brasileira nas estimações econométricas desta pesquisa foi o índice nacional de preços ao consumidor – IPCA² fornecido pelo IBGE. A periodicidade mensal dos dados respeita o intervalo de Agosto de 1999 a Janeiro de 2016.

Em relação ao cálculo da volatilidade dos preços relativos - *relative price volatility* (rpv_t), o nível de agregação do índice de inflação utilizado pode alterar os resultados obtidos (BALK, 1983). Assim, utilizou-se o IPCA em seu nível mais

² O IPCA é dessazonalizado pelo próprio IBGE.

desagregado³ para o cálculo do rpv_t . A fórmula para o cálculo do rpv_t é apresentada na equação (1), idêntica a de Gomes (2016).

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

na qual n é o número de itens considerados pelo cálculo do IPCA, w_i é peso do item no cálculo (que é fornecido pelo IBGE), π_{it} é a inflação do item i no tempo t e π_t o IPCA do mês t . Calculou-se a volatilidade dos preços relativos para a economia considerando todos setores (global), o que também foi feito para os nove setores abarcados pelo IPCA (setorial): 1- Alimentos e Bebidas, 2- Habitação, 3- Artigos de Residência, 4- Vestuário, 5- Transportes, 6- Saúde, 7- Despesas Pessoais, 8- Educação e 9- Comunicação. As estatísticas descritivas para o IPCA e a volatilidade dos preços relativos a nível global e setorial da economia brasileira são apresentados na Tabela 01.

Tabela 01- Estatísticas Descritivas

	Média	Mediana	Valor Máx.	Valor Mín.	Desvio Padrão	Obs.
$\pi_{ipca,t}$	0,5527	0,4800	3,0200	-0,1800	0,3815	198
rpv_t	0,9932	0,9496	2,1960	0,5154	0,2625	198
$rpv_{1,t}$	1,1203	1,0760	2,4034	0,5946	0,3204	198
$rpv_{2,t}$	0,6929	0,4812	7,0411	0,1981	0,7406	198
$rpv_{3,t}$	0,3974	0,3760	0,8972	0,1875	0,1078	198
$rpv_{4,t}$	0,4153	0,3850	1,1016	0,2114	0,1370	198
$rpv_{5,t}$	1,5921	1,2376	5,5056	0,3753	1,0487	198
$rpv_{6,t}$	0,4207	0,3513	2,2896	0,1597	0,2304	198
$rpv_{7,t}$	0,6495	0,5155	3,6092	0,1613	0,5002	198
$rpv_{8,t}$	0,5610	0,3304	3,9902	0,0894	0,6941	198
$rpv_{9,t}$	0,7060	0,4920	6,5578	0,1042	0,8243	198

Fonte: Elaboração do Autor. Leia-se rpv_t : volatilidade dos preços da economia brasileira considerando todos os setores; $rpv_{1,t}$: volatilidade dos preços relativos do setor de Alimentos e Bebidas; $rpv_{2,t}$: volatilidade dos preços relativos do setor de Habitação; $rpv_{3,t}$: volatilidade dos preços relativos do setor de Artigos de Residência; $rpv_{4,t}$: volatilidade dos preços relativos do setor de Vestuário; $rpv_{5,t}$: volatilidade dos preços relativos do setor de Transportes; $rpv_{6,t}$: volatilidade dos preços relativos do setor de Saúde e cuidados pessoais; $rpv_{7,t}$: volatilidade dos preços relativos do setor de Despesas pessoais; $rpv_{8,t}$: volatilidade dos preços relativos do setor de Educação; $rpv_{9,t}$: volatilidade dos preços relativos do setor de Comunicação.

O Gráfico 01 apresenta a evolução mensal do IPCA (escala à esquerda) e da volatilidade dos preços relativos (escala à direita) da economia brasileira entre Agosto de 1999 e Janeiro de 2016. Notam-se picos expressivos da taxa de inflação mensal e da volatilidade dos preços relativos nos extremos da série temporal. Entre 1999 e 2003, em especial no período de pré-eleição e início do Governo de Luis Inácio Lula da Silva devido à instabilidade macroeconômica deste período.

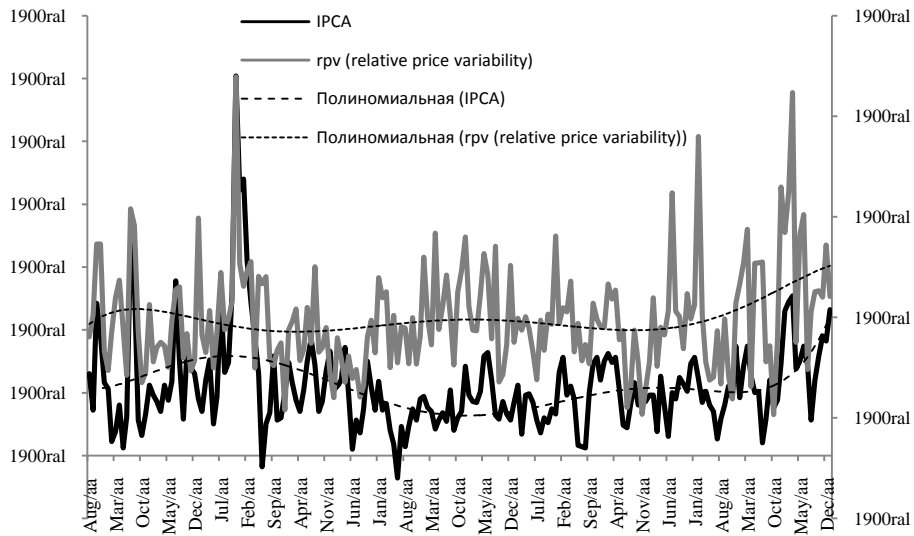
Já no período entre 2014 e 2016, as alterações na taxa de inflação se deveram aos congelamentos de algumas tarifas públicas pelo Governo de Dilma Rouseff, e pelo consequente descongelamento a partir de 2015.

O Gráfico 02 apresenta a relação entre a volatilidade dos preços relativos globais (rpv_t) e setoriais ($rpv_{i,t}$) e a taxa de inflação mensal da economia brasileira, sugerindo, em aspectos gráficos, uma correlação positiva. Entretanto, nota-se que esta possível relação positiva difere em intensidade conforme o setor, fato este atribuído às características estruturais da economia brasileira que determinam, por sua vez, a

³ Durante o período abarcado por este trabalho (Agosto de 1999 a Janeiro de 2016) o IPCA passou por mudanças metodológicas. O nível mais desagregado do IPCA entre 1999 e 2006 foi 512 itens, enquanto entre 2006 e 2011 foi 384, correspondendo a 374 entre 2011 e 2016.

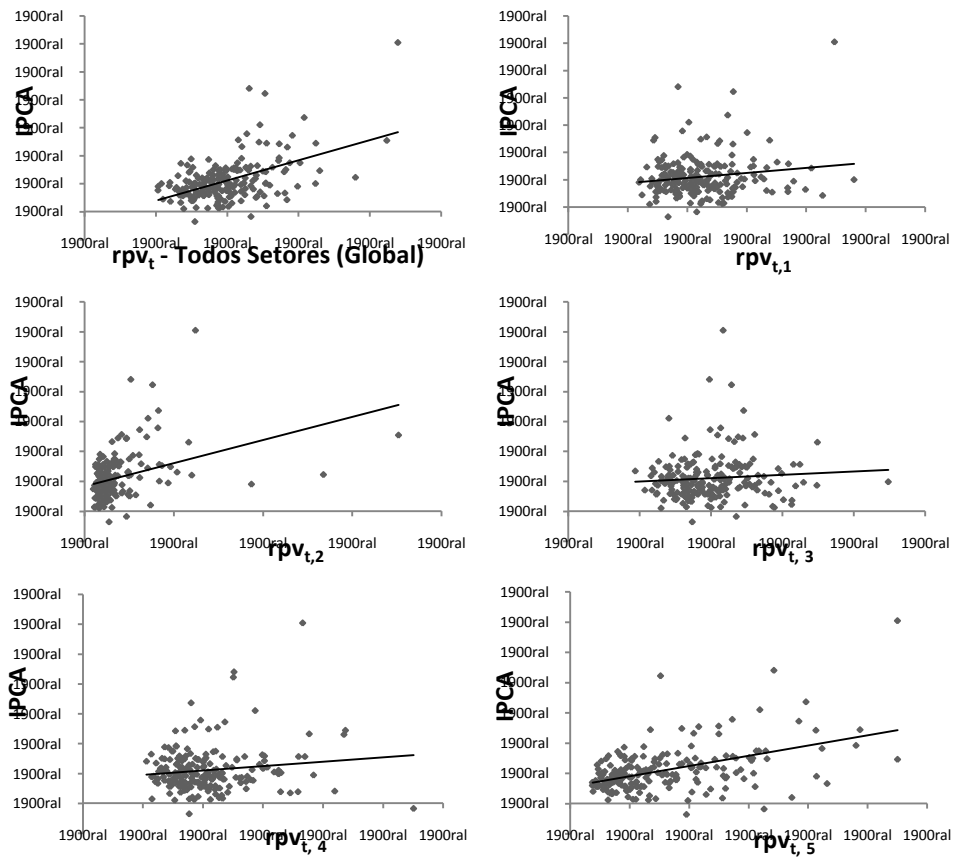
capacidade setorial de defesa da respectiva parcela de renda real considerando a inflação passada.

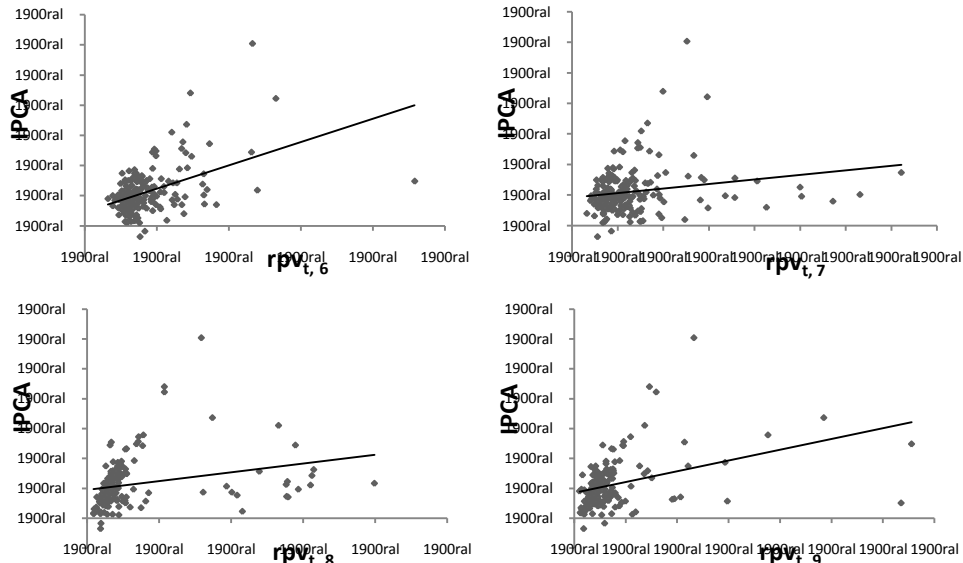
Gráfico 01 – Evolução Mensal do IPCA e r_{pv}_t entre Agosto de 1999 e Janeiro de 2016



Fonte: Elaboração do Autor com base no IPCA fornecido pelo IBGE e na variável r_{pv} calculada pelo próprio autor.

Gráfico 02 – Dispersão entre IPCA e r_{pv}_t





Fonte: Elaboração do Autor. Leia-se rpv_t : volatilidade dos preços da economia brasileira considerando todos os setores; $rpv_{1,t}$: volatilidade dos preços relativos do setor de Alimentos e Bebidas; $rpv_{2,t}$: volatilidade dos preços relativos do setor de Habitação; $rpv_{3,t}$: volatilidade dos preços relativos do setor de Artigos de Residência; $rpv_{4,t}$: volatilidade dos preços relativos do setor de Vestuário; $rpv_{5,t}$: volatilidade dos preços relativos do setor de Transportes; $rpv_{6,t}$: volatilidade dos preços relativos do setor de Saúde e cuidados pessoais; $rpv_{7,t}$: volatilidade dos preços relativos do setor de Despesas pessoais; $rpv_{8,t}$: volatilidade dos preços relativos do setor de Educação; $rpv_{9,t}$: volatilidade dos preços relativos do setor de Comunicação.

4- Metodologia Econométrica

Em um primeiro instante, estimar-se-ão dois modelos para a inflação da economia brasileira como um todo (global) e para cada setor através da metodologia de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) conforme as equações (1) e (2). Em que rpv_t é a medida de dispersão dos preços relativos, $|\pi_t|$ é a taxa de inflação (IPCA) em valores absolutos, o subscrito t denota tempo e p as defasagens da variável. O objetivo da estimação da equação (2) é tentar capturar como os preços relativos se comportam a alterações positivas na taxa de inflação, tal como Parks (1978) e Debelle e Lamont (1996).

$$rpv_t = B_0 + B_1|\pi_t| + B_2rpv_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Jaramillo (1999) sugere que é possível captar a rigidez nominal dos setores da economia adicionando uma *dummy* no modelo a ser estimado. Em setores com características de não rigidez nominal (flexibilidade), variações positivas e negativas na taxa de inflação geram variações modulares proporcionais na volatilidade dos preços. Mas em setores com rigidez nominal aumentos na taxa de inflação aumentam a volatilidade nominal (valor em módulo) mais que as reduções na taxa de inflação (JARAMILLO, 1999).

Na equação (3) adicionar-se-á uma *dummy* para capturar o efeito da redução do nível da inflação (IPCA) sob a volatilidade dos preços relativos na equação conforme a metodologia empregada por Parks (1978), sendo 0 para valores positivos e 1 para taxas negativas multiplicando pelo valor modular do IPCA, $d|\pi_t|$. Em termos econométricos, se o coeficiente desta *dummy* não é estatisticamente significativo (a nível global ou setorial), descarta-se a hipótese de rigidez nominal (JARAMILLO, 1999).

$$rpv_t = B_0 + B_1|\pi_t| + B_2rpv_{t-p} + B_3d|\pi_t| + \varepsilon_t \quad (3)$$

No segundo instante, far-se-á o teste de causalidade de Granger (1969) testando qual o sentido da causalidade entre a dispersão dos preços relativos e a taxa de inflação com o objetivo de entender se os valores defasados do IPCA ajudam a prever a volatilidade de preços, e vice versa.

Fischer (1981) sugere que a metodologia de Vetores Auto Regressivos (VAR) é a mais adequada para capturar a relação entre as alterações dos preços relativos e a taxa de inflação. Por isso, estimar-se-ão modelos VAR para capturar a relação entre a volatilidade de preços (tanto a nível setorial quanto da estrutura econômica como um todo) com a taxa de inflação, nesta etapa da pesquisa enfatizar-se-á as funções resposta impulso (IRF) e na decomposição da variância da previsão dos modelos VAR estimados.

5- Resultados Empíricos

Um dos pressupostos básicos dos modelos VAR e do teste de causalidade de Granger é a ausência de raiz unitária das variáveis, ou assunção da estacionariedade dos vetores temporais. Os testes *Dick-Fulley* Aumentado (ADF) e de *Phillip Peron* indicaram que todas as variáveis em nível são estacionárias ao nível de significância de 1%, como pode ser visto na Tabela 02. Os modelos econométricos foram estimados com todas as variáveis em nível, sem nenhuma defasagem.

Tabela 02- Raiz Unitária: Testes ADF e Phillips Peron

ADF						
Var.	Estatística do Teste	Lag	Valores Críticos		Rejeita H ₀ : Raiz Unitária	
			1%	5%	1%	5%
$\pi_{ipca,t}$	-6,369	0	-3,478	-2,884	Sim	Sim
rpv_t	-10,259	0	-3,478	-2,884	Sim	Sim
$rpv_{1,t}$	-9,667	0	-3,478	-2,884	Sim	Sim
$rpv_{2,t}$	-12,55	0	-3,478	-2,884	Sim	Sim
$rpv_{3,t}$	-8,993	0	-3,478	-2,884	Sim	Sim
$rpv_{4,t}$	-12,360	0	-3,478	-2,884	Sim	Sim
$rpv_{5,t}$	-10,712	0	-3,478	-2,884	Sim	Sim
$rpv_{6,t}$	-9,916	0	-3,478	-2,884	Sim	Sim
$rpv_{7,t}$	-10,498	0	-3,478	-2,884	Sim	Sim
$rpv_{8,t}$	-13,823	0	-3,478	-2,884	Sim	Sim
$rpv_{9,t}$	-12,581	0	-3,478	-2,884	Sim	Sim
Phillips Peron						
Var.	Estatística do Teste	Lag	Valores Críticos		Rejeita H ₀ : Raiz Unitária	
			1%	5%	1%	5%
$\pi_{ipca,t}$	-6,365	0	-3,478	-2,884	Sim	Sim
$rpv_{1,t}$	-10,389	0	-3,478	-2,884	Sim	Sim
$rpv_{2,t}$	-9,667	0	-3,478	-2,884	Sim	Sim
$rpv_{3,t}$	-12,554	0	-3,478	-2,884	Sim	Sim
$rpv_{4,t}$	-8,993	0	-3,478	-2,884	Sim	Sim
$rpv_{5,t}$	-12,360	0	-3,478	-2,884	Sim	Sim
$rpv_{6,t}$	-10,712	0	-3,478	-2,884	Sim	Sim
$rpv_{7,t}$	-9,916	0	-3,478	-2,884	Sim	Sim
$rpv_{8,t}$	-10,498	0	-3,478	-2,884	Sim	Sim
$rpv_{9,t}$	-13,823	0	-3,478	-2,884	Sim	Sim
$rpv_{1,t}$	-12,581	0	-3,478	-2,884	Sim	Sim

Fonte: Elaboração do Autor. Leia-se rpv_t : volatilidade dos preços da economia brasileira considerando todos os setores; $rpv_{1,t}$: volatilidade dos preços relativos do setor de Alimentos e Bebidas; $rpv_{2,t}$: volatilidade dos preços relativos do setor de Habitação; $rpv_{3,t}$: volatilidade dos preços relativos do setor de Artigos de Residência; $rpv_{4,t}$: volatilidade dos preços relativos do setor de Vestuário; $rpv_{5,t}$: volatilidade dos preços relativos do setor de Transportes; $rpv_{6,t}$: volatilidade dos preços relativos do setor

de Saúde e cuidados pessoais; $rpv_{7,t}$: volatilidade dos preços relativos do setor de Despesas pessoais; $rpv_{8,t}$ volatilidade dos preços relativos do setor de Educação; $rpv_{9,t}$ volatilidade dos preços relativos do setor de Comunicação.

5.1- As Estimações por Mínimo Quadrado Ordinário – MQO

As estimações através dos modelos MQO para a economia brasileira, considerando todos os setores, corroboraram o resultado esperado de acordo com a literatura de que existe uma relação positiva entre a volatilidade dos preços relativos e a taxa de inflação, pois o coeficiente estimado para o valor absoluto do IPCA é estatisticamente significativo e positivo.

A *dummy* introduzida no modelo, $d|\pi_t|$, não é estatisticamente significativa, o que é uma evidência para descartar a hipótese de rigidez nominal para a economia brasileira.

Não obstante, a nível setorial, os resultados não se apresentaram unânimes quanto à relação entre a taxa de inflação e a volatilidade de preços relativos e no que diz respeito à rigidez nominal setorial. Os setores Alimentos e Bebidas e Vestuário não corroboraram o resultado esperado que haja uma relação positiva entre a taxa de inflação da economia e volatilidade dos preços destes setores. Ao contrário dos setores Habitação, Transporte, Saúde e cuidados pessoais, Despesas Pessoais, Educação e Comunicação que confirmaram isto a 1% de significância estatística, e Artigos de Residência a 5%.

Por outro lado, não foi encontrada evidência de rigidez nominal para todos os setores da economia brasileira. A *dummy* $d|\pi_t|$ é estatisticamente significativa para os setores de Despesas Pessoais e Educação a 1% de significância estatística, e significativa a 5% para Alimentação e Bebidas, Habitação e Transportes. Para estes setores, portanto, não podemos descartar a hipótese de rigidez nominal. Contudo, não encontramos as mesmas evidências para os setores de Artigos de Residência, Vestuário, Saúde e Cuidados Pessoais e Comunicação. Assim, podemos descartar a hipótese de rigidez nominal para os mesmos.

A Tabela 03 apresenta os resultados das estimações por MQO para o modelo sem a *dummy* enquanto a Tabela 04 ilustra os resultados das estimações com a *dummy*. Faz-se importante informar que duas defasagens da variável dependente, rpv_t , foram suficientes para eliminar a autocorrelação residual de todos os setores conforme o teste LM, exceto para os setores Artigos de Residências (rpv_3) e Comunicação (rpv_9). Com isto, estimamos as mesmas equações para estes setores com um número maior de defasagens⁴ tanto da variável dependente quanto da independente com o objetivo de eliminar a correlação residual.

⁴ No caso, estimados o modelo sem a *dummy* e com a *dummy* com três defasagens da variável dependente e da independente para o setor Artigos de Residências. Ao passo que para o setor de Comunicação a regressão foi realizada introduzindo duas defasagens da variável dependente e da independente. Isto se mostrou suficiente para eliminar a autocorrelação residual conforme o teste LM.

Tabela 03- Resultados das Estimações por MQO – Modelo sem *dummy*

Y	$ \pi_t $	rpv_{t-1}	rpv_{t-2}	$d_{abj} \pi_t $	B_0	R^2_{aj}	F	DW	LM Auto Corr.
rpv _t	0,148***	0,179***	-0,0140		0,742***	0,25	15,8	1,9238 (0,2762)	1,2837 (0,2314)
	[0,023] (0,000)	[0,056] (0,000)	[0,058] (0,8122)	-----	[0,083] (0,000)				
rpv _{1,t}	0,042	0,290***	0,199***		0,510***	0,17	13,8	2,034 (0,5686)	0,8033 (0,5485)
	[0,028] (0,129)	[0,0626] (0,000)	[0,0625] (0,001)	-----	[0,084] (0,000)				
rpv _{2,t}	0,299***	0,068	0,182*		0,415***	0,22	18,7	2,019 (0,5342)	0,3654 (0,8717)
	[0,065] (0,000)	[0,0764] (0,3702)	[0,0963] (0,057)	-----	[0,0693] (0,000)				
rpv _{4,t}	0,032	0,109	0,030		0,530***	0,01	1,89	1,9855 (0,4368)	0,4685 (0,7993)
	[0,020] (0,113)	[0,0683] (0,108)	[0,721] (0,6684)	-----	[0,0598] (0,000)				
rpv _{5,t}	0,413***	0,142**	0,0119		0,787***	0,21	14,9	1,9214 (0,2707)	1,3098 (0,26152)
	[0,074] (0,000)	[0,064] (0,027)	[0,073] (0,870)	-----	[0,111] (0,000)				
rpv _{6,t}	0,153***	0,176***	0,104		0,367***	0,29	70,1	2,1175 (0,7760)	1,3627 (0,2402)
	[0,017] (0,000)	[0,056] (0,001)	[0,082] (0,207)	-----	[0,045] (0,000)				
rpv _{7,t}	0,119***	0,3081***	0,0431		0,433***	0,14	19,3	1,95 (0,3532)	1,1361 (0,3427)
	[0,0262] (0,000)	[0,0780] (0,000)	[0,0506] (0,3937)	-----	[0,0594] (0,000)				
rpv _{8,t}	0,307***	0,00239**	-0,068**		0,535***	0,11	23,9	2,0733 (0,6779)	1,8728 (0,1009)
	[0,043] (0,000)	[0,0549] (0,0212)	[0,029] (0,0212)	-----	[0,0490] (0,000)				

Nota: estimações pelo método MQO, entre colchetes o erro-padrão robusto *Newey-West*, entre parênteses o p-valor: * significativa a 10%; ** significativa a 5%; ***significante a 1%.

Tabela 04- Resultados das Estimações por MQO – Modelo com *dummy*

Y	$ \pi_t $	rpv_{t-1}	rpv_{t-2}	$d_{abj} \pi_t $	B_0	R^2_{aj}	F	DW	LM Auto Corr.
rpv _t	0,149***	0,178***	-0,013	0,057	0,741***	0,25	11,8	1,9251 (0,2792)	1,2705 (0,2395)
	[0,023] (0,000)	[0,056] (0,000)	[0,059] (-0,202)	[0,133] (0,918)	[0,083] (0,000)				
rpv _{1,t}	0,040	0,293***	0,195***	-0,452**	0,512***	0,19	13,5	2,029 (0,5541)	0,8803 (0,4953)
	[0,028] (0,154)	[0,0626] (0,000)	[0,0627] (0,001)	[0,196] (0,021)	[0,084] (0,000)				
rpv _{2,t}	0,304***	0,065	0,180*	0,981**	0,414***	0,22	13,8	2,020 (0,5376)	0,3292 (0,8948)
	[0,066] (0,000)	[0,075] (0,3836)	[0,095] (0,0608)	[0,460] (0,032)	[0,0686] (0,000)				
rpv _{4,t}	0,035*	0,110	0,012	0,817	0,588***	0,02	1,91	1,9900 (0,4491)	0,4348 (0,8238)
	[0,019] (0,063)	[1,620] (0,105)	[0,798] (0,8762)	[1,185] (0,4906)	[0,0627] (0,000)				
rpv _{5,t}	0,429***	0,123*	0,0272	3,19**	0,778***	0,22	11,9	1,9328 (0,2979)	1,2031 (0,3093)
	[0,074] (0,000)	[0,065] (0,057)	[0,075] (0,718)	[1,452] (0,027)	[0,111] (0,000)				
rpv _{6,t}	0,154***	0,1753***	0,1020	0,1685	0,369***	0,28	53,8	2,1186 (0,7792)	1,3658 (0,2390)
	[0,017] (0,000)	[0,0562] (0,000)	[0,0847] (0,2283)	[0,2266] (0,4572)	[0,0463] (0,000)				
rpv _{7,t}	0,116***	0,3092***	0,0377	-0,76***	0,440***	0,14	55,0	1,9555 (0,3513)	1,0781 (0,3739)
	[0,2681] (0,000)	[0,0784] (0,000)	[0,7318] (0,4643)	[0,1800] (0,000)	[0,600] (0,000)				
rpv _{8,t}	0,304***	0,0230	-0,067**	-0,83***	0,539***	0,11	68,5	2,0757 (0,6843)	1,9127 (0,0941)
	[0,0429] (0,000)	[0,0548] (0,6739)	[0,029] (0,019)	[0,2042] (0,000)	[0,429] (0,000)				

Nota: estimações pelo método MQO, entre colchetes o erro-padrão robusto *Newey-West*, entre parênteses o p-valor: * significativa a 10%; ** significativa a 5%; ***significante a 1%.

Tabela 05- Modelo sem (com) *dummy* com mais defasagens para os Setores Artigos de Residências e Comunicação

	Sem <i>dummy</i>		Com <i>dummy</i>	
	rpv _{3,t}	rpv _{9,t}	rpv _{3,t}	rpv _{9,t}
$ \pi_t $	0,0438 [0,0186] (0,019)**	0,5124 [0,1002] (0,000)***	0,0442 [0,0184] (0,017)**	0,5113 [0,1005] (0,000)***
$ \pi_{t-1} $	-0,0202 [0,0220] (0,360)	-0,2096 [0,1254] (0,0964)*	-0,0202 [0,0220] (0,3614)	-0,2093 [0,1257] (0,0976)*
$ \pi_{t-2} $	-0,0169 [0,0179] (0,345)	-0,0489 [0,0786] (0,5342)	-0,0167 [0,0180] (0,353)	-0,0489 [0,0788] (0,5354)
$ \pi_{t-3} $	-0,0175 [0,0151] (0,2478)	-----	-0,0180 [-1,210] (0,2277)	-----
rpv _{t-1}	0,3538 [0,0851] (0,000)***	0,1428 [0,0859] (0,0981)*	0,3536 [0,0851] (0,000)	0,1418 [0,0866] (0,1035)
rpv _{t-2}	0,0327 [0,0793] (0,6801)	0,0702 [0,0705] (0,3206)	0,0324 [0,0794] (0,6837)	0,0704 [0,0706] (0,3197)
rpv _{t-3}	0,1553 [0,0630] (0,0146)**	-----	0,1565 [0,0626] (0,0133)**	-----
d _{abj} $ \pi_t $	-----	-----	0,1111 [0,3382] (0,7429)	-0,2816 [0,9006] (0,7549)
B ₀	0,2928 [0,0551] (0,000)***	0,4685 [0,0588] (0,000)***	0,2921 [0,0550] (0,000)***	0,4700 [0,0590] (0,000)***
R ² _{aj}	0,1986	0,2438	0,1946	0,2400
F	7,04 (0,000)	13,49 (0,000)	6,6477 (0,000)	11,43 (0,000)
DW	2,04	1,98	2,04	1,97
LM Auto	1,1561	1,7883	1,1638	2,10
Corr.	(0,3279)	(0,1700)	(0,3249)	(0,1241)

Nota: estimações pelo método MQO, entre colchetes o erro-padrão robusto *Newey-West*, entre parênteses o p-valor: * significativa a 10%; ** significativa a 5%; ***significante a 1%.

5.2- Causalidade de Granger

O resultado do teste de causalidade de Granger para duas variáveis indica a precedência temporal entre as mesmas (FISCHER, 1981). A ideia da causalidade no sentido de Granger corresponde à ideia de que os valores passados da variável x podem ajudar a prever os valores futuros da variável y . Por isso, x Granger-causaria y . Neste sentido, o teste de causalidade de Granger no contexto desta pesquisa ajuda a compreender a relação entre a volatilidade de preços e a taxa de inflação.

O número de defasagens do teste de causalidade de Granger e do modelo VAR foi estabelecido conforme o critério de informação *Schwarz* (SBIC). Todos os modelos apresentaram um número adequado de defasagem igual à unidade, exceto o modelo que relaciona o IPCA com a volatilidade de preços relativos do setor de Educação (rpv₈) que indicou um número adequado de defasagens igual a 12. Esta diferença está de acordo com a característica do setor educacional de reajustar seus preços sempre no início do ano, com uma periodicidade de 12 meses.

Ressalva-se que o modelo VAR com as variáveis endógenas rpv_{1,t} e IPCA foi estimado com duas defasagens por que apenas uma não foi suficiente para eliminar a

autocorrelação serial conforme o teste LM. Os modelos estimados no teste de causalidade de Granger e VAR foram:

Modelo 01: rpv_t (todos os setores da economia brasileira) e IPCA

Modelo 02: $rpv_{1,t}$ (Alimentos e Bebidas) e IPCA

Modelo 03: $rpv_{2,t}$ (Habitação) e IPCA

Modelo 04: $rpv_{3,t}$ (Artigos de Residência) e IPCA

Modelo 05: $rpv_{4,t}$ (Vestuário) e IPCA

Modelo 06: $rpv_{5,t}$ (Transportes) e IPCA

Modelo 07: $rpv_{6,t}$ (Saúde e Cuidados pessoais) e IPCA

Modelo 08: $rpv_{7,t}$ (Despesas Pessoais) e IPCA

Modelo 09: $rpv_{8,t}$ (Educação) e IPCA

Modelo 10: $rpv_{9,t}$ (Comunicação) e IPCA

Os resultados do teste de causalidade de Granger apresentados na Tabela 06 sugerem que tanto a nível Global quanto setorial não podemos rejeitar a hipótese nula de que a volatilidade dos preços relativos não causa, no sentido de Granger, a taxa de inflação (IPCA). Mas, considerando todos os setores (modelo 01), há evidências estatísticas para a rejeição da hipótese nula de que IPCA não Granger-causa rpv_t .

Em nível setorial, os setores de Alimentos e Bebidas, Habitação, Transporte, Saúde e Cuidados pessoais e Educação rejeitaram a hipótese nula de que a taxa de inflação não Granger-causa a volatilidade dos preços relativos. Entretanto, não foram encontrados indícios estatísticos de que os valores passados da taxa de inflação ajudam a prever os valores futuros da volatilidade dos preços relativos para os setores de Artigos de Residência, Vestuário, Despesas Pessoais e Comunicação.

Tabela 06- Teste de Causalidade de Granger

Modelo	Hipótese Nula: H_0	Teste Wald: F	P-valor	LM Auto Corr.	Rejeita H_0 ?
01	rpv_t não Granger-causa IPCA	0,55754	0,455	2,1146	Não
	IPCA não Granger-causa rpv_t	7,3263	0,000	(0,71470)	Sim
02	$rpv_{1,t}$ não Granger-causa IPCA	1,1385	0,556	7,9174	Não
	IPCA não Granger-causa $rpv_{1,t}$	4,9468	0,084	(0,09465)	Sim
03	$rpv_{2,t}$ não Granger-causa IPCA	0,14127	0,707	8,3871	Não
	IPCA não Granger-causa $rpv_{2,t}$	13,284	0,000	(0,07839)	Sim
04	$rpv_{3,t}$ não Granger-causa IPCA	0,67446	0,412	4,1161	Não
	IPCA não Granger-causa $rpv_{3,t}$	0,66205	0,416	(0,39052)	Não
05	$rpv_{4,t}$ não Granger-causa IPCA	0,37592	0,540	1,6181	Não
	IPCA não Granger-causa $rpv_{4,t}$	2,2217	0,136	(0,80554)	Não
06	$rpv_{5,t}$ não Granger-causa IPCA	0,12186	0,727	2,2387	Não
	IPCA não Granger-causa $rpv_{5,t}$	7,2359	0,007	(0,69195)	Sim
07	$rpv_{6,t}$ não Granger-causa IPCA	1,6394	0,200	4,8124	Não
	IPCA não Granger-causa $rpv_{6,t}$	27,452	0,000	(0,30709)	Sim
08	$rpv_{7,t}$ não Granger-causa IPCA	0,00805	0,928	2,6309	Não
	IPCA não Granger-causa $rpv_{7,t}$	0,07346	0,786	(0,62136)	Não
09	$rpv_{8,t}$ não Granger-causa IPCA	13,973	0,302	2,5651	Não
	IPCA não Granger-causa $rpv_{8,t}$	120,96	0,000	(0,63301)	Sim
10	$rpv_{9,t}$ não Granger-causa IPCA	0,4566	0,499	2,3031	Não
	IPCA não Granger-causa $rpv_{9,t}$	2,2412	0,134	(0,68020)	Não

Fonte: Elaboração do Autor com base nos resultados das estimações

5.3- Estimação por Vetores Auto Regressivos - VAR: Funções Impulso-Resposta e Decomposição da Variância

As equações estimadas pelo VAR são de difícil interpretação. Para entender as propriedades do sistema de equações deve-se atentar à análise das funções resposta impulso (IRF) (FISCHER, 1981).

As funções resposta impulso apresentam a trajetória da variável y_t a partir de um choque na variável endógena x_t , tal como a iteração deste choque com a própria variável

y_t . A importância desta metodologia consiste na possibilidade de entender como a volatilidade preços relativo da economia, tanto global quanto a nível setorial, interfere na variável, e vice-versa.

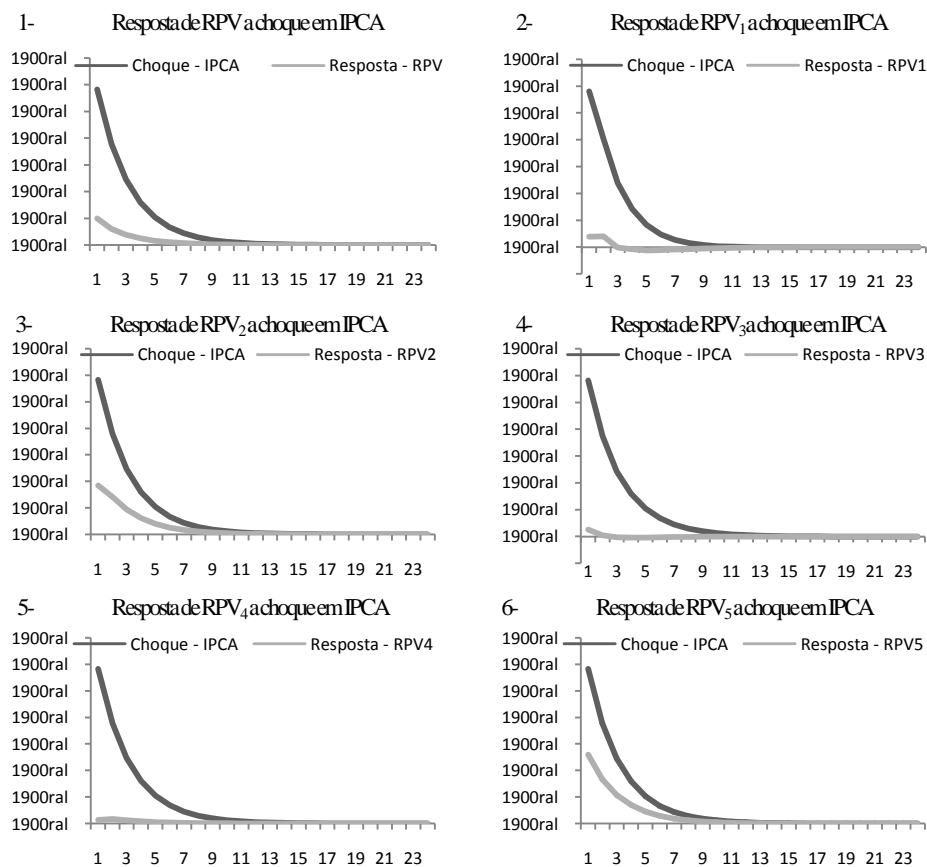
Os resultados da função resposta-impulso (IRF) a nível global indicam que a volatilidade dos preços relativos da economia brasileira responde positivamente a um choque no IPCA, que se dissipa totalmente ao término de 24 meses.

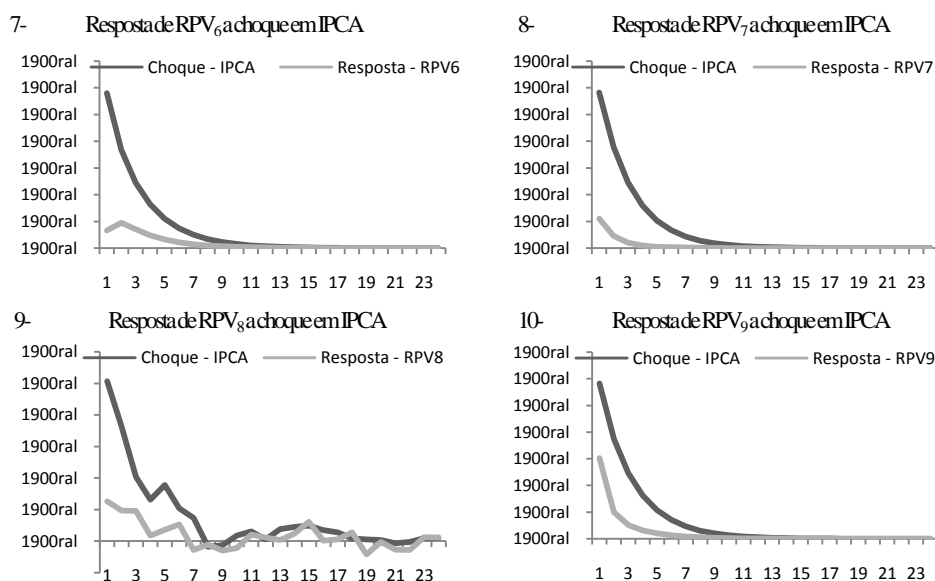
Em nível setorial, também se confirma a resposta positiva da volatilidade de preços relativos de todos os setores em relação à taxa de inflação. Não obstante, percebe-se que há um grau de heterogeneidade setorial neste quesito. No sentido de que choques na variável IPCA afetam com diferentes intensidades os nove setores da economia brasileira. Isto decorre, sobretudo, das características estruturais intrínsecas aos mesmos, que definem, por sua vez, a capacidade setorial de defesa da parcela relativa de renda real através da alteração dos preços relativos.

A volatilidade dos preços relativos dos setores de Alimentos e Bebidas, Artigos de Residência e Vestuário se apresentaram como os menos sensíveis a choques na taxa de inflação. Ao contrário dos restantes, com destaque para os setores de Habitação, Transportes e Comunicação, para os quais a função resposta-impulso (IRF) sugeriu ser os mais sensíveis a choques na taxa de inflação da economia brasileira.

Os gráficos da função resposta-impulso (IRF) a partir de um choque na taxa de inflação da economia brasileira (IPCA) e a resposta na volatilidade de preços são apresentados na Figura 01, abaixo.

Figura 01- Funções Impulso-Resposta (IRF): Choque em IPCA e Resposta de RPV





Fonte: elaboração do Autor com base nos resultados das estimações

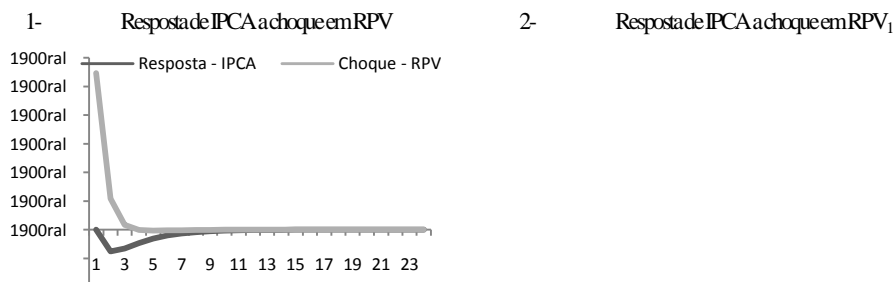
O resultado da função resposta-impulso (IRF), apresentado na Figura 02, partindo de um choque na volatilidade dos preços relativos a nível global, indicou uma resposta positiva da taxa de inflação até o segundo mês, revertendo tal tendência a partir de então e se estabilizando na média ao término dos doze meses iniciais.

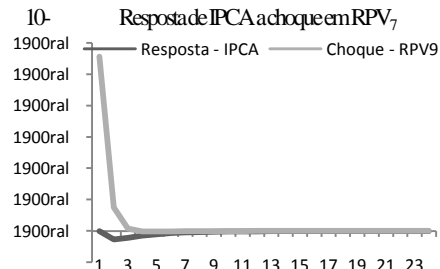
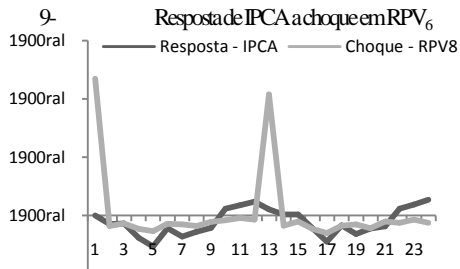
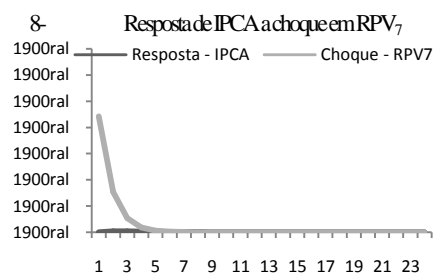
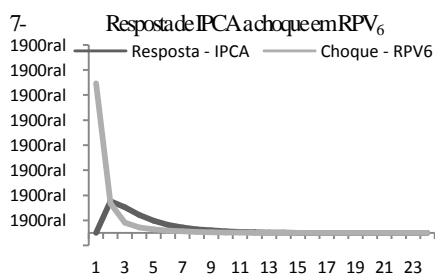
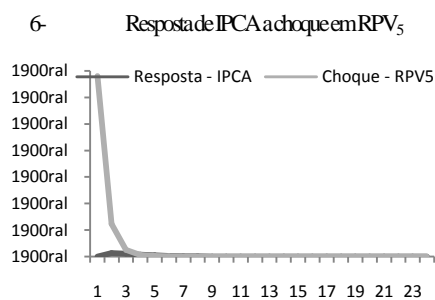
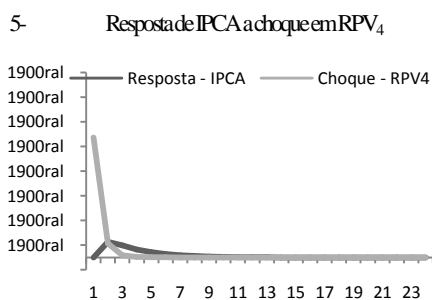
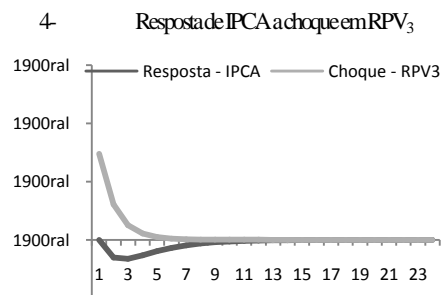
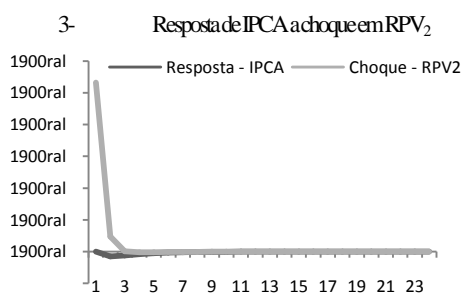
Quanto à função resposta-impulso (IRF) setorial, um choque na volatilidade dos preços dos diferentes setores produziu resultados heterogêneos em relação ao impacto na taxa de variação dos preços da economia brasileira. Podem-se separar os setores em duas classes, conforme a dinâmica do impacto na taxa de inflação:

- i- Os setores em que o choque na volatilidade dos preços relativos implicou inicialmente em deflação para a economia brasileira seguida de um período inflacionário com o IPCA tendendo à média, tal como os setores Alimentos e Bebidas, Habitação, Artigos de Residência e Comunicações.
- ii- Os setores nos quais um choque na volatilidade dos preços relativos dos mesmos implicou em um primeiro instante no aumento da taxa de inflação da economia brasileira, se revertendo em desinflação e tendendo à média, como é o caso dos setores de Vestuário, Transportes, Saúde e Cuidados Pessoais e Despesas Pessoais.

Destaca-se que os resultados da função resposta-impulso do setor de Educação são distintas das demais pelo fato de o mesmo apresentar uma dinâmica anual pré-definida de reajuste de seus preços.

Figura 02- Funções Impulso-Resposta (IRF): Choque em RPV e Resposta de IPCA





Fonte: elaboração do Autor com base nos resultados das estimações

A decomposição da variância do erro de estimação é um dos resultados dos modelos VAR, que tem como finalidade mensurar qual o percentual da variância do erro de previsão da variável y_t está relacionado de fato com um choque na variável endógena x_t . Sendo assim⁵, 24,4% da variação do erro de previsão da volatilidade dos preços relativos da economia brasileira está relacionado com um choque na taxa de inflação, IPCA.

Não foram todos os setores em que a taxa de inflação explica um substancial percentual da decomposição da variância da previsão dos preços relativos a partir de um choque no IPCA. Neste sentido, nota-se que para alguns setores a taxa de inflação explica considerável parte da decomposição da variância da previsão para a volatilidade dos preços relativos: Habitação (19,6%), Transportes (19,4%), Saúde e Cuidados Pessoais (27,4%), Educação (42%) e Comunicação (25,1%).

⁵ A decomposição da variância do erro de previsão do IPCA em relação à volatilidade de preços relativos apresentou valores insignificantes, próximos de zero. Por isso, optou-se em analisar apenas a variância do erro de previsão da volatilidade dos preços relativos em relação ao IPCA.

Tabela 07- Decomposição da Variância da Previsão para RPV

Período	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
IPCA-rpv	17,1	21,4	23,1	23,9	24,2	24,3	24,3	24,4	24,4	24,4	24,4	24,4
IPCA-rpv1	2,2	4,1	3,8	3,8	3,9	4,1	4,2	4,2	4,3	4,3	4,3	4,3
IPCA-rpv2	10,8	16,0	18,1	19,0	19,3	19,5	19,5	19,6	19,6	19,6	19,6	19,6
IPCA-rpv3	3,0	2,6	2,6	2,6	2,6	2,7	2,7	2,7	2,7	2,7	2,7	2,7
IPCA-rpv4	0,5	1,3	1,7	1,8	1,9	1,9	1,9	1,9	1,9	1,9	1,9	1,9
IPCA-rpv5	12,7	16,6	18,2	18,9	19,2	19,3	19,4	19,4	19,4	19,4	19,4	19,4
IPCA-rpv6	7,2	18,3	23,5	25,7	26,6	27,0	27,2	27,3	27,4	27,4	27,4	27,4
IPCA-rpv7	5,9	6,1	6,2	6,2	6,3	6,3	6,3	6,3	6,3	6,3	6,3	6,3
IPCA-rpv8	22,5	31,4	38,4	38,4	38,9	40,6	41,0	40,9	41,5	41,7	41,9	42,0
IPCA-rpv9	22,8	24,3	24,8	25,0	25,1	25,1	25,1	25,1	25,1	25,1	25,1	25,1

Fonte: elaboração do Autor com base nos resultados das estimações

6- Considerações Finais

O objetivo deste trabalho foi investigar a relação entre a taxa de inflação da economia brasileira, e a volatilidade dos preços relativos tanto a nível global (considerando todos os setores), quanto a nível setorial (para cada um dos nove setores abarcados pelo IPCA) entre Agosto de 1999 e Janeiro de 2016. As estimações sugeriram que existe uma relação positiva entre a volatilidade dos preços relativos da economia brasileira, o que difere substancialmente ao considerar os diferentes setores.

Os setores Alimentos e Bebidas e Vestuário não corroboraram o resultado esperado que haja uma relação positiva entre a taxa de inflação da economia e volatilidade dos preços destes setores. Ao contrário dos setores Habitação, Transporte, Saúde e cuidados pessoais, Despesas Pessoais, Educação, Comunicação e Artigos de Residência.

As estimações indicaram evidências para descartar a hipótese de rigidez nominal para a economia brasileira a nível global. Não obstante, não foi encontrada evidência de rigidez nominal para todos os setores da economia brasileira. Para os setores de Despesas Pessoais, Educação, Alimentação e Bebidas, Habitação e Transportes não podemos descartar a hipótese de rigidez nominal. No entanto, podemos descartar a hipótese de rigidez nominal para os setores de Artigos de Residência, Vestuário, Saúde e Cuidados Pessoais e Comunicação.

Os resultados do teste de causalidade de Granger sugerem que, tanto a nível global quanto setorial, não podemos rejeitar a hipótese nula de que a volatilidade dos preços relativos não causa, no sentido de Granger, a taxa de inflação (IPCA). Mas, a nível global, há evidências estatísticas para a rejeição da hipótese nula de que IPCA não Granger-causa rpv_t . Os setores de Alimentos e Bebidas, Habitação, Transporte, Saúde e Cuidados pessoais e Educação rejeitaram a hipótese nula de que a taxa de inflação não Granger-causa a volatilidade dos preços relativos. Entretanto, não foram encontrados indícios estatísticos de que os valores passados da taxa de inflação ajudam a prever os valores futuros da volatilidade dos preços relativos para os setores de Artigos de Residência, Vestuário, Despesas Pessoais e Comunicação.

As funções resposta-impulso e a decomposição da variância da previsão dos preços relativos modelos VAR ilustraram a heterogeneidade estrutural dos setores da economia brasileira. Basicamente, mostraram que cada setor da economia brasileira responde de um modo a um choque no IPCA ou na volatilidade dos preços relativos, o que é devido às características estruturais dos mesmos, que por sua vez determinam a capacidade de defesa da respectiva renda real relativa.

Referências Bibliográficas

- ARIDA, P.; RESENDE, A. L. **Inertial Inflation and Monetary Reform in Brazil**. Rio de Janeiro-RJ: PUC RJ, 1985.
- BALK, B. M. Does There Exist a Relation Between Inflation and Relative Price-Change Variability? The Effect of the Aggregation Level. **Economic Letters**, v. 13, p. 173–180, 1983.
- CHOI, C.-Y. Reconsidering the Relationship between Inflation and Relative Price Variability. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 45, n. 5, p. 769–799, 2010.
- DEBELLE, G.; LAMONT, O. **Relative Price Variability and Inflation: Evidence from US Cities**: NBER working paper series. Cambridge MA: [s.n.].
- FISCHER, S. Relative Shocks, Relative Price Variability, and Inflation. **Brooking Papers on Economic Activity**, v. 1981, n. 2, p. 381–441, 1981.
- FURTADO, C. **Formação Econômica do Brasil**. 34. ed. São Paulo-SP: [s.n.].
- GOMES, C. **Política Monetária e Variabilidade dos Preços Relativos: Uma Análise do Caso Brasileiro** Anpec. **Anais...Recife PE**: 2007
- GOMES, C. Relative price variability in Brazil: an analysis of headline and core inflation rates. **Nova Economia**, v. 35, n. 1, p. 83–100, 2016.
- GRANGER, C. W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. **Econometrica**, v. 37, n. 3, p. 424–438, 1969.
- HOOMISSEN, T. VAN. Price Dispersion and Inflation: Evidence from Israel. **Journal of Political Economy**, v. 96, n. 6, p. 1303–1314, 1988.
- JARAMILLO, C. F. Inflation and Relative Price Variability: Reinstating Parks' Results. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 31, n. 3, p. 375–385, 1999.
- KALDOR, N. Alternative Theories of Distribution. **The Review of Economic Studies**, v. 23, n. 2, p. 83–100, 1956.
- LANDAU, E.; PEIXOTO, S. S. Pesquisa e Planejamento Econômico. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 22, n. 1, p. 125–168, 1992.
- LOPES, F. L. Inflação, correção monetária e controles de preços. **Revista de Economia brasileira**, v. 30, n. 4, p. 427–455, 1976.
- LOPES, F. L. Inflação Inercial, Hiperinflação e Desinflação: Notas e Conjecturas. **Revista de Economia Política**, v. 5, n. 2, p. 135–151, 1985.
- MODENESI, A. DE M. **Regimes Monetários Teoria e a Experiência do Real**. 1º. ed. Barueri-SP: Editora Manole Ltda, 2005.
- MODIGLIANI, F.; PADDON-SCHIOPPA. **The Mangement of and Opne Economy with 100% plus Wage Indexation** Princeton University, , 1978.
- MOURA DA SILVA, A.; KADOTA, D. K. Inflação e Preços Relativos: medidas de dispersão. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 12, n. 1, p. 1–22, 1982.
- NOYOLA, J. F. Inflação e Desenvolvimento Econômico No Chile e no México. In: BIESCHOWSKY, R. (Ed.). **Cinquenta Anos de Pensamento na Cepal**. 1º. ed. Rio de Janeiro-RJ: [s.n.]. v. 1p. 293–490.
- PARKS, R. W. Inflation an Relative Price Variability. **Journal of Political Economy**, v. 86, n. 1, p. 79–95, 1978.

PARSLEY, D. C. Inflation and Relative Price Variability in the Short and Long Run: New Evidence from the United States. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 28, n. 3, p. 323–341, 1996.

PASINETTI, L. Rate of Profit and Income Distribution in Relation to the Rate of Economic Growth. **Review of Economic Studies**, v. 29, n. 4, p. 267–279, 1962.

RESENDE, A. L. **Incompatibilidade Distributiva e Inflação Estrutural**.PDF: Texto para discussão.Rio de Janeiro, 1979. Disponível em: <<http://www.econ.puc-rio.br/biblioteca.php/trabalhos/show/35>>

RESENDE, M.; GRANDI, R. Inflação e Variabilidade dos Preços Relativos no Brasil: A questão da Causalidade. **Revista Brasileira de Economia**, v. 46, n. 4, p. 595–604, 1992.

ROBINSON, J. **The Accumulation of Capital**. Londres: London, 1956.

ROWTHORN, R. E. Conflict, Inflation and Money. **Cambridge Journal of Economics**, v. 1, n. 1, p. 215–239, 1977.

SIMONSEN, M. H. **Inflação Gradualismo X Tratamento de Choque**. 6^o. ed. Rio de Janeiro-RJ: APEC EDITORAS S.A., 1970.

SUNKEL, O. A Inflação Chilena: Um Enfoque Heterodoxo. **El Trimestre Económico**, v. 25, n. 100, 1958.

TAYLOR, L. Three Stories Where Money Counts. In: TAYLOR, L. (Ed.). . **Macro Models for Developing Countries**. 1^o. ed. New York-NY: MacGral Hill, 1979.

TOMMASI, M. **Inflation and Relative Prices Evidence from Argentina**: Working Paper. Los Angeles: [s.n.].