

Inércia inflacionária, rigidez nominal e preços relativos da economia brasileira: uma análise setorial entre 1999 e 2016

Inflationary inertia, nominal rigidity, relative prices of Brazilian economy: a sectorial approach between 1999 and 2016

Hugo Carcanholo Iasco Pereira*

CEDEPLAR-UFMG, Brasil

Bolsista CNPq

hclpereira@cedeplar.ufmg.br

Resumo. O objetivo deste trabalho é investigar a relação entre a taxa de inflação e a volatilidade dos preços relativos para a economia brasileira como um todo e para cada setor considerado no cálculo do IPCA (índice de preços ao consumidor amplo) para o período entre 1999 e 2016. Para tanto, foram utilizadas duas metodologias econométricas: MQO e VAR. As conclusões indicaram uma relação positiva entre a taxa de inflação e a volatilidade dos preços relativos e a não aceitação da hipótese de rigidez nominal, o que não é válido para todos os setores da economia brasileira, isto é, para os setores de despesas pessoais, educação, alimentação e bebidas, habitação e transportes não podemos descartar a hipótese de rigidez nominal.

Palavras-Chave: Inflação, Inércia Inflacionária, Rigidez Nominal.

Abstract. The objective of this study is to investigate the relation between the inflation and the volatility of prices on the global level and to each sector between 1999 and 2016 to Brazilian economy. We used two methodologies: OLS and VAR. The results suggested a positive relation between inflation and volatility of relative prices and the non-acceptance of the hypothesis of nominal rigidities, which is not true for all sectors of the Brazilian economy. To the sectors personal expense, education, beverages and foods, habitation and transports we cannot disregard the hypothesis of nominal rigidity.

Keywords: Inflation, Inflationary Inertia, Nominal Rigidities.

* Universidade Federal de Minas Gerais. Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional. Avenida Presidente Antônio Carlos, n. 6627, Bairro Pampulha, 31.270-901, Belo Horizonte, MG, Brasil.

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 a 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 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 apresentou significativa taxa de inflação e uma demanda agregada recessiva o que torna a discussão da inércia inflacionária, ou da rigidez nominal, relevante.

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 testar a hipótese de rigidez nominal tanto a nível global (para a economia considerando todos os setores) quanto a nível setorial (para cada um dos nove setores do IPCA). Para cumprir com este objetivo foram empregadas duas metodologias para as estimações globais e setoriais: i-estimação por MQO para captar a relação entre a taxa de inflação e a volatilidade dos preços relativos e ii-modelos de vetores auto regressivos com ênfase na função resposta-impulso 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 introdução, o trabalho foi dividido em outras cinco seções. Na primeira seção discutiu-se a relação entre inflação e volatilidade de preços teoricamente. Na segunda seção discutiu-se a metodologia econométrica utilizada neste trabalho, o que foi seguido pela apresentação dos dados e do cálculo do vetor de volatilidade dos preços relativos na terceira seção. Os resultados empíricos foram debatidos na quarta seção. Por fim, apresentamos as considerações finais.

Processo inflacionário e preços relativos: abordagem teórica

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 neo-estruturalista de Lara-Resende (1979), que vai à mesma concepção teórica de Kaldor (1956), Pasinetti (1962), Rowthorn (1977) 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 à 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*.

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 (aluguéis 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). 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).

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 de-sincronização 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, 1997).

No tocante à literatura empírica, diversos trabalhos a nível internacional

sugeriram uma relação positiva entre a taxa de inflação e a variabilidade dos preços relativos. Neste sentido, tem-se o trabalho seminal de Parks (1978) com uma importante contribuição teórica em que se discute como mensurar a volatilidade de preços relativos, o autor utilizou de regressões estimadas por MQO para estimar a relação positiva entre inflação e volatilidade de preços relativos para a economia norte americana. Fischer(1981) oferece uma excelente síntese dos argumentos novo-Keynesianos então desenvolvidos à época. Ademais, Fischer (1981) realiza um exercício econométrico comparando a relação entre volatilidade de preços relativos e inflação para Estados Unidos da América (EUA), Japão e Alemanha com ênfase em choques na oferta de alimentos e energia, para tanto o autor utilizou três metodologias: MQO, causalidade de Granger e Vetores Autoregressivos. Ainda para a economia norte americana, Parsley (1996) realizou um estudo com dados municipais utilizando a metodologia de painéis econométricos, o autor mostrou que existe uma relação positiva entre ambas. Recentemente Choi (2010) mostrou que a relação entre inflação e preços relativos não é constante ao longo do tempo nem linear para as economias americana e japonesa.

Balk (1983) utilizou o instrumental de séries temporais e dados para a Holanda para entender como o nível de agregação dos dados influencia os resultados estimados, a conclusão do autor sugere que o nível de agregação interfere nas inferências estatísticas dos parâmetros. Com isso, é importante um nível de desagregação alto, como o do presente trabalho, que além de desagregar para todos os produtos considerados pelo IPCA, toma a inflação de cada município. Hoomissen (1988) utilizou a metodologia SUR (*Seemingly Unrelated Regression*) para entender esta relação para Israel em relação à 13 subgrupos de bens, concluindo que para todos os subgrupos a referida relação é positiva. Jaramillo (1999) revisita o trabalho de Parks (1978) atualizando a base de dados para os EUA, e obtém a mesma relação positiva entre as variáveis.

Alguns trabalhos tentaram estimar a relação entre a volatilidade dos preços relativos com a taxa de inflação para a economia brasileira. 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 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 a partir do Plano Real em 1994 e 2006. As conclusões do autor indicam que a adesão do regime de metas de inflação diminuiu a volatilidade dos preços relativos da economia brasileira. Gomes (2015) atualiza as séries de inflação e volatilidade de preços para o período entre 1995 e 2011. Utilizando as metodologias econométricas de MQO e VAR, Gomes (2015) confirma que a adesão do regime de metas de inflação diminuiu a volatilidade dos preços relativos da economia brasileira. Iasco Pereira e Souza (2017) estimaram a relação entre inflação e volatilidade de preços entre 1994 e 2016 para os municípios brasileiros. Os autores utilizaram painéis longos e painel de vetores auto regressivos (PVAR) para mostrar a relação positiva entre as duas variáveis.

Cabe notar que não existem trabalhos na literatura que propuseram uma abordagem setorial para estudar a relação entre inflação e volatilidade de preços relativos para a economia brasileira. O presente trabalho, portanto, possui uma contribuição original

à literatura. Na próxima seção discutimos a metodologia econométrica utilizada.

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 abaixo:

$$rpv_t = B_0 + B_1|\pi_t| + B_2rpv_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

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 (1) é tentar capturar como os preços relativos se comportam a alterações positivas na taxa de inflação, tal como Parks (1978) e Debelle e Lamont (1997).

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 (2) adicionar-se-á uma *dummy* para capturar o efeito da redução do nível da inflação (IPCA) sob a volatilidade dos preços relativos na equação (1) 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).

$$rpv_t = B_0 + B_1|\pi_t| + B_2rpv_{t-p} + B_3 d|\pi_t| + \varepsilon_t \quad (2)$$

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.

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 – IPCA¹ 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 desagregado² para o cálculo do rpv_t . A fórmula para o cálculo do rpv_t é apresentada na equação (3), idêntica à de Gomes (2015).

$$rpv_t = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n w_i (\pi_{it} - \pi_t)^2} \quad (3)$$

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-

¹ O IPCA é dessazonalizado pelo próprio IBGE.

² 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.

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 1.

Tabela 1. Estatísticas descritivas.

Table 1. Descriptive statistics.

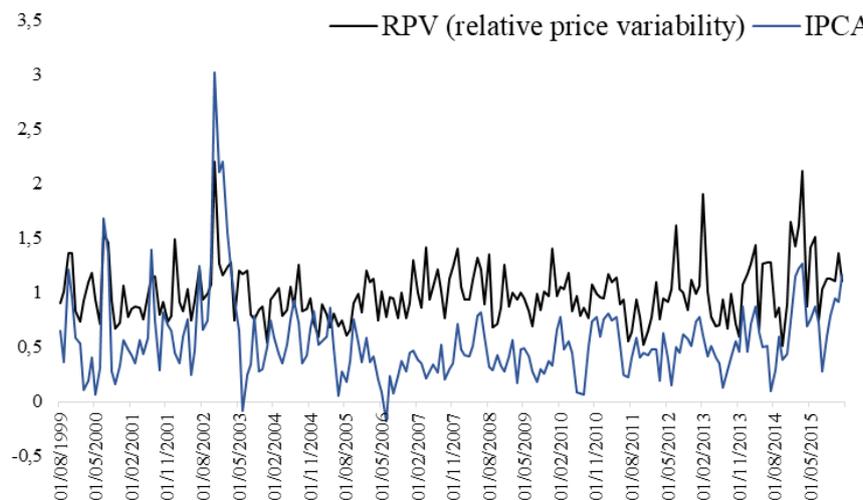
	Média	Mediana	Valor Máx.	Valor Mín.	Desvio Padrão	Obs.
$\pi_{ipca,t}$	0,5527	0,4800	3,0200	-0,1800	0,3815	198
rpv_t	0,9932	0,9496	2,1960	0,5154	0,2625	198
$rpv_{1,t}$	1,1203	1,0760	2,4034	0,5946	0,3204	198
$rpv_{2,t}$	0,6929	0,4812	7,0411	0,1981	0,7406	198
$rpv_{3,t}$	0,3974	0,3760	0,8972	0,1875	0,1078	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 1 apresenta a evolução mensal do IPCA e da volatilidade dos preços relativos 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 Luís 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 Rousseff, e pelo

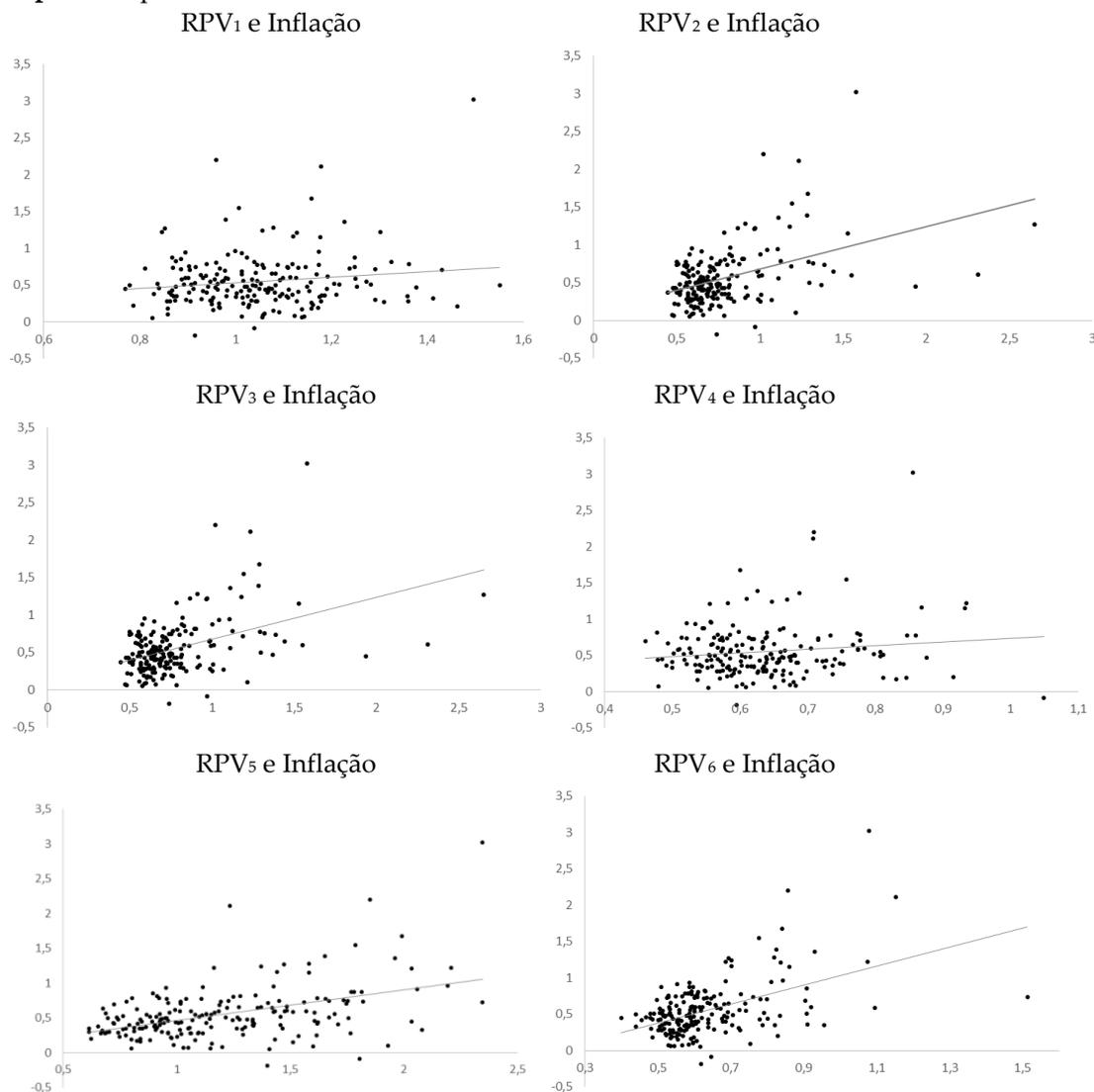
consequente descongelamento a partir de 2015. O Gráfico 2 apresenta a relação entre a volatilidade dos preços relativos globais (rpv_t) e setoriais ($rpv_{i,t}$) e a taxa de inflação mensal da economia brasileira, sugerindo, em aspectos gráficos, uma correlação positiva. Entretanto, nota-se que esta possível relação positiva difere em intensidade conforme o setor, fato este atribuído às características estruturais da economia brasileira que determinam, por sua vez, a capacidade setorial de defesa da respectiva parcela de renda real considerando a inflação passada.

Gráfico 1. Evolução mensal do IPCA e r_{pv} entre agosto de 1999 e janeiro de 2016.
Graph 1. Monthly evolution of IPCA and r_{pv} between august 1999 and january 2016.



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

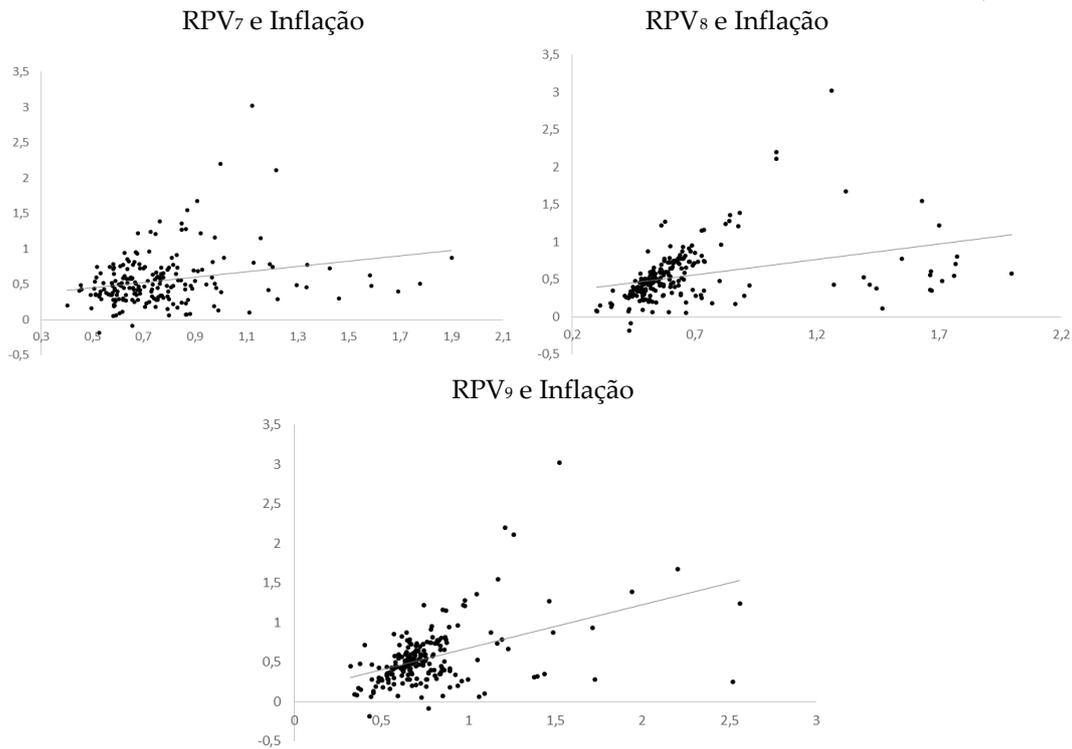
Gráfico 2. Dispersão entre IPCA e RPV.
Graph 2. Dispersion between IPCA and RPV.



(Continua)

Gráfico 2. Dispersão entre IPCA e RPV.
Graph 2. Dispersion between IPCA and RPV.

(Continuação)



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.

Resultados empíricos

Um dos pressupostos básicos dos modelos VAR é a ausência de raiz unitária das variáveis, ou assunção da estacionariedade dos vetores temporais. Os testes *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 2. Os modelos econométricos foram estimados com todas as variáveis em nível, sem nenhuma defasagem.

As estimações por mínimo quadrado ordinário

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.

Tabela 2. Raiz unitária: testes ADF e Phillips Peron.**Table 2.** Unit root: ADF and Phillips Peron tests.

ADF			Phillips Peron		
Variável	Estatística do Teste	Lag	Variável	Estatística do Teste	Lag
$\pi_{ipca,t}$	-6,369*	0	$\pi_{ipca,t}$	-6,365*	0
rpv_t	-10,259*	0	$rpv_{1,t}$	-10,389*	0
$rpv_{1,t}$	-9,667*	0	$rpv_{2,t}$	-9,667*	0
$rpv_{2,t}$	-12,55*	0	$rpv_{3,t}$	-12,554*	0
$rpv_{3,t}$	-8,993*	0	$rpv_{4,t}$	-8,993*	0
$rpv_{4,t}$	-12,360*	0	$rpv_{5,t}$	-12,360*	0
$rpv_{5,t}$	-10,712*	0	$rpv_{6,t}$	-10,712*	0
$rpv_{6,t}$	-9,916*	0	$rpv_{7,t}$	-9,916*	0
$rpv_{7,t}$	-10,498*	0	$rpv_{8,t}$	-10,498*	0
$rpv_{8,t}$	-13,823*	0	$rpv_{9,t}$	-13,823*	0
$rpv_{9,t}$	-12,581*	0	$rpv_{1,t}$	-12,581*	0

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. * significativa ao nível de 1%.

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 3 apresenta os resultados das estimações por MQO para o modelo sem a *dummy* enquanto a Tabela 4 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 defasagens tanto da variável dependente quanto da independente com o objetivo de eliminar a correlação residual. 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 3. Resultados das estimações por MQO – modelo sem *dummy*.

Table 3. Estimation results by OLS - non-dummy model.

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

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 4. Resultados das estimações por MQO – modelo com *dummy*.

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

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 5. Modelo sem (com) *dummy* com mais defasagens para os setores Artigos de Residências e Comunicação.**Table 5.** Model without (with) *dummy* with more lags for the sectors Articles of Residences and Communication.

	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 Corr.	1,1561 (0,3279)	1,7883 (0,1700)	1,1638 (0,3249)	2,10 (0,1241)

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

Estimacão por vetores auto regressivos

As equacões estimadas pelo VAR são de difícil interpretaçao devido à presenca de colinearidade. Para entender as propriedades do sistema de equacões deve-se atentar à análise das funçoes resposta impulso (IRF) (Fischer, 1981). As funçoes resposta impulso apresentam a trajetória da variável y_t a partir de um choque na variável endógena x_t , tal como a iteraçao deste choque com a própria variável y_t . A importância desta metodologia consiste na possibilidade de entender como a volatilidade preços relativos da economia, tanto global quanto a nível setorial, interfere na variável, e vice-versa.

Os resultados da funçao 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 relaçaõ à taxa de inflaçao. 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

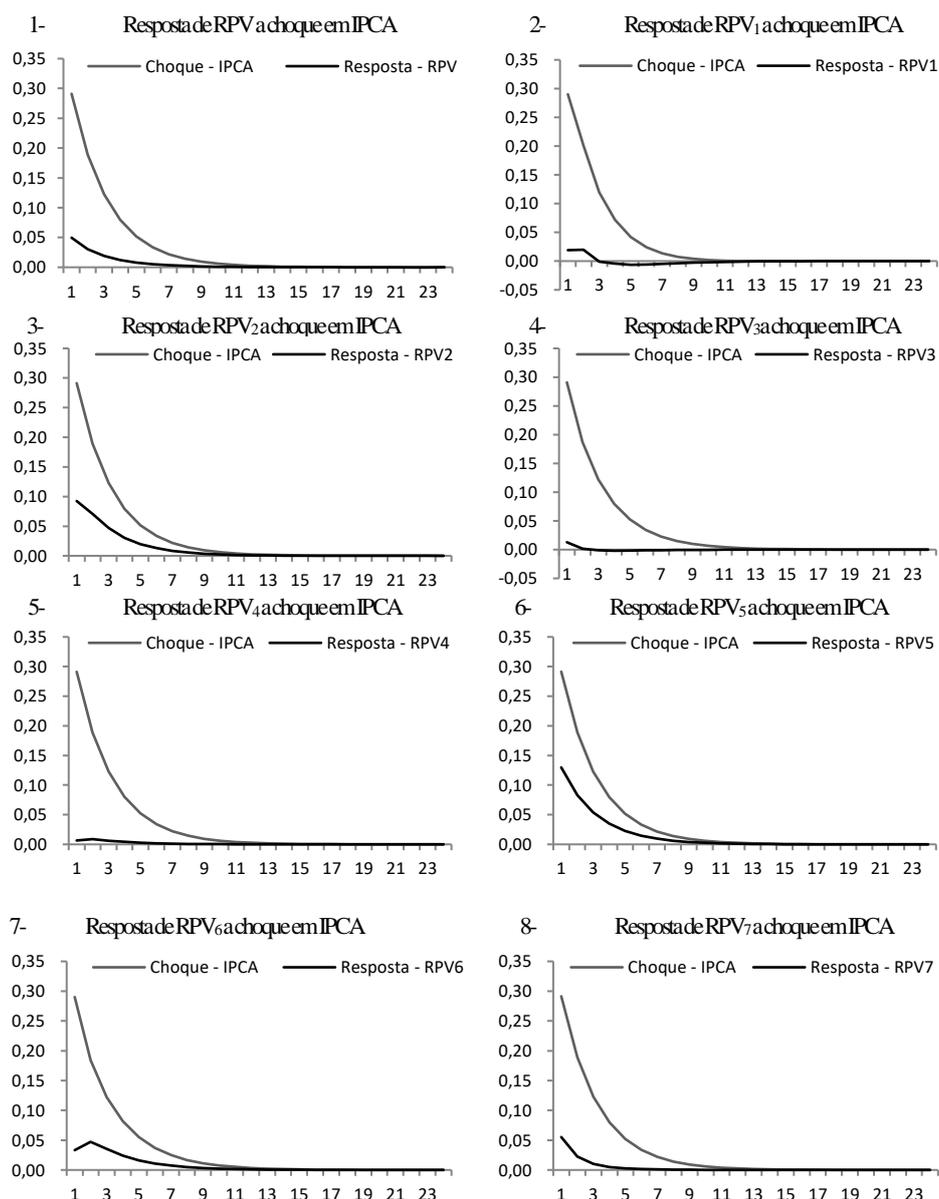
intrínsecas aos mesmos, que definem, por sua vez, a capacidade setorial de defesa da parcela relativa de renda real através da alteração dos preços relativos.

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 1.

Figura 1. Funções impulso-resposta (IRF): choque em IPCA e resposta de RPV.

Figure 1. Impulse-response functions (IRF): IPCA shock and RPV response.

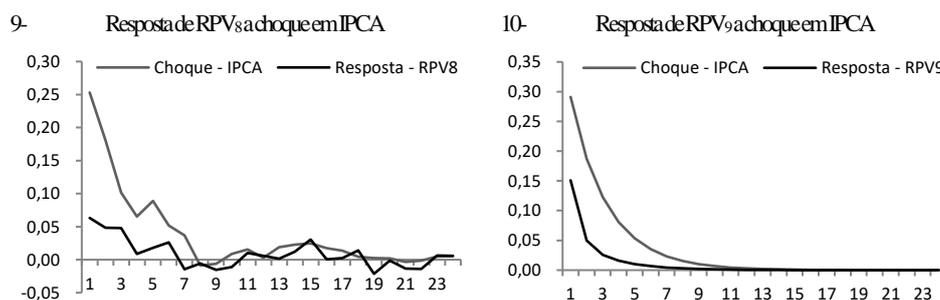


(Continua)

Figura 1. Funções impulso-resposta (IRF): choque em IPCA e resposta de RPV.

Figure 1. Impulse-response functions (IRF): IPCA shock and RPV response.

(Continuação)



Fonte: Elaboração do autor com base nos resultados das estimações.

O resultado da função resposta-impulso (IRF), apresentado na Figura 2, 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

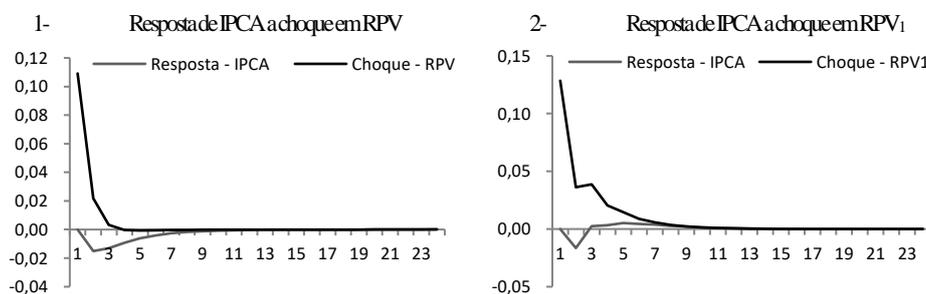
de um período inflacionário com o IPCA tendendo à média, tal como os setores Alimentos e Bebidas, Habitação, Artigos de Residência e Comunicações.

- 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 distintos das demais pelo fato de o mesmo apresentar uma dinâmica anual pré-definida de reajuste de seus preços.

Figura 2. Funções impulso-resposta (IRF): choque em RPV e resposta de IPCA.

Figure 2. Impulse-response functions (IRF): shock in RPV and IPCA response.

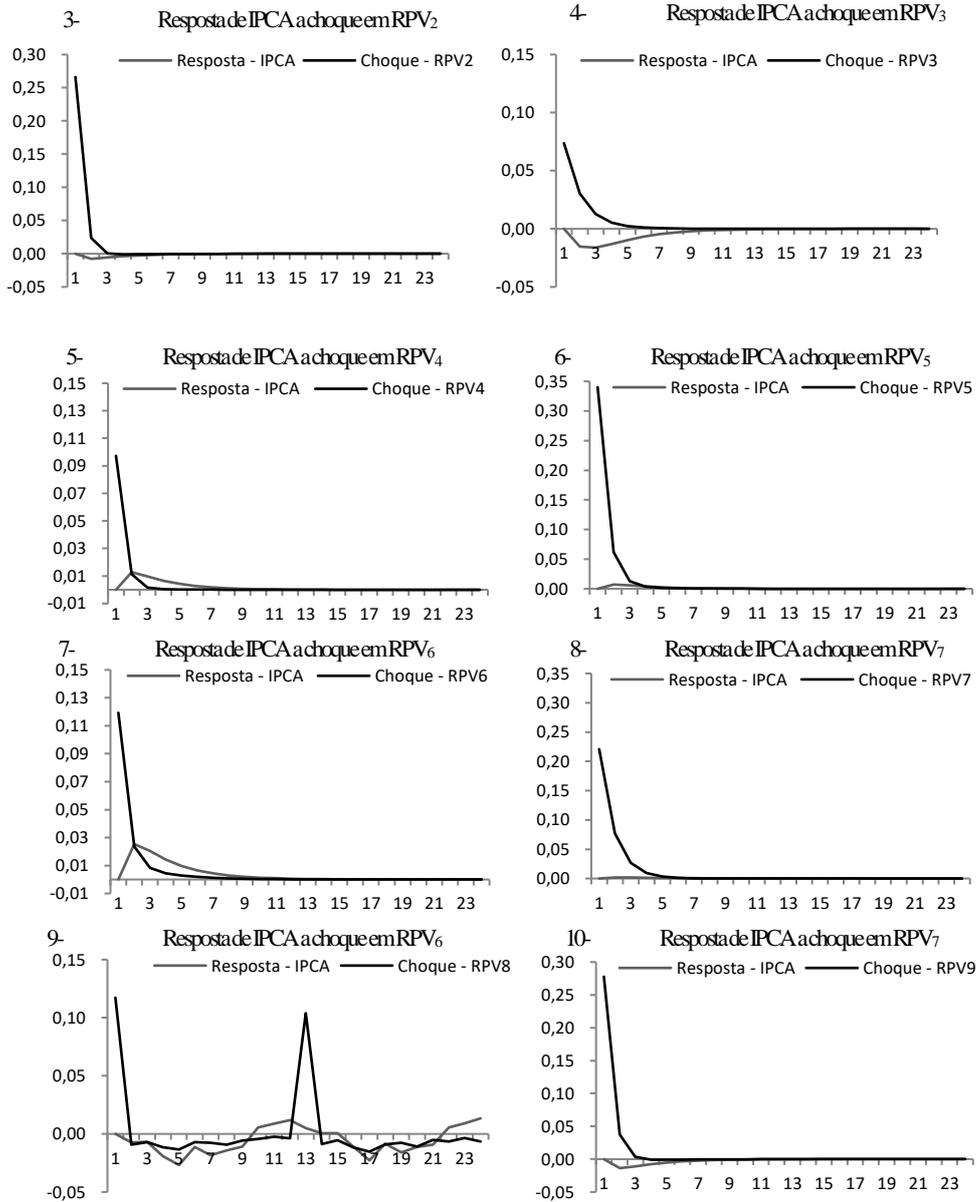


(Continua)

Figura 2. Funções impulso-resposta (IRF): choque em RPV e resposta de IPCA.

Figure 2. Impulse-response functions (IRF): shock in RPV and IPCA response.

(Continuação)



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 assim³, 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%).

³ 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 6. Decomposição da variância da previsão para RPV.**Table 6.** Decomposition of prevision variance for 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.

Considerações finais

Os resultados econométricos indicaram a existência de uma relação positiva entre a inflação e 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. 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

- ARIDA, P.; RESENDE, A. L. 1985. Inertial inflation and monetary reform in Brazil. **Texto para Discussão PUCRJ**, Rio de Janeiro, 63.
- BALK, B. M. 1983. Does there exist a relation between inflation and relative price-change variability? the effect of the aggregation level. **Economic Letters**, 13:173-180. [https://doi.org/10.1016/0165-1765\(83\)90081-2](https://doi.org/10.1016/0165-1765(83)90081-2)
- CHOI, C. Y. 2010. Reconsidering the relationship between inflation and relative price variability. **Journal of Money, Credit and Banking**, 45(5):769-799. <https://doi.org/10.1111/j.1538-4616.2010.00307.x>
- DEBELLE, G.; LAMONT, O. 1997. Relative price variability and inflation: evidence from US Cities. **Journal of Political Economy**, 105:132-152. <https://doi.org/10.1086/262068>
- FISCHER, S. 1981. Relative shocks, relative price variability, and inflation. **Brooking Papers on Economic Activity**, 1981(2):381-441.
- FURTADO, C. 2009. **Formação Econômica do Brasil**. 34. ed. São Paulo - SP.
- GOMES, C. 2007. Política monetária e variabilidade dos preços relativos: uma análise do caso brasileiro. In: ANPEC, 2007, Recife - PE. **Anais...** Niteroi: ANPEC.
- GOMES, C. 2015. Relative price variability in Brazil: an analysis of headline and

- core inflation rates. **Nova Economia**, 35(1):83-100.
- HOOMISSEN, T. V. 1988. Price dispersion and inflation: evidence from Israel. **Journal of Political Economy**, 96(6):1303-1314.
<https://doi.org/10.1086/261589>
- IASCO-PEREIRA, H. C.; SOUZA, M. C. 2017. Inflação e volatilidade de preços relativos na economia brasileira pós plano real. In: Congresso Brasileiro de Economia, 22., 2017, Belo Horizonte - MG. **Anais...** COFECON: Brasília.
- JARAMILLO, C. F. 1999. Inflation and relative price variability: reinstating parks' results. **Journal of Money, Credit and Banking**, 31(3):375-385.
<https://doi.org/10.2307/2601117>
- KALDOR, N. 1956. Alternative theories of distribution. **The Review of Economic Studies**, 23(2):83-100.
<https://doi.org/10.2307/2296292>
- LANDAU, E.; PEIXOTO, S. S. 1992. Inflação, indexação e preços relativos: novas evidências para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, 22(1): 125-168.
- LARA-RESENDE, A. L. 1979. Incompatibilidade distributiva e inflação estrutural. **Texto para discussão PUCRJ**, Rio de Janeiro - RJ, 1.
- LOPES, F. L. 1976. Inflação, correção monetária e controles de preços. **Revista de Economia brasileira**, 30(4):427-455.
- LOPES, F. L. 1985. Inflação inercial, hiperinflação e desinflação: notas e conjecturas. **Revista de Economia Política**, 5(2):135-151.
- MOURA DA SILVA, A.; KADOTA, D. K. 1982. Inflação e preços relativos: medidas de dispersão. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, 12(1):1-22.
- NOYOLA, J. F. 1957. 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. p. 293-490.
- PARKS, R. W. 1978. Inflation an relative price variability. **Journal of Political Economy**, 86(1):79-95.
<https://doi.org/10.1086/260648>
- PARSLEY, D. C. 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):323-341.
<https://doi.org/10.2307/2077978>
- PASINETTI, L. 1962. Rate of profit and income distribution in relation to the rate of economic growth. **Review of Economic Studies**, 29(4):267-279.
<https://doi.org/10.2307/2296303>
- RESENDE, M.; GRANDI, R. 1992. Inflação e variabilidade dos preços relativos no Brasil: a questão da causalidade. **Revista Brasileira de Economia**, 46(4):595-604.
- ROWTHORN, R. E. 1977. Conflict, inflation and money. **Cambridge Journal of Economics**, 1(1): 215-239.
- SIMONSEN, M. H. 1970. **Inflação gradualismo x tratamento de choque**. 6º. ed. Rio de Janeiro - RJ: APEC EDITORAS S.A.
- SUNKEL, O. 1958. A inflação chilena: um enfoque heterodoxo. **El Trimestre Económico**, 25(100).
- TAYLOR, L. 1979. Three stories where money counts. In: TAYLOR, L. (ed.). **Macro models for developing countries**. 1º ed. New York-NY: MacGral Hill.
- TOMMASI, M. 1993. Inflation and relative prices evidence from Argentina. **Working Paper UCLA**, Los Angeles, 661.

Submetido: 18/02/2017

Aceito: 12/03/2018

Os Editores agradecem a Henrique Bidarte Massuquetti pelo apoio editorial.