

TRANSMISSÃO ASSIMÉTRICA DE CHOQUES DE CUSTOS: UMA ANÁLISE SVAR PARA O BRASIL DURANTE AS METAS DE INFLAÇÃO (1999-2016)

Débora Pimentel^a

Andre de Melo Modenesi^b

^a Professora adjunta do Departamento de Ciências Econômicas da Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro (UFRRJ). Rio de Janeiro, RJ, Brasil. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-5513-2287>.

^b Professor associado do Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ). Rio de Janeiro, RJ, Brasil. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-5392-2920>.

Recebido: 23/07/2021

Aceito: 10/01/2023

Received: 2021/07/23

Accepted: 2023/01/10

RESUMO: O objetivo deste artigo é analisar empiricamente as peculiaridades da economia brasileira que podem explicar a observada rigidez na baixa do Índice de Preços no Consumidor (IPCA). Investigamos a existência de assimetria na transmissão de preços e de heterogeneidade na dinâmica inflacionária entre diferentes setores da economia, bem como avaliamos o repasse da taxa de câmbio, do índice de *commodities* e da produção industrial aos preços ao consumidor (IPCA) e ao produtor (Índice de Preços ao Produtor Amplo - IPA). O IPCA foi desagregado em alimentos e bebidas, industrializados, serviços e preços monitorados. As estimações foram realizadas por meio de modelos simétricos e assimétricos de Vetores Autorregressivos Estruturais (SVAR). Os resultados indicaram que a taxa de câmbio é a variável mais relevante na dinâmica do IPCA, seguido do índice de *commodities*. A produção industrial mostrou-se menos relevante que os fatores externos, inclusive no modelo para produtos industrializados. Foi verificada a existência de assimetria positiva no repasse cambial em todas as desagregações do IPCA. A principal conclusão é de que os choques de

Correspondência para: Débora Pimentel
Contato: pimentel.deboram@gmail.com



custos não devem ser tratados como meros ruídos brancos, com média zero e que, portanto, se compensam no tempo.

PALAVRAS-CHAVE: Inflação; transmissão assimétrica de preços; Brasil.

CLASSIFICAÇÃO JEL: E520; E310; E520.

ASYMMETRIC COST PASS-THROUGH: SVAR ANALYSIS FOR BRAZIL UNDER INFLATION TARGETING REGIME (1999-2016)

ABSTRACT: The aim of this article is to empirically analyze the peculiarities of the Brazilian economy that may explain the observed low rigidity of the Extended National Consumer Price Index (IPCA). We investigated the existence of asymmetry in the transmission of prices and heterogeneity in the inflationary dynamics among different sectors of the economy, as well as evaluated the passthrough of the exchange rate, commodity index, and industrial production to consumer prices (IPCA) and producer (Price Index to the Wide Producer - IPA). The IPCA was split into food and beverages, industrialized products, service provision, and monitored prices. Estimations were performed using symmetric and asymmetric models of Structural Autoregressive Vectors (SVAR). The results indicated that the exchange rate is the most relevant variable in the dynamics of the IPCA, followed by the commodities index. Industrial production was less relevant than external factors, including the model for industrialized products. It was noted a positive asymmetry in the exchange rate pass-through in all IPCA breakdowns. The main conclusion is that cost shocks should not be treated as mere white noises, with a zero average and that, therefore, compensate in time.

KEYWORDS: Inflation; asymmetric price transmission; Brazil

INTRODUÇÃO

A dinâmica inflacionária e, notadamente, a política monetária (PM) brasileira constitui uma verdadeira anomalia. Apesar de ter sido inaugurada em 1995 uma fase de relativa estabilidade de preços com o Plano Real, o Banco Central do Brasil (BCB) manteve a taxa básica de juros (Selic) em níveis excessivamente elevados e o país alcançou recordes mundiais em termos de taxa de juros reais. No entanto, a inflação permanece em patamares relativamente elevados.

Após a implementação do Real, e adotado o Regime de Metas de Inflação (RMI), em 1999, a expectativa era de que, na medida em que se fosse consolidando a estabilização dos preços, a Selic passasse a ser significativamente reduzida, convergindo para níveis prevaletentes nas economias com preços estáveis. Não foi o que aconteceu. Mesmo a despeito de ter sido promovida uma inflexão da política fiscal, com a geração de superávits primários, no período de 1999 até 2017, a Selic real média foi superior a 7% a.a. Embora tenha sido reduzida a partir de então, alcançando o piso histórico de 2% em 2020, observou-se uma nova elevação, retomando ao patamar de 13,75% em 2022.

Não obstante a rigidez da PM pós-Plano Real, a inflação manteve-se em patamares que podem ser considerados elevados, principalmente com relação à experiência internacional. No período de 1999 a 2021, o IPCA esteve próximo da meta estabelecida pelo BCB em apenas cinco anos, atingindo média próxima a 6,5%. E, em três oportunidades (2002, 2015 e 2021), a inflação estourou em muito o teto da meta estabelecido. Em suma, apesar da longa manutenção da Selic em níveis inusitados, a inflação cedeu pouco. Neste sentido, o regime inflacionário pós-Real pode ser caracterizado como de (relativamente) baixa inflação, porém, crônica e resiliente.

De fato, surpreende a persistente coexistência de taxas reais de juros anormalmente altas, com níveis relativamente elevados de inflação. A propósito, há um conjunto amplo de evidências de que há falhas na transmissão da PM. A inflação mostra-se pouco sensível ao nível de atividade econômica: é preciso uma retração de grandes proporções para se obter uma queda relativamente pequena da inflação. O processo de desinflação, iniciado em 2017, ilustra esse fato. Foi apenas diante da maior recessão da nossa história – com o desemprego dobrando e forte queda da massa salarial e da renda per capita – que o IPCA começou a convergir para um patamar mais próximo ao observado nos países emergentes. Entretanto, esse período pouco durou, e mesmo em um cenário de baixa atividade econômica, com as perturbações advindas da pandemia e choques de custos externos, a inflação acelerou novamente, atingindo 10% em 2021.

A coexistência de taxas reais de juros anormalmente altas com níveis relativamente elevados de inflação durante tantos anos torna imprescindível um conhecimento mais detalhado da dinâmica dos preços. O aprofundamento do conhecimento da dinâmica

da inflação é condição necessária para que se possa adotar uma política monetária menos restritiva. O chamado problema da taxa de juros no Brasil representa, assim, relevante entrave ao processo de desenvolvimento socioeconômico do país. O estudo da dinâmica inflacionária deve receber destaque em uma agenda de pesquisa pró-desenvolvimentista, focada na retomada do dinamismo da economia brasileira. Este é justamente o objetivo geral deste trabalho: analisar empiricamente as peculiaridades da economia brasileira que podem explicar a observada resiliência – ou rigidez – para baixo da inflação.

Uma hipótese apresentada para explicar a resistência à baixa da inflação é a transmissão assimétrica dos choques inflacionários – tanto de custos quanto de demanda. De fato, se os choques positivos (ou inflacionários) impactarem o IPCA com maior intensidade do que os choques negativos (ou deflacionários), a inflação apresentará uma rigidez para baixo e/ou o IPCA assumirá uma tendência de alta. Neste caso, diz-se que existe uma assimetria positiva nos choques inflacionários: os choques positivos são maiores – ou mais intensamente transmitidos – do que os negativos.

Adicionalmente, a resistência à baixa da inflação não parece ser satisfatoriamente explicada pelas análises exclusivamente macroeconômicas normalmente apresentadas, tais como: alto grau de indexação da economia; elevada participação de preços administrados; reduzida potência da política monetária; falta de credibilidade do BCB; excesso de gastos (dívida) públicos; reduzido PIB potencial etc. Isso implica a necessidade de se investigar a dinâmica da inflação de forma desagregada.

Nesse sentido, Peltzman (2000) e Gwin (2009), constataram a presença de assimetria na transmissão de preços em diversos setores da economia estadunidense, de 1978 a 1996 e de 1966 a 2006. Já para o Brasil, diversos trabalhos sobre assimetria na transmissão de preços apresentam evidências focadas em mercados específicos de derivados do petróleo e produtos agrícolas. Do ponto de vista macroeconômico, Pimentel, Luporini e Modenesi (2016) mostram evidências de que os choques cambiais não afetam de forma simétrica a inflação. Constatou-se a existência de assimetria positiva na transmissão dos choques cambiais para a inflação. Os autores encontram uma forte assimetria positiva na transmissão desses choques. O repasse cambial de um choque positivo (desvalorização do real) é da ordem de 16%, ao passo que o repasse cambial de um choque negativo (valorização do real) é inferior a 6%. Ressalta-se que essa assimetria positiva no repasse cambial gera uma espécie de viés inflacionário para o IPCA.

A hipótese central deste artigo é que as características específicas de cada *setor* da economia – indústria, alimentos e serviços – podem gerar uma heterogeneidade na dinâmica inflacionária. Em particular, os diferentes setores econômicos podem apresentar capacidades diferenciadas de repassar as pressões inflacionárias os seus preços finais (FEIJO; CERQUEIRA, 2013; SILVA; FEIJO; MODENESI, 2018).

Mais especificamente, será investigada a hipótese de existência de assimetria na transmissão de choques inflacionários para os preços finais. Isto é, se variações positivas ou negativas dos componentes da inflação resultam em impactos de diferente magnitude sobre os preços. Nestes termos, a existência de assimetria positiva significa que o efeito inflacionário de uma alta nos custos – medido pela taxa de câmbio e pelo preço das *commodities* – ou na demanda – sendo *proxy* a produção – é maior do que o efeito deflacionário de uma redução. Em outras palavras, os impactos sobre os preços finais das variações positivas dos componentes da inflação não são compensados integralmente por variações negativas da mesma magnitude nos mesmos componentes. Neste caso, a mera flutuação de um determinado componente do IPCA geraria um viés inflacionário. Esta seria uma das explicações para a resiliência da inflação no Brasil.

O período da análise dos dados compreende o período de 1999 a 2016. A análise se inicia, portanto, juntamente com a instituição do RMI no Brasil. Durante esse período, vigorou o que ficou conhecido como “tripé macroeconômico” com a adoção de políticas de metas fiscais, câmbio flutuante e o próprio RMI. Esse período se constitui, portanto, como de estabilidade propícia para a análise de elementos estruturais da economia brasileira. O período se encerra em 2016, ano de ruptura institucional marcado pelo fim abreviado do segundo governo de Dilma Rousseff, em virtude do processo de impeachment.

Este artigo é formado por quatro seções, além desta introdução e da conclusão. Na primeira, apresenta-se brevemente a discussão sobre transmissão assimétrica de preços; na segunda os dados da análise empírica, na terceira o modelo econométrico e na quarta os resultados.

1. TRANSMISSÃO ASSIMÉTRICA DE CHOQUES

Segundo a classificação proposta por Meyer e Von Cramon Taubadel (2004), a assimetria na transmissão de preços pode assumir diferentes dimensões de análises. Uma dimensão da análise diz respeito à magnitude da transmissão de preço e ocorre quando uma variação de preços em uma direção é repassada em maior magnitude do que uma variação de preços na direção oposta. A segunda dimensão diz respeito à velocidade de transmissão de preço, quando uma variação de preços em um sentido é repassada mais rapidamente do que uma variação de preços no sentido oposto. Por fim, a assimetria pode ser classificada de acordo com a sua direção. Diz-se que quando a resposta de preços a uma variação de custos positiva é maior e/ou mais rápida que uma variação negativa, a assimetria é positiva. A assimetria é dita negativa no caso contrário, quando uma variação de preços é de maior magnitude ou mais rápida após uma variação de custos negativa.

A hipótese de assimetria especificamente no repasse de choques cambiais é bastante investigada na literatura internacional e existem evidências de assimetria no repasse cambial para preços de importados e preços ao consumidor em diversos países.

De forma mais abrangente, há diversos trabalhos econométricos que evidenciam a existência de transmissão assimétrica de choques de custos, porém estes trabalhos, em geral, são focados em produtos do setor agrícola ou combustíveis para diversos países, inclusive para o Brasil.

Para os mercados de derivados de petróleo no Brasil, Canêdo-Pinheiro (2012) e Uchôa (2008) identificaram a existência de assimetria positiva na transmissão de preços. Em ambos os trabalhos, 90% do ajuste de um choque positivo de preços era realizado no primeiro mês. Já o impacto no primeiro mês após um choque negativo de preços encontrado por Canêdo-Pinheiro (2012) para o mercado de óleo diesel foi de 36%; no de gasolina, calculado por Uchôa (2008), foi de 5%.

Santos, Aguiar e Figueiredo (2015), Silva et al. (2014), Cardoso, Bittencourt e Irwin (2016) e Resende e Alves (2012) investigaram a existência de assimetrias na transmissão dos preços de etanol e de gasolina utilizando uma base de dados municipais da Agência Nacional do Petróleo (ANP) com observações semanais. Resende e Alves (2012) investigaram a transmissão de preços do atacado para o varejo de etanol e gasolina no município de Belo Horizonte (MG), encontrando a prevalência de assimetria positiva na transmissão de preços.

O trabalho de Santos, Aguiar e Figueiredo (2015) se baseou em dados de 18 municípios do estado de São Paulo sobre etanol de distribuidores e no varejo. Os resultados indicaram a presença de assimetria no repasse dos preços dos distribuidores para o varejo na grande maioria dos municípios, sendo o repasse maior após um aumento de preços do que após uma redução. Além disso, na maioria dos municípios, os acréscimos de preços são transmitidos totalmente no mesmo mês, enquanto os decréscimos são distribuídos a cada dois meses em todos os municípios.

Silva et al. (2014) utilizaram dados de 134 municípios de todo o Brasil acerca dos preços da gasolina no atacado e no varejo. Os resultados indicaram que a assimetria não ocorre nacionalmente, mas apenas em uma pequena parcela dos municípios analisados – aproximadamente 30%.

Já Cardoso, Bittencourt e Irwin (2016) utilizaram também dados de 11.225 postos de gasolina de todo o Brasil. Os autores verificaram que 30% dos postos apresentaram assimetria na transmissão de preços, sendo a grande maioria assimetria positiva e apenas em 6% dos casos a assimetria apresentada foi negativa. Os autores buscaram investigar, também, se a existência de competição com outros postos de gasolina influenciava a existência de assimetria na transmissão de preços. Os resultados mostraram que a existência de um competidor dentro de uma distância de 0,5 Km diminui a probabilidade

de existência de assimetria positiva. Além disso, as margens de lucro estão positivamente correlacionadas com uma maior possibilidade de existência de assimetria positiva.

Os trabalhos focados na transmissão de preços de produtos agrícolas realizados no Brasil também utilizaram dados regionais.

Aguiar e Figueiredo (2011) analisaram a existência de assimetria na transmissão de oito produtos agrícolas – arroz, feijão, carne bovina, carne de frango, ovos, óleo de soja, queijo e carne suína – no estado de São Paulo, utilizando dados dos preços ao produtor, no atacado e no varejo do Instituto de Economia Agrícola (IEA) de 1989 a 2008. Os resultados apontaram a existência de assimetria na transmissão de preços do atacado para o varejo em todos os produtos analisados, tanto no curto quanto no longo prazo, exceto para dois produtos que apresentaram assimetria apenas no curto prazo. Os autores realizaram, ainda, uma análise em dois períodos, dado que em 1999 ocorreu um grande processo de concentração do mercado varejista. As alterações observadas pelos autores entre os dois períodos sugerem que os varejistas passaram a ter maior dificuldade para transmitir instantaneamente os acréscimos de preços no segundo período após 1999, porém no longo prazo não se identificaram alterações entre os períodos.

Figueiredo, Souza Filho e Paullilo (2013) analisaram a assimetria de transmissão de preços no sistema agroindustrial de suco de laranja no Brasil no período de 2001 a 2011. Analisando os preços mensais de laranja e de suco de laranja, os autores encontraram evidências de que quando os preços do suco de laranja recebidos pela indústria estão caindo, há variações significativas dos preços da laranja pagos aos produtores. Entretanto, não há variações estatisticamente significativas quando os preços estão subindo.

Alves, Tonin e Carrer (2013) investigaram a presença de assimetria na transmissão de preços entre os níveis do produtor, atacado e varejo da uva fina de mesa no Paraná, entre 1997 e 2011 e encontraram evidências de que os agentes envolvidos na comercialização repassam mais rapidamente os aumentos de preços do que as quedas.

Resende e Alves (2012) investigaram a prevalência de transmissão assimétrica de preços entre o atacado e o varejo de seis produtos vegetais – abobrinha, mandioca, inhame, berinjela, pepino e vagem –, com dados no atacado do Centro Estadual de Abastecimento (CEASA), e o varejo de feiras livres, com dados do município do Rio de Janeiro entre 2007 e 2008. Os resultados não indicaram existência de transmissão de preços assimétrica com os dados em conjunto e apenas para o mercado de abobrinha, quando os mercados são avaliados individualmente.

Análises abrangentes para setores da economia são mais raras na literatura internacional e ausentes na literatura nacional. Para os Estados Unidos, Peltzman (2000) e Gwin (2009) indicaram a presença de assimetria positiva na transmissão de preços em diversos setores.

Teoricamente, a existência de assimetria e rigidez de preço pode ser justificada por fatores que são definidos setorialmente ou de acordo com cada mercado, suas estruturas e características. Quando avaliando a possibilidade de alguma rigidez no preço, ou de assimetria positiva de repasse, a teoria indica, sem consenso estabelecido, que importam o exercício de poder de mercado, o formato e a elasticidade da demanda – incluindo discussões sobre demanda quebrada –, a estabilização de arranjos colusivos tácitos (ou explícitos) e formas de precificação adequadas a esse objetivo, a gestão de estoques, custo de menu, entre outras explicações teóricas¹.

2. DINÂMICA INFLACIONÁRIA: UMA ANÁLISE EMPÍRICA DESAGREGADA

Neste trabalho, são avaliadas duas hipóteses correlatas. A primeira é de que as características específicas de cada setor da economia podem gerar uma heterogeneidade na dinâmica inflacionária; isto é, que os setores econômicos respondem de forma diferente a variações dos determinantes dos preços. Isto pode ocorrer por várias razões. Os diferentes setores podem apresentar, por exemplo: diferentes capacidades de repassar aos preços as variações de custos; responder a uma redução dada demanda via (diminuição) do preço ou da quantidade; apresentar diferentes graus de rigidez de preço, diferentes velocidades de ajustamento e, desta forma, diferentes sensibilidades aos efeitos da política monetária. A segunda hipótese é de que há assimetria na transmissão de choques inflacionários – tanto de custos quanto de demanda – para os preços finais. Isto é, se variações positivas ou negativas dos custos resultam em impactos de diferente magnitude sobre os preços. Nestes termos, a existência de assimetria positiva significa que o efeito inflacionário de uma alta (nos custos ou na demanda) é maior do que o efeito deflacionário de uma redução. Em outras palavras, os impactos sobre os preços finais das variações positivas dos componentes da inflação não são compensados integralmente por variações negativas da mesma magnitude nos mesmos componentes. Neste caso, a mera flutuação de um determinado componente dos componentes do IPCA geraria um viés inflacionário.

2.1. BASE DE DADOS

As variáveis a serem utilizadas no modelo estimado adotado se baseia em Belaisch (2003) e em Araújo e Modenesi (2010) e é amplamente utilizado na literatura. Nele a inflação

¹ Ver Pimentel (2017) para extensa revisão da literatura.

depende, além de suas próprias defasagens, de outros três fatores: i) a demanda agregada (ou o nível de atividade econômica), medida pela produção industrial; ii) as condições de oferta agregada, cuja *proxy* é um índice de preço de *commodities*; e iii) a taxa de câmbio nominal. A frequência de todas as variáveis é mensal e o período vai de agosto de 1999 a junho de 2016. A variável IPCA está conforme disponibilizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2013) em variações percentuais mensais. Todas as demais variáveis foram utilizadas em logaritmo neperiano e em primeira diferença.

ÍNDICE DE PREÇOS AO CONSUMIDOR AMPLO

O Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) do IBGE tem como objetivo medir o movimento geral dos preços no mercado varejista e ser o indicador da inflação final, sendo utilizado pelo Banco Central do Brasil (BCB), desde janeiro de 1999, como parâmetro principal do monitoramento do sistema de metas de inflação (IBGE, 2013).

As estruturas utilizam uma organização de códigos, resultando nos seguintes níveis de agregação, assim hierarquizados: grupo, subgrupo, item e subitem.

CLASSIFICAÇÕES DO IPCA

Cada subitem do IPCA foi classificado para este trabalho por dois critérios. O primeiro critério classificou os subitens em “monitorados” ou “livres” e se baseia na classificação utilizada por Martinez e Cerqueira (2011), de acordo com a decomposição do IPCA realizada pelo BCB por tipo de precificação.

O segundo critério classificou os subitens em “alimentos e bebidas”, “industrializados” e “serviços”. Esse critério considera que:

- i) A classificação “alimentos e bebidas” corresponde ao subgrupo do IPCA “11. alimentação no domicílio”;
- ii) Os serviços foram classificados de acordo com Santos et al. (2016);
- iii) Os demais subitens foram classificados como industrializados.

Destaca-se que essa classificação difere da série 10844 “inflação de serviços” do BCB. Isso ocorre porque, na classificação do BCB, os serviços com preços monitorados (p. ex., ônibus urbanos, planos de saúde e energia elétrica) são classificados em “monitorados” e não como serviços propriamente ditos. Além disso, as classificações dos produtos pelo BCB mudaram ao longo do tempo. O item “alimentação fora de casa”, por exemplo, não era considerado como serviço até 2011. Por fim, diferente da construção da série de serviços do BCB, essa construção leva em consideração as ponderações históricas mensais divulgadas pelo IBGE (SANTOS et al., 2016).

ÍNDICE DE PREÇO DE COMMODITIES

Foi reconstruído o índice do IPEA descontinuado em maio de 2012. O método de construção desse índice é apresentado em Nonnenberg e Lameiras (2005). O índice de *commodities* do IPEA era calculado a partir da base de dados do Fundo Monetário Internacional (FMI), que apresenta preços em dólares para diversos produtos, ponderados de acordo com o IPA da Fundação Getúlio Vargas (FGV), sendo construídos cinco subgrupos: i) grãos, oleaginosas e frutas; ii) carnes; iii) minerais; iv) petróleo e derivados; e v) matérias primas.

A partir desses subgrupos foram então criados três índices de *commodities*, um geral contendo todos os subgrupos e dois específicos para corresponder às desagregações do IPCA descritas anteriormente: i) alimentos e bebidas, com os subgrupos de grãos, oleaginosas e frutas e carnes; e ii) industriais, com os subgrupos minerais; petróleo e derivados e matérias-primas.

O índice de preços das *commodities* é interpretado como representativo das condições internacionais de custo, ou simplesmente como choques de oferta. Essa interpretação se justifica face à elevada participação de insumos importados e de bens de capital importado na economia brasileira. Assim, uma elevação no preço das *commodities*, por exemplo, pode ser interpretada como representativa de um choque de oferta, acarretando pressões inflacionárias (ARAÚJO; MODENESI, 2010). Espera-se que um aumento do preço das *commodities* gere pressões inflacionárias.

ÍNDICE DE PREÇOS AO PRODUTOR

O Índice de Preços ao Produtor Amplo (IPA) da Fundação Getúlio Vargas (FGV).

TAXA DE CÂMBIO

Foi utilizada a taxa de câmbio real/dólar, compra e média mensal fornecidas pelo BCB.

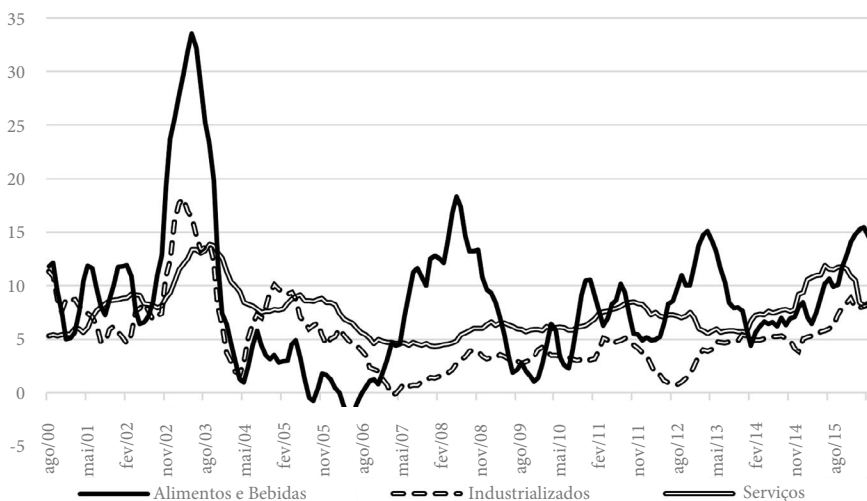
PRODUÇÃO INDUSTRIAL

Como *proxy* para a demanda agregada, foi utilizado o índice da produção física (quantum) da indústria geral dessazonalizado calculado pelo IBGE, de acordo com a Pesquisa Industrial Mensal (PIM-PF) utilizada. Esta se dá devido a não disponibilidade de uma série mensal mais adequada para a atividade econômica como um todo. Embora o uso da produção física industrial seja usual na literatura, cabe ressaltar que esse indicador possui limitações por representar apenas cerca de 30% do Produto Interno Bruto (PIB).

2.2. A DINÂMICA DA INFLAÇÃO NO BRASIL DE 1999 A 2016

O Gráfico 1 mostra a dinâmica da inflação acumulada em 12 meses dos grupos analisados – alimentos e bebidas, bens industrializados e serviços. O começo da década de 2000 é marcado por fortes pressões inflacionárias, resultantes de uma rápida desvalorização cambial que atingiu seu ápice em setembro de 2002. Essa desvalorização resultou em uma inflação de 12,5% em 2002, a maior taxa anual de inflação do período analisado. Em 2002 e 2003, todos os três segmentos apresentaram alta inflação, porém destacam-se os preços dos alimentos e bebidas, que chegaram a uma inflação, em 12 meses, de mais de 30% em junho de 2003.

Gráfico 1 – IPCA acumulado em 12 meses: alimentos e bebidas, industrializados e serviços



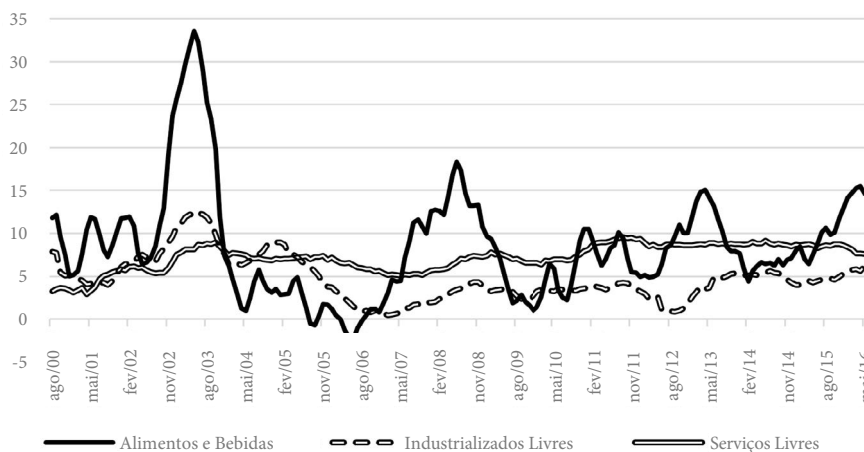
Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IBGE (2013).

Ao longo de todo o período, a inflação de alimentos e bebidas destaca-se pela amplitude em suas variações. Após o período de elevada inflação, no início da década de 2000, os anos de 2004 a 2006 foram marcados pela baixa inflação de alimentos e bebidas (média de 2% a.a.), inferior às taxas de produtos industrializados e de serviços, o que contribuiu para a redução do IPCA no período.

Em 2007 e 2008, tivemos um novo ciclo de alta dos preços de Alimentos e bebidas, com taxas de inflação de 12% e 11%, revertida em 2009 para uma taxa de 1%. A partir de 2009, passou-se a ter uma inflação de alimentos e bebidas ainda bastante volátil, apresentando fortes altas, porém com um piso mais elevado, sendo a menor taxa anual de 5,3%, em 2011.

Outra característica da inflação que pode ser observada a partir dessa desagregação é a inflexão ocorrida em meados de 2005, quando as taxas de inflação do segmento de serviços passam a ser mais elevadas que a de industrializados. A dinâmica dos preços dos serviços e dos produtos industrializados pode ser observada mais claramente quando se retira os preços monitorados desses setores (Gráfico 2).

Gráfico 2 – IPCA acumulado em 12 meses: preços livres



Nota: Baseado na classificação realizada pelo BCB descrita em Martinez e Cerqueira (2011) por tipo de precificação.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IBGE (2013).

A inflação dos produtos industrializados, assim como a dos alimentos e bebidas, se reduz fortemente passado o choque cambial de 2002. A partir de 2006, a inflação dos alimentos voltou a crescer; já a inflação dos produtos industrializados passou a ser a menor dos três setores até o fim do período de análise. No período de 2006 a 2015, a inflação de serviços livres cresceu anualmente, em média, quatro pontos percentuais a mais que a inflação de produtos industrializados livres (7,8% e 3,4% a.a.).

O Gráfico 2 parece indicar também que, além de elevada, a série de serviços livres é consideravelmente mais rígida do que as demais. Pode-se observar que, das três séries, a inflação de serviços livres é a que tem menos oscilações, permanecendo durante todo o período após 2001 acima do patamar de 5%.

Houve uma pequena redução de patamar da inflação dos serviços livres em 2006 e 2007 – em média 5,7% a.a. – em relação aos anos anteriores (6,2% a.a.). Entretanto, entre 2008 e 2015, a inflação de serviços livres não apresentou mais reduções de patamar. O triênio de 2008 a 2010 apresentou um novo patamar para essa inflação, em média 7,2% a.a. Nos cinco anos seguintes, de 2011 a 2015, a inflação de serviços livres apresentou

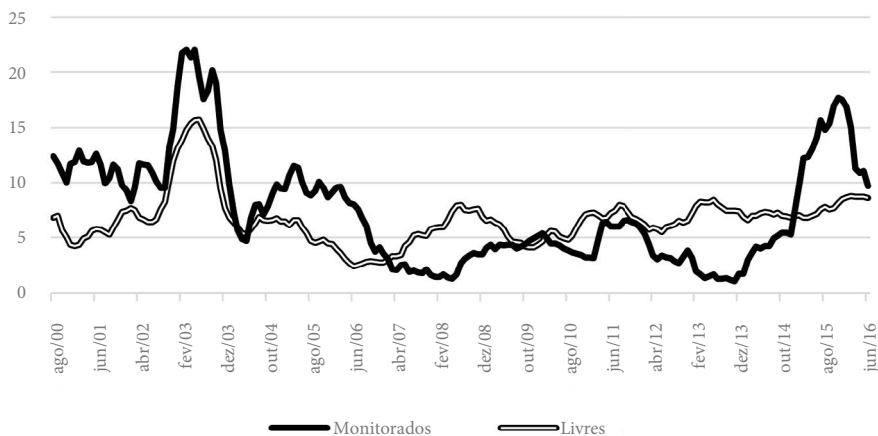
uma nova elevação do patamar, com média de 8,7% a.a. e taxas anualizadas extremamente rígidas, como pode ser visto no Gráfico 3, que mostra que as taxas anuais da inflação de serviços livres de 2011 a 2015 foram muito semelhantes.

Destaca-se que os principais subitens do IPCA que contribuíram para a inflação de serviços livres são: refeições fora do domicílio; empregado doméstico e mão de obra; aluguel e condomínios residenciais; hospitalizações, médicos e dentistas; cabeleiros e manicures.

A esse respeito, Santos et al. (2016) destacam que a maior parte da inflação de serviços medida pelo IPCA se deve a setores intensivos em trabalho, tanto qualificado – educação e saúde – quanto de baixa qualificação – alimentação fora de casa e serviços pessoais – cuja produtividade cresce de forma lenta e a elasticidade-renda da demanda é, em termos relativos, alta. As estimações de Braga (2013) e Giovannetti e Carvalho (2015) destacam a importância das pressões salariais sobre os preços dos serviços.

Uma outra inflexão observada em 2006 é a redução da taxa de inflação dos preços monitorados, que passa a ser menor que a inflação dos preços livres até 2014. Em 2014, a inflação dos preços monitorados volta a crescer e em 2015 passa a ser a principal fonte de pressão sobre o IPCA (Gráfico 3).

Gráfico 3 – IPCA acumulado em 12 meses: preços monitorados e livres



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IBGE (2013).

Martinez e Cerqueira (2011) destacam que, em 2006, ocorreram revisões em regras de reajuste nas tarifas de energia elétrica e telefonia fixa e da tributação variável para reduzir a volatilidade da gasolina. Os principais preços monitorados do IPCA são:

a gasolina (16% do peso dos monitorados), a energia elétrica residencial (14%), plano de saúde (13%), produtos farmacêuticos (13%) e ônibus urbano (10%)².

3. MODELO ECONOMÉTRICO SVAR ASSIMÉTRICO

Em sua forma estrutural, um modelo $VAR(p)$ das variáveis $Y_t = (y_1, y_2, y_3, y_4)'$ pode ser descrito na forma:

$$AY_t = v_0 + B_1Y_{t-1} + \dots + B_pY_{t-p} + Bu_t \quad (1)$$

A matriz A estabelece os coeficientes das relações contemporâneas entre as variáveis Y_t . O vetor de erros estruturais u_t – também conhecido como inovações ou choques – é ruído branco com matriz de variância-covariância $E(u_t, u_t') = \sum_u$. Os erros estruturais são, por definição, não correlacionados, de forma que a matriz \sum_u é diagonal.

A equação na forma (1) não pode ser estimada por MQO, porque as variáveis têm efeitos contemporâneos entre si³. Dessa forma, os estimadores de MQO da equação estrutural são viesados pois os regressores são correlacionados com os termos de erros.

Entretanto, pode-se transformar a equação da forma estrutural (1) pré-multiplicando-a por A^{-1} e obtendo o VAR em sua forma reduzida:

$$Y_t = c_0 + \Phi_1 Y_{t-1} + \Phi_2 Y_{t-2} + \dots + \Phi_p Y_{t-p} + e_t \quad (2)$$

$$\text{Sendo: } c_0 = A^{-1}v_0; \rightarrow \Phi_i = A^{-1}B_i; \rightarrow Ae_t = Bu_t.$$

A forma reduzida do VAR permite estimar consistentemente os parâmetros c_0, Φ_i, e_t por mínimos quadrados ordinários (MQO). Um ponto relevante a se destacar é que os resíduos das equações da forma reduzida são correlacionados. Apenas no caso especial em que os coeficientes da matriz A, a_{ij} – em que $i \neq j$ – são todos iguais a zero, esses resíduos serão não correlacionados, isto é, no caso em que não há efeitos contemporâneos entre as variáveis.

² Refere-se a subitens do IPCA, exceto 6101, “produtos farmacêuticos”, que é um item do IPCA com 12 subitens monitorados.

³ Efeitos contemporâneos são efeitos no mesmo período de tempo t . Por exemplo $y_{1,t}$ tem efeito sobre $y_{2,t}$. Esses efeitos são dados pelos coeficientes da matriz A na forma estrutural (equação 6).

Entretanto, o interesse está em analisar como o vetor Y_t responde aos choques estruturais u_t na equação (1). A questão é: como recuperar os elementos da matriz A da forma estrutural a partir dos parâmetros estimados na forma reduzida para que se possa reconstruir a matriz Bu_t a partir de $Ae_t = Bu_t$ e as matrizes B_i a partir de $\Phi_i = A^{-1}B_i$?

Por construção $Ae_t = Bu_t$, portanto, a variância de e_t é:

$$E(e_t e_t') = A^{-1} E(u_t u_t') A^{-1} \quad (3)$$

$$\Sigma_e = A^{-1} B \Sigma_u B' A^{-1}$$

Σ_e pode ser estimado consistentemente por MQO por meio da forma reduzida. O sistema de equações lineares pode então ser resolvido desde que o número de parâmetros desconhecidos não exceda o número de equações. Para tal, é necessário impor restrições em determinados elementos de A .

Uma forma de recuperar as inovações estruturais a partir das inovações da forma reduzida é estimar um modelo estrutural (SVAR) impondo restrições do tipo $a_{ij} = 0$ à matriz A ⁴.

A imposição de diferentes restrições irá resultar em diferentes funções de impulso-resposta, dependendo da magnitude da correlação entre os erros da forma reduzida e . Apenas se todas as correlações entre os erros forem zero as funções de impulso-resposta serão as mesmas independente das restrições impostas.

O critério utilizado para a imposição das restrições foi primeiramente a análise da matriz de correlações dos resíduos e identificação dos pares de variáveis com resíduos com correlação elevada⁵. Então, apenas para esses pares identificados foram impostas restrições, considerando-se teoricamente que o preço das *commodities* afeta contemporaneamente todas as demais variáveis, que a taxa de câmbio afeta a produção e o IPCA contemporaneamente e que a produção afeta o IPCA contemporaneamente.

⁴ É necessário impor $K(K + 1)/2$ restrições conjuntamente nas matrizes $(K \times K)$ A e B para satisfazer a condição de ordem para identificação exata. A condição de ordem é necessária, porém pode não ser suficiente se as condições de posto não forem satisfeitas. Rubio-Ramírez, Waggoner e Zha (2010) discutem essas condições.

⁵ Por “correlação elevada”, considerou-se superior a $|0,2|$ conforme “regra de bolso” sugerida por Enders (2008).

3.1. INCORPORAÇÃO DE ASSIMETRIA

Pode-se investigar a existência de assimetria nos efeitos de uma variável explicativa x_t sobre a variável independente y_t decompondo a variável x_t em duas novas séries: x_t^+ , das suas variações positivas, e x_t^- , das variações negativas, e verificando se os seus efeitos sobre y_t diferem.

Baseado na metodologia de Schorderet (2003) e Granger e Yoon (2002), uma série temporal pode ser decomposta da seguinte forma: $x_t = x_0 + x_t^+ + x_t^-$, onde

$$x_t^+ = \sum_{i=1}^t \theta_i (\Delta x_i); \quad \begin{cases} \theta_i = 1se\Delta x_i > 0 \\ 0, \text{ caso contrário} \end{cases} \quad (4)$$

$$x_t^- = \sum_{i=1}^t \theta_i^* (\Delta x_i); \quad \begin{cases} \theta_i^* = 1se\Delta x_i < 0 \\ 0, \text{ caso contrário} \end{cases} \quad (5)$$

de forma que seu valor em qualquer instante t seja igual ao seu valor inicial mais a soma de todas as suas variações positivas e negativas até t .

Dessa forma, temos a primeira diferença das séries:

$$dx_t^+ = \theta_i (\Delta x_i); \quad \begin{cases} \theta_i = 1se\Delta x_i > 0 \\ 0, \text{ caso contrário} \end{cases} \quad (6)$$

$$dx_t^- = \theta_i^* (\Delta x_i); \quad \begin{cases} \theta_i^* = 1se\Delta x_i < 0 \\ 0, \text{ caso contrário} \end{cases} \quad (7)$$

A decomposição da variável na forma (4) e (5) é conhecida na literatura como decomposição por variações cumulativas, enquanto a forma em (6) e (7) é conhecida como variações período-a-período.

Para a análise proposta neste trabalho, com as variáveis estacionárias em primeira diferença, a decomposição mais adequada, que foi utilizada, é a decomposição período a período.

3.2. CÁLCULO DO REPASSE E DA ASSIMETRIA

O cálculo do repasse de choques dos determinantes para o IPCA pode ser realizado a partir das funções de impulso resposta estimadas pelo modelo SVAR. Esse método foi utilizado por McCarthy (2007) para calcular o repasse cambial para a inflação em diversos países industrializados e por Belaisch (2003), Araújo e Modenesi (2010) e demais pesquisadores que seguem esse modelo para o Brasil.

Onde ΔP é o IPCA e ΔC a variação de um dos outros componentes do modelo, taxa de câmbio, índice de *commodities* ou PIM-PF.

$$R_{t,t+j} = \left(\frac{\sum \Delta P_{t,t+j}}{\sum \Delta C_{t,t+j}} \right) \cdot 100 \quad (8)$$

Ressalta-se que não há na literatura empírica uma forma estabelecida de se mensurar o grau de assimetria na transmissão de preços⁶. Neste trabalho, propõe-se que o grau de assimetria seja calculado da seguinte forma:

$$A = \frac{R^+ - R^-}{R^+ + R^-} \quad (9)$$

Sendo R^+ o repasse estimado após um choque positivo e R^- o repasse estimado após um choque negativo.

Dessa forma, sempre que $R^+ < R^- \Rightarrow A > 0$ e sempre que $R^+ > R^- \Rightarrow A < 0$

Quando o repasse é simétrico e $R^+ = R^-$, $A = 0$.

Em um caso extremo quando $R^+ = 1$ e $R^- = 0$; $A = 1$. De forma equivalente, quando $R^+ = 0$ e $R^- = 1$; $A = -1$.

⁶ De fato, não há muitos trabalhos que calculem uma medida para a assimetria estimada. Em geral são apenas apresentados os dois repasses calculados após um choque positivo e após um choque negativo. Peltzman (2000) considera assimetria a diferença entre a variação de preços após um choque positivo e a variação de preços após um choque negativo. Essa medida, entretanto, não considera a magnitude dos repasses: a assimetria de um setor com repasses de 90% e 80% é a mesma de um setor de 20% e 10%. Na medida proposta neste trabalho o primeiro caso teria $A = 0,05$, enquanto no segundo $A = 0,33$.

3.3. TESTE DE WALD DE RESTRIÇÃO DE COEFICIENTES

Foram realizados, também, testes de Wald de restrição de coeficientes nos modelos assimétricos para testar a hipótese de que os coeficientes relativos às variações positivas de uma determinada variável decomposta são estatisticamente diferentes das variações negativas.

O teste foi realizado sob duas especificações diferentes da hipótese nula. Na especificação A, considerou-se a hipótese nula de que a soma de todos os coeficientes das defasagens de y^+ (as variações positivas da variável decomposta) é igual à soma de todos os coeficientes das defasagens de y^- (as variações negativas da variável decomposta). Já na especificação B, considerou-se que o coeficiente da defasagem i de y^+ é igual ao coeficiente da defasagem i de y^- para toda as defasagens.

Ilustra-se, de forma genérica, um modelo com duas defasagens – VAR(2) – e três variáveis – $Y_t^- = (y_t^+, y_t^-, y_t^2)^-$, onde y_t^+ e y_t^- são decomposições da variável y_t período-a-período, na forma reduzida:

$$Y_t = c_0 + \Phi_1 Y_{t-1} + \Phi_2 Y_{t-2} + e_t \tag{10}$$

Esta pode ser reescrita na forma:

$$\begin{cases} y_{1t}^+ = c_1 y_{1t-1}^+ + c_2 y_{1t-2}^+ + c_3 y_{1t-1}^- + c_4 y_{1t-2}^- + c_5 y_{2t-1} + c_6 \Delta y_{2t-2} + c_7 \\ y_{1t}^- = c_8 y_{1t-1}^- + c_9 y_{1t-2}^- + c_{10} y_{1t-1}^+ + c_{11} y_{1t-2}^+ + c_{12} y_{2t-1} + c_{13} \Delta y_{2t-2} + c_{14} \\ y_{2t} = c_{15} y_{1t-1}^+ + c_{16} y_{1t-2}^+ + c_{17} y_{1t-1}^- + c_{18} y_{1t-2}^- + c_{19} y_{2t-1} + c_{20} \Delta y_{2t-2} + c_{21} \end{cases}$$

O teste de Wald foi então calculado sob H_0 com duas especificações diferentes:

H_0 (Especificação A):

$$H_0: c_1 + c_2 = c_3 + c_4 \text{ e } c_8 + c_9 = c_{10} + c_{11} \text{ e } c_{15} + c_{16} = c_{17} + c_{18}$$

H_0 (Especificação B):

$$H_0: c_1 = c_3 \text{ e } c_2 = c_4 \text{ e } c_8 = c_{10} \text{ e } c_9 = c_{11} \text{ e } c_{15} = c_{17} \text{ e } c_{16} = c_{18}$$

Sob H_0 , a estatística de Wald é assintoticamente distribuída como uma $X^2(q)$ onde q é o número de restrições lineares.

3.4. MODELO SVAR ASSIMÉTRICO PARA A INFLAÇÃO DESAGREGADA

Foram estimados quatro tipos de modelos SVAR: um modelo simétrico tradicional e três modelos assimétricos. Cada um deles tem um dos determinantes do IPCA decomposto em suas variações positivas e negativas:

- i) Simétrico: $Y_t = (IPCA_t, \Delta CAMBIO_t, \Delta COMM_t, \Delta Y_t)'$;
- ii) Câmbio assimétrico: $Y_t = (IPCA_t, \Delta CAMBIO_t^+, \Delta CAMBIO_t^-, \Delta COMM_t, \Delta Y_t)'$;
- iii) *Commodities* assimétrico: $Y_t = (IPCA_t, \Delta CAMBIO_t, \Delta CAMBIO_t^+, \Delta COMM_t^-, \Delta Y_t)'$;
- iv) PIM-PF assimétrico: $Y_t = (IPCA_t, \Delta CAMBIO_t, \Delta COMM_t, \Delta Y_t^+, \Delta_t^-)'$.

Esses quatro tipos de modelos foram então estimados para todas as agregações da inflação que estão sendo trabalhadas: a) IPCA agregado; b) IPA; c) IPCA alimentos e bebidas; d) IPCA industrializados; e) IPCA serviços; f) IPCA serviços livres; g) IPCA monitorados.

No total, portanto, foram estimados quatro tipos de modelo para sete composições de inflação, totalizando 28 modelos selecionados.

O critério utilizado para a imposição das restrições para a identificação da matriz estrutural do SVAR foi, num primeiro momento, a análise da matriz de correlações dos resíduos e a identificação dos pares de variáveis com resíduos com correlação superior a $|0,2|$, conforme regra de bolso sugerida por Enders (2008). Depois, apenas para esses pares, restrições foram impostas considerando teoricamente a ordem *commodities*, câmbio, produção industrial e IPCA. Os demais coeficientes foram considerados $a_{ij} = 0$.

No modelo assimétrico, as matrizes A e B do SVAR são matrizes 5×5 e o mesmo critério de identificação foi utilizado.

A seleção de defasagens dos modelos SVAR simétricos e assimétricos foi realizada buscando encontrar o modelo mais parcimonioso que: i) apresentasse resíduos bem-comportados, isto é, que não apresentassem autocorrelação serial nem heterocedasticidade e que fossem normalmente distribuídos; ii) satisfizesse a condição de estabilidade, isto é, que as raízes inversas do polinômio característico estejam dentro do círculo unitário.

Para possibilitar uma melhor comparação, os modelos simétricos e assimétricos de uma mesma atividade foram estimados com o mesmo número de defasagens. Dentre os modelos estimados, nem sempre os resíduos apresentaram homocedasticidade e se mostraram normalmente distribuídos; entretanto, selecionou-se sempre modelos que não apresentassem autocorrelação serial, de acordo com os testes de Multiplicadores de Lagrange (LM) e de Portmanteau.

4. RESULTADOS

Esta seção apresenta os resultados das análises econométricas. Inicialmente, o Teste de Wald testa a hipótese de que coeficientes relativos às variações positivas de uma determinada variável decomposta são estatisticamente diferentes das variações negativas. Na próxima seção são apresentados os resultados de decomposição da variância, tradicional em modelos VAR. Por fim, são apresentadas as estimativas de repasses de choques e o cálculo do índice de assimetria.

4.1. TESTES DE WALD DE RESTRIÇÃO DE COEFICIENTE

A Tabela 1 mostra os resultados dos testes de Wald nos modelos com a taxa de câmbio decomposta em suas variações positivas e negativas. Os resultados indicam que é possível rejeitar a hipótese nula nas duas especificações do teste com nível de significância de 10% para todas as desagregações do IPCA.

Tabela 1 – Teste de Wald: modelo geral com assimetria no câmbio

Índice	Nº de defasagens do VAR	Teste de Wald			
		Especificação H_0 A		Especificação H_0 B	
		Estatística	Probabilidade	Estatística	Probabilidade
IPCA	2	8,38	0,08	16,57	0,03
IPA	2	10,43	0,03	17,46	0,03
IPCA alimentos e bebidas	2	10,37	0,03	19,12	0,01
IPCA industrializados	2	8,74	0,07	16,59	0,03
IPCA serviços	4	11,01	0,03	18,95	0,02
IPCA serviços livres	2	12,10	0,02	20,61	0,01
IPCA monitorados	4	10,55	0,03	19,57	0,01

Fonte: Elaboração própria.

Os testes de Wald de restrição dos coeficientes também rejeitaram a hipótese nula nas duas especificações do teste em todos os modelos com o índice de *commodities* decomposto, conforme mostra a Tabela 2.

Tabela 2 – Teste de Wald: modelo geral com assimetria em *commodities*

Índice	Nº de defasagens do VAR	Teste de Wald			
		Especificação H_0 A		Especificação H_0 B	
		Estatística	Probabilidade	Estatística	Probabilidade
IPCA	2	21,02	0,00	26,19	0,00
IPA	2	21,16	0,00	26,51	0,00
IPCA alimentos e bebidas	2	20,80	0,00	26,53	0,00
IPCA industrializados	2	20,98	0,00	26,36	0,00
IPCA serviços	4	14,36	0,01	31,21	0,05
IPCA serviços livres	2	20,22	0,00	25,36	0,00
IPCA monitorados	4	14,96	0,01	33,77	0,03

Fonte: Elaboração própria.

A Tabela 3 mostra os resultados dos testes para os modelos com a variável de produção industrial decomposta. Nesse caso, não é possível rejeitar a hipótese nula nas

duas especificações do teste para o IPCA, IPA, industrializados e monitorados. Para serviços e serviços livres, a especificação A não rejeitou a hipótese nula de ausência de assimetria, enquanto na especificação B o teste rejeita a hipótese nula a 10%. Apenas para alimentos e bebidas as duas especificações do teste rejeitaram a hipótese nula com 10% de significância.

Tabela 3 – Teste de Wald: modelo geral com assimetria em PIM-PF

Índice	Nº de defasagens do VAR	Teste de Wald			
		Especificação A		Especificação B	
		Estatística	Probabilidade	Estatística	Probabilidade
IPCA	4	5.29	0.38	26.81	0.14
IPA	4	4.21	0.52	27.54	0.12
IPCA alimentos e bebidas	4	9.52	0.09	32.32	0.04
IPCA industrializados	4	3.33	0.65	26.81	0.14
IPCA serviços	4	5.38	0.37	28.91	0.09
IPCA serviços livres	4	4.38	0.50	30.90	0.06
IPCA monitorados	4	3.58	0.61	24.31	0.23

Fonte: Elaboração própria.

Em suma, nos modelos com a taxa de câmbio e com *commodities* decompostas, os testes indicam inequivocamente a existência de assimetria para o IPCA, para o IPA e para todas as desagregações.

Já no modelo com PIM-PF decomposta, os testes indicam ausência de assimetria para o IPCA, IPA, industrializados e monitorados. Os resultados não foram muito conclusivos para serviços e serviços livres, enquanto para alimentos e bebidas indicaram a presença de assimetria. Sendo assim, descartou-se a hipótese de assimetria para o IPCA, IPA, industrializados e monitorados. Já para as demais desagregações, considerou-se aceita a hipótese de assimetria que será estimada nas próximas seções.

4.2. DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA

Em um sistema estável e estacionário, na ausência de choques exógenos, o erro de previsão será zero. A fonte dos erros de previsão, portanto, são choques exógenos a cada uma das variáveis endógenas do VAR. A decomposição da variância indica o quanto do erro de previsão de cada uma das variáveis pode ser explicado por choques exógenos nas demais variáveis. A decomposição da variância fornece, portanto, informação a respeito da importância relativa dos choques de cada uma das variáveis sobre as demais.

O cálculo da decomposição da variância, assim como o cálculo das funções de impulso resposta, depende da identificação do modelo por meio de imposição de restrições na matriz A. A mesma fatoração estrutural utilizada no cálculo das funções impulso resposta foi utilizada na decomposição da variância.

Nas tabelas 4, 5 e 6, a segunda coluna mostra o erro de previsão da variável em 12 meses. As demais colunas fornecem a porcentagem devido a choques em cada uma das variáveis do modelo após 12 meses.

Tabela 4 – Decomposição da Variância após 12 períodos: modelo simétrico

Índice	S.E.	Câmbio	Commodities	PIM-PF	Índice
IPCA	0.40	26.53	2.13	1.10	70.24
IPA	1.08	30.24	5.27	1.31	63.18
IPCA alimentos e bebidas	1.08	23.13	3.80	1.61	71.46
IPCA industrializados	0.61	14.30	3.18	2.35	80.17
IPCA serviços	0.35	6.32	1.43	0.43	91.82
IPCA serviços livres	0.34	2.10	2.34	1.65	93.91
IPCA monitorados	0.79	11.36	0.84	1.10	86.70

Fonte: Elaboração própria.

A partir da decomposição da variância do modelo simétrico, temos que choques no câmbio são os principais responsáveis por variações do índice de preços em todos os modelos, exceto em serviços livres.

Sua importância é maior no IPA do que no IPCA, como esperado, face a maior participação de produtos importados no IPA. Dentre as desagregações do IPCA, a importância do câmbio é maior em alimentos e bebidas (23%), em seguida em industrializados (14%) e por fim em serviços (6%). Entretanto, se considerarmos apenas os serviços livres, a importância do câmbio se reduz para apenas 2%, já que o câmbio é um importante fator responsável pelas variações dos preços dos monitorados (11%).

O índice de *commodities* é o segundo fator mais relevante no IPCA, em suas três principais desagregações, e no IPA, porém com uma porcentagem bem menor do que a da taxa de câmbio.

O modelo no qual o índice de *commodities* apresentou maior importância foi o do IPA (5%). Dentre as desagregações do IPCA, alimentos e bebidas e industrializados apresentaram uma influência do índice de *commodities* semelhante – 3,8 e 3,2%, respectivamente – enquanto serviços e monitorados apresentaram menor participação do índice de *commodities* – 1,4 e 0,8%, respectivamente.

Destaca-se que a porcentagem de *commodities* é mais relevante no modelo de serviços livres do que no de serviços. Uma possível explicação é que 20% da desagregação dos

serviços livres é composta por subitens de alimentação fora do domicílio. A Tabela 5 mostra os resultados da decomposição da variância no modelo com câmbio assimétrico.

Tabela 5 – Decomposição da variância após 12 períodos: câmbio assimétrico

Índice	S.E.	Câmbio (+)	Câmbio (-)	Commodities	PIM-PF	Índice	A
IPCA	0.40	24.00	3.57	2.17	1.81	68.45	0.74
IPA	1.06	17.25	10.25	5.61	1.70	65.19	0.25
IPCA alimentos e bebidas	1.06	14.94	5.17	3.96	1.80	74.14	0.49
IPCA industrializados	0.60	9.61	3.37	3.28	3.20	80.55	0.48
IPCA serviços	0.36	14.61	1.70	1.18	0.29	82.22	0.79
IPCA serviços livres	0.35	4.29	1.22	2.33	1.15	91.01	0.56
IPCA monitorados	0.80	14.40	2.60	0.93	2.27	79.80	0.69

Fonte: Elaboração própria.

Ao analisarmos a decomposição da variância dos modelos com a taxa de câmbio decomposta em suas variações positivas e negativas, temos indicação de presença de assimetria positiva. Em todos os modelos, a participação dos choques positivos do câmbio nos erros de previsão de variações de preços é superior à dos choques negativos.

Se considerarmos a medida de assimetria apresentada na seção 3.2. para a análise da decomposição da variância, temos que o grau de assimetria presente no IPCA (0,7) é superior ao do IPA (0,3). Dentre as desagregações do IPCA, serviços (0,8) apresentou um grau de assimetria bastante elevado e superior a alimentos e bebidas e industrializados, que apresentaram grau semelhante (0,5); porém, ao considerarmos apenas os serviços livres, o grau de assimetria se reduz para um patamar semelhante ao de alimentos e bebidas e industrializados (0,55). A Tabela 6 mostra os resultados da decomposição da variância no modelo com *commodities* assimétrico.

Tabela 6 – Decomposição da variância após 12 períodos: *commodities* assimétrico

Índice	S.E.	Câmbio	Commodities (+)	Commodities (-)	PIM-PF	Índice	A
IPCA	0.40	19.37	3.44	4.03	2.41	70.75	-0.08
IPA	1.07	16.22	1.22	8.14	0.38	74.03	-0.74
IPCA alimentos e bebidas	1.08	12.27	0.73	6.63	0.48	79.90	-0.80
IPCA industrializados	0.60	7.69	1.65	2.06	1.00	87.60	-0.11
IPCA serviços	0.36	5.92	1.84	0.97	0.51	90.76	0.31
IPCA serviços livres	0.34	1.40	0.46	0.60	2.25	95.29	-0.13
IPCA monitorados	0.80	10.83	2.36	0.43	1.17	85.21	0.69

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados da decomposição da variância dos modelos com decomposição de *commodities* indicam a existência de assimetria negativa, especialmente nos modelos do IPA e de alimentos e bebidas (-0,7 e -0,8). Industrializados, serviços livres e o IPCA cheio também apresentaram assimetria negativa, porém em um grau bem pequeno (-0,1). Novamente, o grau de assimetria positiva apresentado no modelo de serviços (0,3) é um reflexo da elevada assimetria positiva apresentada no modelo de monitorados (0,7).

Tabela 7 – Decomposição da variância após 12 períodos: PIM-PF assimétrico

Índice	S.E.	Câmbio	<i>Commodities</i>	PIM-PF (+)	PIM-PF (-)	Índice	A
IPCA alimentos e bebidas	1.11	19.38	5.90	6.51	6.09	62.12	0.03
IPCA serviços	0.36	5.59	0.40	5.31	2.70	86.00	0.33
IPCA serviços livres	0.35	1.69	1.47	3.02	3.56	90.26	-0.08

Fonte: Elaboração própria.

Embora os testes de Wald tenham indicado existência de assimetria em relação à decomposição da produção industrial, a análise da decomposição da variância mostra que a diferença entre as participações das variações positivas e negativas é desprezível no modelo de alimentos e bebidas. No modelo para serviços livres, a assimetria encontrada também foi pequena que juntamente com o resultado ambíguo do teste de Wald indica ausência de assimetria. A desagregação de serviços foi a única que apresentou indícios de existência de assimetria positiva através da decomposição da variância (0,3).

4.3. ESTIMATIVAS DOS REPASSES

A Tabela 8 mostra os repasses calculados para o modelo simétrico.

Tabela 8 – Repasses: modelo simétrico

Índice	Câmbio	<i>Commodities</i>	PIM-PF
IPCA	11.21	0.30	9.52
IPA	20.22	8.92	26.96
IPCA alimentos e bebidas	20.39	2.52	19.29
IPCA industrializados	10.24	1.92	19.28
IPCA serviços	3.68	-0.91	-1.04
IPCA serviços livres	1.49	-1.32	-2.95
IPCA monitorados	12.60	0.92	18.26

Fonte: Elaboração própria.

Como esperado, a partir dos resultados da decomposição da variância, os repasses cambiais do IPA e do IPCA de alimentos e bebidas foram os mais elevados, estimados em 20%. Em seguida, para os preços monitorados e industrializados estimados em 10% e 12%. Os repasses cambiais para serviços e serviços livres foram estimados em 3,7% e 1,5%, respectivamente.

Em relação aos repasses de preços de *commodities*, o IPA apresentou resultado bem mais elevado do que o IPCA, com um repasse estimado em 9%. Dentre as desagregações do IPCA, os mais elevados foram os de alimentos e bebidas (2,5%) e industrializados (2%).

As desagregações de serviços apresentaram resultados com o sinal trocado em relação ao esperado, tanto para o repasse de *commodities* quanto para o repasse em relação a produção industrial. Esses resultados, juntamente com o encontrado na decomposição da variância, indicam que esse modelo pode não ser muito adequado para explicar a dinâmica da inflação de serviços, especialmente a de serviços livres, já que a parcela de preços monitorados dos serviços parece ser pelo menos parcialmente influenciada pelas variações do câmbio.

A produção industrial também apresentou repasse mais elevado para o IPA do que para o IPCA, estimado em 27%. As desagregações do IPCA de alimentos e bebidas, industrializados e monitorados apresentaram repasse semelhante, estimado entre 18% e 19%.

Tabela 9 – Repasse: modelo com câmbio assimétrico

Índice	Câmbio (+)	Câmbio (-)	<i>Commodities</i>	PIM-PF	A
IPCA	16.71	5.8	0.62	13.4	0.48
IPA	27.88	13.57	8.75	33.62	0.35
IPCA alimentos e bebidas	26.88	14.73	2.47	21.63	0.29
IPCA industrializados	14.1	7.4	1.95	22.71	0.31
IPCA serviços	9.63	-1.97	-0.41	3.67	1.51
IPCA serviços livres	1.86	1.64	-1.35	-1.96	0.06
IPCA monitorados	22.91	4.11	1.6	28.48	0.7

Fonte: Elaboração própria.

Os modelos com a taxa de câmbio decomposta em suas variações positivas e negativas apresentaram evidência de existência de assimetria positiva em todas as suas decomposições. O modelo com maior grau de assimetria foi o de preços monitorados, com a medida de assimetria calculada em 0,7. A assimetria no repasse cambial dos preços monitorados se refletiu também no modelo de serviços, que apresentou um repasse cambial das variações positivas de 9% – novamente, o repasse após variações

negativas foi estimado com o sinal trocado em relação ao esperado. Já o modelo de serviços livres não apresentou assimetria no repasse cambial. Nos demais modelos, a assimetria calculada apresentou um grau semelhante entre 0,3 e 0,5.

Tabela 10 – Repasse: modelo com *commodities* assimétrico

Índice	Câmbio	<i>Commodities</i> (+)	<i>Commodities</i> (-)	PIM-PF	A
IPCA	11.06	2.72	3.41	3.34	-0.11
IPA	22.54	12.44	14.52	5.79	-0.08
IPCA alimentos e bebidas	20.6	3.22	7.58	7.32	-0.4
IPCA industrializados	11.77	4.61	3.24	22.71	0.17
IPCA serviços	3.47	-0.01	-0.19	-2.93	-0.89
IPCA serviços livres	1.01	-0.81	-1.09	-4.45	-0.15
IPCA monitorados	11.99	0.29	0.63	14.59	-0.37

Fonte: Elaboração própria.

Apesar dos testes de Wald indicarem existência de assimetria nos modelos decompostos do IPCA e IPA, os repasses estimados após choques positivos e negativos em *commodities* nesses dois modelos foram próximos e o grau de assimetria negativa apresentada foi baixa. Destaca-se que nesses modelos decompostos o repasse de preços de *commodities* estimado foi superior ao estimado no modelo simétrico.

O modelo de alimentos e bebidas apresentou um grau de assimetria negativa considerável, calculado em 0,4. Os modelos de serviços mais uma vez apresentaram sinal trocado em relação ao esperado. Assim como no modelo simétrico, os repasses de *commodities* estimados para os preços monitorados foi baixo.

Tabela 11 – Repasse: modelo com PIM-PF assimétrico

Índice	Câmbio	<i>Commodities</i>	PIM-PF (+)	PIM-PF (-)	A
IPCA alimentos e bebidas	19.45	3.33	-31.25	29.39	32.6
IPCA serviços	3.2	-0.07	-22.75	14.62	4.6
IPCA serviços livres	1.29	-0.95	-6.68	-0.17	0.95

Fonte: Elaboração própria.

Os testes de Wald nos modelos com a produção industrial decomposta indicaram a existência de assimetria; entretanto, os resultados dos cálculos dos repasses indicaram sinal trocado em relação ao esperado.

4.4. SÍNTESE DOS RESULTADOS

Os resultados do teste de Wald apontaram a existência de assimetria em relação ao câmbio e às *commodities* para todas as desagregações testadas. Já para a PIM-PF foi rejeitada a hipótese de assimetria para IPCA, IPA, industrializados e monitorados. A análise de decomposição da variância indicou, em concordância com a literatura, que os choques de câmbio são o principal componente da inflação de todas as desagregações, exceto de serviços⁷. O maior efeito do câmbio é sobre os preços de alimentos e bebidas, seguido de produtos industrializados; o impacto do câmbio é muito superior sobre os preços monitorados (11%) do que sobre os preços livres (2%). O preço das *commodities* se mostrou relevante para explicar a inflação do IPA dos alimentos e bebidas e dos produtos industrializados. Ademais, a atividade econômica foi o componente de menor impacto sobre a inflação em todas as desagregações.

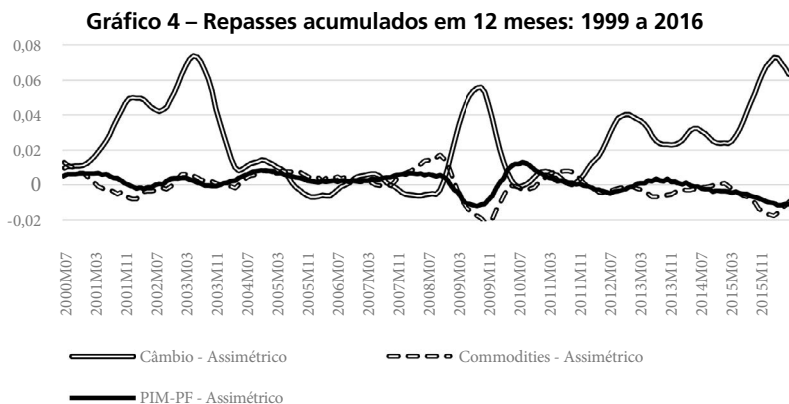
A assimetria no repasse cambial calculada foi significativa para todas as desagregações, com exceção dos serviços livres; contudo, como destacado anteriormente nessa categoria, o repasse cambial não é relevante.

Já o impacto do preço das *commodities* teve um resultado surpreendente, apresentando uma assimetria negativa para todas as desagregações, exceto para os industrializados, que apresentaram assimetria positiva. Este fenômeno não foi relatado na literatura e merece mais investigação, especialmente para a alimentos e bebidas, em que a assimetria negativa se mostrou mais significativa, com um rapasse de 7,6% após um choque negativo e apenas 3,2% após um choque positivo.

5. DINÂMICA INFLACIONÁRIA: 1999 A 2016

A partir dos resultados estimados na seção anterior, é possível realizar um exercício de cálculo dos repasses das séries temporais de câmbio, *commodities* e PIM-PF para a inflação no período de 1999 a 2016. Nas tabelas da seção anterior, foram apresentados apenas os resultados finais dos repasses, acumulados após 12 meses. Entretanto, para o cálculo do impacto das variações da taxa de câmbio, do índice de *commodities* e da atividade industrial sobre o IPCA, ao longo do período de 1999 a 2016, foram utilizados os repasses estimados para cada um dos 12 períodos após o choque. O Gráfico 4 mostra os resultados do cálculo dos efeitos totais de taxas de câmbio, índice de *commodities* e atividade.

⁷ Para uma resenha sobre repasse cambial, ver Pimentel, Modenesi e Luporini (2016). Para a discussão sobre o setor de serviços, ver Santos et al. (2016).



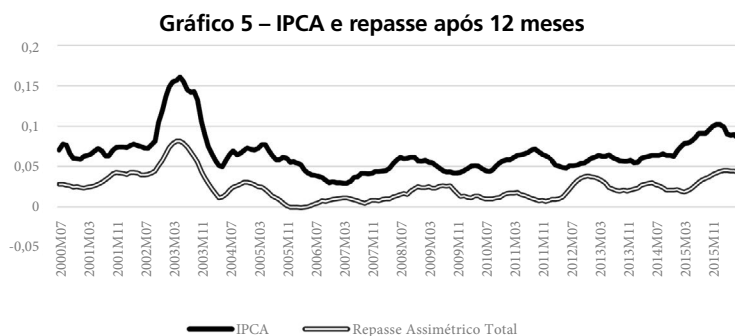
Fonte: Elaboração própria com base nos resultados econométricos.

Destaca-se que a taxa de câmbio tem um impacto mais elevado sobre a dinâmica do IPCA do que o índice de *commodities* e a atividade industrial, sendo um componente relevante para explicar o não cumprimento da meta de inflação em 2002 e 2015. Para 2002, o impacto da taxa de câmbio sobre a inflação foi estimado em cinco pontos percentuais.

No período de 2005 a 2008, a contínua apreciação da taxa de câmbio contribuiu para taxas de inflação mais baixas, chegando a ter contribuição negativa para o IPCA.

Observa-se, também, que a rápida depreciação da taxa de câmbio ocorrida após a crise internacional de 2008 teve seu impacto sobre o IPCA, parcialmente compensado pelas fortes quedas do nível de atividade e, principalmente, do índice de *commodities*.

A aceleração recente do IPCA, mais acentuada a partir de 2014, pode ser explicada, em parte, pela desvalorização cambial, que, mesmo com a redução da atividade e queda do índice de *commodities*, não foi compensada. O Gráfico 5 mostra a dinâmica do IPCA acumulado em 12 meses e comparado com a soma dos repasses cambial, de *commodities* e de produção industrial.



Fonte: Elaboração própria com base nos resultados econométricos.

Conforme os resultados da análise da decomposição da variância apresentados na seção 4, essas três variáveis, conjuntamente, são responsáveis por 32% do erro de previsão do IPCA. O restante é explicado pela inércia, que não está presente no cálculo apresentado, e por outras variáveis não incluídas no modelo.

Cabe ressaltar, novamente, que o modelo não se mostrou muito adequado para explicar a dinâmica da inflação dos serviços, que correspondem à metade do IPCA e, especialmente, dos serviços livres, que representam 33% do IPCA. Entretanto, como pode ser observado na análise da seção 1, a inflação de serviços apresenta uma grande rigidez, com poucas variações, o que eleva o patamar do IPCA, mas acaba não influenciando as flutuações apresentadas. Além da inclusão de uma proxy para essas pressões, talvez seja necessária a utilização de um outro modelo econométrico que não o VAR, que é mais adequado para captar as dinâmicas de curto prazo das interrelações entre as variáveis.

Além disso, destaca-se a ausência de alterações de preços monitorados que não sejam justificados por variações das variáveis endógenas ao modelo.

CONCLUSÕES

Os resultados indicaram heterogeneidade na dinâmica inflacionária, com os preços de diferentes setores econômicos sendo afetados de forma distinta pelas demais variáveis do modelo e a existência de assimetria nos repasses cambiais e de *commodities*.

Como era esperado, os preços do IPA apresentaram um repasse cambial e de preços de *commodities* mais elevados em comparação com os preços ao consumidor. O câmbio é a variável mais relevante na dinâmica dos preços de alimentos e bebidas e de produtos industriais, seguido do preço das *commodities*, o que destaca a importância dos fatores externos na dinâmica da inflação brasileira.

Os repasses cambiais do IPA e dos alimentos e bebidas foram os mais elevados, estimados em aproximadamente 20%, seguidos dos preços de industrializados (10%) e monitorados (12%) e, por fim, os dos serviços, estimados em 3,7%.

Os modelos assimétricos indicaram a existência de assimetria positiva no repasse cambial para todas as desagregações. O grau de assimetria foi semelhante para o IPA, alimentos e bebidas e industrializados. Destaca-se o elevado grau de assimetria do repasse cambial dos preços monitorados.

Em relação ao preço de *commodities*, os preços de alimentos e bebidas apresentaram maior repasse no modelo simétrico, estimado em 11,3%, seguido do IPA (5,3%) e industrializados (3%). Destaca-se que o modelo que utilizou um índice específico de *commodities* de alimentos e bebidas apresentou uma significância maior no modelo para o IPCA de alimentos e bebidas do que o índice geral baseado na estrutura do IPA.

O modelo com *commodities* específicas para industrializados apresentou resultados semelhantes ao modelo geral.

Os modelos com *commodities* assimétricas indicaram existência de assimetria negativa, particularmente significativa no caso do modelo de alimentos e bebidas. Esse resultado é surpreendente e demanda novas investigações. Uma interpretação possível é que seja decorrente do período após a crise internacional de 2008, quando a taxa de câmbio sofreu uma forte desvalorização que não foi repassada ao IPCA. Naquele momento, os preços internacionais e a atividade industrial caíram fortemente e, no modelo, compensaram a pressão inflacionária causada pela desvalorização cambial.

Por fim, a produção industrial se mostrou o componente menos relevante para a dinâmica do IPCA para todas as desagregações analisadas. De certo não é a *proxy* mais adequada para o nível de atividade dos setores de serviços e alimentos e bebidas; porém, mesmo no modelo para preços industriais ela é menos relevante que os fatores externos. Além disso, a estimação do repasse para preços de variações da produção industrial se mostrou muito sensível à especificação do modelo⁸.

A principal conclusão é que os choques de custos não devem ser tratados como meros ruídos brancos, com média zero, e que, portanto, eles não se compensam no tempo, afetando, assim, a dinâmica da inflação de forma duradoura. Foi mostrado um amplo conjunto de evidências de que os choques de custo podem ter efeitos permanentes e duradouros sobre a inflação. Essa constatação aponta para a necessidade de reformular a atual estratégia de combate à inflação fundada no RMI. Em outras palavras, a importância dos choques de custo na dinâmica do IPCA deve ser devidamente incorporada pelo BCB ao calibrar a Selic.

REFERÊNCIAS

- AGUIAR, D. R.; FIGUEIREDO, A. M. Poder de mercado no varejo alimentar: Uma análise usando os preços do estado de São Paulo. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 49, n. 4, p. 967-990, 2011.
- ALVES, A. F.; TONIN, J. M.; CARRER, M. J. Assimetria de transmissão de preço na comercialização da uva fina de mesa no Paraná: 1997 a 2011. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 51, n. 3, p. 479-498, 2013.

⁸ Por fim, uma ressalva a ser feita é que o modelo não parece ser adequado para explicar a dinâmica inflacionária do setor de serviços, em específico dos serviços livres. Além da análise da decomposição da variância indicar que a taxa de câmbio, o preço de *commodities* e a produção industrial têm pequena participação na explicação dos erros de previsão dos preços de serviços, os repasses foram estimados com sinal trocado em relação ao esperado.

- ARAÚJO, E. C.; MODENESI, A. M. A importância do setor externo na evolução do IPCA (1999-2010): Uma análise com base em um modelo SVAR. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 38., 2010, Salvador. *Anais [...]*. Salvador: ANPEC, 2010. p. 1-21.
- BELAISCH, A. *Exchange rate pass-through in Brazil*. Washington, DC: International Monetary Fund, 2003.
- BRAGA, J. M. A inflação brasileira na década de 2000 e a importância de políticas não monetárias de controle. *Economia e Sociedade*, v. 22, n. 3, p. 697-727, 2013.
- CANÊDO-PINHEIRO, M. Assimetrias na transmissão dos preços dos combustíveis: O caso do óleo diesel no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 66, n. 4, p. 469-490, 2012.
- CARDOSO, L.; BITTENCOURT, M.; IRWIN, E. Price asymmetry and retailers heterogeneity in Brazilian gas stations. In: EUROPEAN REGIONAL SCIENCE ASSOCIATION. *ERSA conference papers*. Louvain-la-Neuve: ERSA, 2016. p. 796-799.
- ENDERS, W. *Applied econometric time series*. New Jersey: Wiley, 2008.
- FEIJO, C. A.; CERQUEIRA, L. F. Econometric evidence on the determinants of the mark up of industrial Brazilian firms in the 1990s. *Economia*, v. 14, n. 1, p. 91-119, 2013.
- FIGUEIREDO, A. M.; SOUZA FILHO, H. M.; PAULLILO, L. F. O. Análise das margens e transmissão de preços no sistema agroindustrial do suco de laranja no Brasil. *Revista Economia e Sociologia Rural*, v. 51, n. 2, p. 331-350, 2013.
- GIOVANNETTI, L. F.; CARVALHO, L. *Distribuição de renda, mudança estrutural e inflação de serviços no Brasil*. Niterói: ANPEC, 2015.
- GRANGER, C. W. J.; YOON, G. Hidden cointegration. *SRRN*, n. 2, p. 1-49, 2002.
- GWIN, C. R. Asymmetric price adjustment: Cross-industry evidence. *Southern Economic Association Journal*, v. 76, n. 1, p. 249-265, 2009.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. *Sistema nacional de índices de preços ao consumidor: Métodos de cálculo*. 7. ed. Rio de Janeiro: IBGE, 2013.
- MARTINEZ, T. S.; CERQUEIRA, V. S. *Estrutura da inflação brasileira: Determinantes e desagregação do IPCA*. Rio de Janeiro: IPEA, 2011.
- MCCARTHY, J. Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies. *Eastern Economic Journal*, v. 33, n. 4, p. 511-537, 2007.
- MEYER, J.; CRAMON-TAUBADEL, S. Asymmetric price transmission: A survey. *Journal of Agricultural Economics*, v. 55, n. 3, p. 581-611, 2004.
- NONNENBERG, M. J. B.; LAMEIRAS, M. A. P. Preços das commodities e o IPA. *Boletim de Conjuntura IPEA*, n. 69, 2005.
- PELTZMAN, S. Prices rise faster than they fall. *Journal of Political Economy*, v. 108, n. 3, p. 466-502, 2000.
- PIMENTEL, D. M. *Dinâmica inflacionária no Brasil pós real: Transmissão assimétrica de preços em uma abordagem desagregada*. 2017. Tese (Doutorado em Economia) – Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2017.

- PIMENTEL, D. M.; LUPORINI, V.; MODENESI, A. M. Assimetrias no repasse cambial para a inflação: Uma análise empírica para o Brasil (1999 a 2013). *Estudos Econômicos*, v. 46, n. 2, p. 343-372, 2016.
- RESENDE, M.; ALVES, M. B. *Asymmetric price transmission in local fuel markets in Brazil: An empirical study*. Rio de Janeiro: IE-UFRJ, 2012.
- RUBIO-RAMÍREZ, J. F.; WAGGONER, D. F.; ZHA, T. Structural vector autoregressions: Theory of identification and algorithms for inference. *Review of Economic Studies*, v. 77, n. 2, p. 665-696, 2010.
- SANTOS, C. H. M. *et al.* *A natureza da inflação de serviços no Brasil: 1999-2014*. Rio de Janeiro: IPEA, 2016.
- SANTOS, J. Z.; AGUIAR, D. R. D.; FIGUEIREDO, A. M. Assimetria na transmissão de preços e poder de mercado: O caso do mercado varejista de etanol no estado de São Paulo. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 53, n. 2, p. 195-210, 2015.
- SCHORDERET, Y. *Asymmetric cointegration*. Geneva: University of Geneva, 2003.
- SILVA, A. *et al.* Symmetric transmission of prices in the retail gasoline market in Brazil. *Energy Economics*, v. 43, p. 11-21, 2014.
- SILVA, F. C. M.; FEIJO, C.; MODENESI, A. M. Dinâmica inflacionária da indústria brasileira: Uma abordagem setorial (1999-2014). *Brazilian Journal of Political Economy*, v. 38, n. 4, p. 690-707, 2018.
- UCHÔA, C. F. A. Testando a assimetria nos preços da gasolina brasileira. *Revista Brasileira de Economia*, v. 62, n. 1, p. 103-117, 2008.