

Uma avaliação econométrica da trajetória do *pass-through* da taxa de câmbio e das pressões de demanda e oferta sobre a inflação no período 1999-2017¹

Roberto Santolin²
Fabrícia Carvalho³

Resumo: O trabalho analisa o desempenho econométrico de estimativas utilizadas na avaliação do *pass-through* cambial, além dos choques de demanda e oferta sobre a inflação. A metodologia empregada avaliou em que medida os coeficientes estimados, e cada respectivo *p-valor*, apresentaram mudanças entre 1999 a 2017. Os resultados apontaram para uma mudança na trajetória dos coeficientes estimados, tal que o *pass-through* cambial reduziu seu impacto sobre o IPA e o IPCA a partir de 2009. Tais resultados foram corroborados por análises impulso-resposta e sugerem que, após 2009, o IPCA e o IPA tornaram-se suscetíveis às variações do hiato do produto e das *commodities*.

Palavras-chave: Inflação. *Pass-through*. Séries temporais

An econometric evaluation of exchange rate pass-through path and demand and supply pressures on inflation in the period 1999-2017

Abstract: The aim of this work was to evaluate the econometric performance of estimates used in the evaluation of exchange rate pass-through, as well as, pressures of supply and demand on inflation. The proposal methodology was to evaluate changes in the estimated coefficients, and its respective *p*-value, along the inflation targeting regime, between 1999 and 2017. The results pointed to a possible change in the path estimated of the exchange-rate pass-through, which reduced its impact on IPA and IPCA after 2009. These statistical results were corroborated by impulse-response analysis and suggest that, after 2009, the IPCA and the IPA became more susceptible to shifts in both the demand, measured by output gap, and the supply costs, measured by commodity price.

Keywords: Inflation. *Pass-through*. Time series

-
- 1 Os autores agradecem aos pareceristas pelos comentários e sugestões. Quaisquer erros remanescentes são de inteira responsabilidade dos autores.
 - 2 Doutor em economia pelo Cedeplar/UFMG e professor associado do Instituto Três Rios (ITR) da Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro (UFRRJ). E-mail: robertosantolin@gmail.com
 - 3 Graduação em economia pela UFRRJ, Analista Fiscal da Trans Sistema de Transportes LTDA e pós-graduada em Gestão – Finanças Aplicadas pela Pontifícia Universidade Católica de Minas Gerais (PUC-MG). E-mail: fabriciacarvalho08@gmail.com

Classificação JEL: C22, E31, E37

1. Introdução

Desde a adoção do Sistema de Metas de Inflação (SMI) no Brasil, em meados de 1999, que passou a fixar uma meta anual de inflação a ser perseguida, estudos empíricos têm ratificado a importância de se investigar os mecanismos do coeficiente de repasse da variação cambial aos preços: o *pass-through* cambial (ver por exemplo, Minella *et al.*, 2003; Belaisch, 2003). Pastore (2015) lembra que ainda no início do SMI, em outubro de 2002, no auge da crise de confiança, o real atingiu R\$ 3,98/US\$, uma depreciação de 64,5% em relação a cotação de R\$ 2,42/US\$ ocorrida em 31 de dezembro de 2001. Naquele ano, a taxa de 12 meses do IPCA chegou a 17%, superando consideravelmente a meta anual, que era de 4%.

Desde então, conforme salienta Carneiro *et al.* (2004), investigar o *pass-through* cambial tem constituído uma investigação que avalia todo o processo decisório do Banco Central (Bacen), a fim de conduzir adequadamente a política monetária para cumprir a meta de inflação estabelecida, ou para adotar medidas que limitem a volatilidade excessiva no mercado cambial. Sendo assim, é fundamental quantificar o impacto dos movimentos correntes da taxa de câmbio nas taxas futuras do Índice de Preços ao Consumidor Ampliado (IPCA): o índice de referência para o Bacen. Além disso, Nogueira (2012) e Pastore (2015) ressaltam que devido à concentração de bens *tradables* nos preços ao atacado, os coeficientes de repasse cambial estimados sobre o Índice de Preços ao Produtor Amplo (IPA-DI)⁴, em média, são superiores aos observados para os preços aos consumidores (IPCA).

A motivação para a realização do presente trabalho esteve associada a evidências empíricas que despertaram nosso interesse. Souza e Alves (2011), ao separarem suas análises em duas subamostras (1999 a 2002 e 2003 a 2009), verificaram que o coeficiente de repasse cambial ao IPCA foi menor na primeira amostra em relação à segunda. Pastore (2015), ao incluir o IPA-DI em suas estimativas, reforçou os resultados de Souza e Alves (2011), quais sejam, verificou que no período entre 1999 e 2003 os coeficientes estimados da depreciação cambial sobre o IPA-DI e IPCA foram menores em relação ao período de 1999 a 2012. Resultados semelhantes foram notados em Nogueira Jr. (2007) e Couto e Fraga (2013). No entanto há divergências em relação ao tamanho do repasse do *pass-through*. Maciel (2006) e Nogueira (2012)

4 Desde sua criação, em 1947, o IPA-DI, inicialmente batizado de Índice de Preços por Atacado - Disponibilidade Interna e, a partir de abril de 2010, denominado Índice de Preços ao Produtor Amplo, registra variações de preços de produtos agropecuários e industriais nas transações interempresariais, isto é, nos estágios de comercialização anteriores ao consumo final (IBRE/FVG, 2019 disponível em).

ressaltam que o tipo de repasse cambial foi incompleto a curto e a longo prazo, isto é, o efeito da variação cambial sobre os preços foi menor do que 1. Por outro lado, Nogueira Jr. (2007) e Couto e Fraga (2013) avaliam que o *pass-through* é incompleto a curto prazo e próximo a 1 a longo prazo.

Com base nessas evidências iniciais, algumas perguntas foram suscitadas: depois de 2003 até recentemente, os coeficientes de repasse cambial sobre os preços foram alterados ao longo da amostra de forma estatisticamente significativa? Se essas modificações ocorrem, quais são os possíveis motivos que as explicam? O tipo de *pass-through*, completo ou incompleto, de curto e de longo prazo é alterado ao longo da amostra? Para abordar essas perguntas foram realizadas estimativas robustas para o coeficiente de repasse cambial tanto para o IPCA quanto para o IPA-DI em um modelo de Vetores Autorregressivos (VAR), conforme sugerido por Sims (1990). O modelo VAR proposto tomou como referência estimativas que têm sido utilizadas na análise da dinâmica da inflação brasileira com o uso do VAR, conforme Luporini (2008), Souza e Alves (2011), Pastore (2015), Stockl, *et al.* (2017). Especificamente, o presente trabalho se diferencia ao investigar mudanças nos coeficientes estimados tanto em termos de repasse sobre os preços quanto no que se refere ao seu respectivo *p-valor* ao longo da amostra entre 1999 e 2017. Os modelos VAR utilizados foram orientados por variáveis que relacionam a taxa de câmbio e os preços da economia com as pressões sobre a demanda, calculada por meio do hiato do produto, e sobre custos de produção, observados por meio de preços de *commodities*, além da expectativa de inflação.

Inicialmente, os modelos empíricos foram baseados em variáveis num contexto relativamente restrito, em que se considera que o IPCA e o IPA-DI estejam relacionados com a taxa de câmbio, a taxa Selic, o hiato do produto industrial e a variação nos preços das *commodities* por meio do índice *Commodity Research Bureau* (CRB)⁵. Tais modelos foram estimados dinamicamente entre 1999 e 2014. Num segundo momento, especificamente a partir de 2002, outras variáveis foram disponibilizadas e incluídas no modelo, quais sejam, expectativa do IPCA em 12 meses e o hiato a partir do PIB mensal. Neste ponto, as estimativas foram estendidas até o ano de 2017.

A segunda seção realiza uma revisão de literatura sobre o *pass-through*, sobre sua relação com pressões de demanda e com custos de oferta, e sobre os resultados empíricos no Brasil. A terceira relata as fontes de dados e a proposta metodológica. Nesse item, discute-se as técnicas econométricas para avaliação impulso-resposta e a forma utilizada para detectar as quebras nos coeficientes estimados. Na quarta seção são realizadas as análises de estacionariedade dos

5 Para detalhes da relação entre o CRB a taxa de câmbio de nível de preços da economia brasileira, ver Stockl, *et al.* (2017).

dados e a discussão dos resultados e, por fim, na última seção, apresentam-se algumas palavras à guisa de considerações finais.

2. Referencial teórico

2.1. O *pass-through* cambial para a inflação

Com a queda do acordo de Bretton Woods, após 1970, o estudo da relação entre a taxa de câmbio e o nível de preços dos bens foi intensificado. Esse marco histórico representou a queda do padrão em relação aos regimes cambiais adotados, em que o regime de câmbio fixo foi gradualmente abandonado pela maior parte do mundo e substituído pelo regime de câmbio flutuante. Acerca desse ponto, Couto e Fraga (2013) sugerem que a validade da Lei do Preço Único (LPU) e da Paridade do Poder de Compra (PPC) entrou em questionamento, uma vez que as variações da taxa de câmbio não eram repassadas integralmente para os níveis de preço no curto prazo, como era esperado caso a LPU e a PPC fossem válidas. Nesse contexto, o *pass-through* da taxa de câmbio, isto é, o entendimento do repasse do câmbio para os preços ganhou notoriedade nos debates acadêmicos e entre os formuladores de políticas econômicas.

O *pass-through* cambial é definido por Campa e Goldberg (2002) como o percentual de variação nos preços dos bens importados em moeda local resultante da variação de 1% da taxa de câmbio. Por sua vez, Ferreira e Braga (2015) sugerem que o grau de *pass-through* é determinado como o impacto nos preços domésticos, dada uma mudança cambial, isto é, a elasticidade da taxa de câmbio-preço. Conforme Fernandez e Menezes (2013), a literatura econômica utiliza a expressão *pass-through* para se referir aos efeitos de uma variação na taxa de câmbio em relação às alterações nos preços dos bens nos seguintes itens: consumidores, investimentos, volumes de comércio e preços das exportações e das importações. A influência da taxa de câmbio na taxa de inflação pode ocorrer nos bens finais e intermediários, logo, o impacto do *pass-through* dependerá da elasticidade desses produtos. Fernandez e Menezes (2013) sugerem que quanto maior for a sensibilidade, maior será o repasse; a variação do índice de preços dependerá da composição deste e da forma como o setor afetado reagirá à variação cambial.

Segundo Tejada e Silva (2008), sob a ótica dos preços dos bens exportados, o *pass-through* é nulo quando a variação da taxa de câmbio não transmite nenhuma alteração para os níveis de preço em moeda estrangeira, ou seja, as mudanças no câmbio afetam as margens de lucros dos exportadores, mas não há impacto sobre a competitividade das exportações nacionais. O *pass-through* é completo quando qualquer variação na taxa de câmbio é repassada integralmente para os níveis de preço

em moeda estrangeira dos bens exportados, o que afeta a competitividade doméstica no mercado internacional. Por fim, definem o *pass-through* incompleto quando o repasse cambial para o nível de preços é parcial.

Campa e Goldberg (2002) indicam que os exportadores, ao optarem por fixar seus preços em moeda nacional, tendem a fazer com que os preços dos bens variem proporcionalmente à taxa de câmbio. Nesse caso, observa-se um comportamento do tipo *producer-currency-pricing* (PCP). Mais especificamente, no comportamento PCP os exportadores ajustam os preços na própria moeda, enquanto os preços dos bens estrangeiros movimentam-se *one-to-one* com a taxa de câmbio. Assim, há uma relação *one-to-one* entre a taxa de câmbio e o preço dos bens importados, o que faz com que os preços domésticos sejam ajustados pelo preço dos bens importados e o *pass-through* seja completo. Uma vez medidos na mesma moeda, os preços dos bens são idênticos em todos os mercados: a LPU é válida. Por outro lado, quando os exportadores optam por fixar seus preços na moeda dos compradores, incorre-se no tipo *local-currency-pricing* (LCP). As firmas prefixam seus preços no mercado de exportações, que pode ser diferente do mercado de bens domésticos. A LPU é violada quando a taxa de câmbio flutua inesperadamente e não há efeitos sobre os preços ao consumidor, sobre a demanda e sobre as exportações. Os preços internos são rígidos e diferentes dos preços dos bens importados, o repasse da taxa de câmbio sobre os preços de importados é zero, e não há repasse sobre os preços domésticos. Portanto, na hipótese de um comportamento do tipo PCP, o efeito *pass-through* será completo, enquanto na hipótese LCP, nulo.

Estimativas observadas na literatura econômica mostram que os movimentos cambiais tendem a não ser totalmente repassados para os preços, ao menos no curto prazo, ou seja, o grau de *pass-through* no curto prazo é incompleto. Campa e Goldberg (2002) analisaram o preço dos bens importados para 25 países da OECD durante o período de 1975 até 1999, a fim de verificar a prevalência do LCP ou do PCP no curto e no longo prazo. Os autores rejeitaram ambas hipóteses no curto prazo; o efeito parcial foi a melhor descrição para explicar os movimentos da taxa de câmbio e os preços. Porém, no longo prazo, verificaram que a elasticidade do *pass-through* cambial foi próxima a 1 em grande parte dos países estudados, ou seja, o grau de *pass-through* foi completo no longo prazo, o comportamento dos produtores foi do tipo PCP. Resultados similares foram observados em Nogueira Jr. (2007).

Para Souza e Alves (2011), a variação do *pass-through* cambial está relacionada à característica de cada indústria, ao grau competitivo, à substituição dos produtos e à participação no mercado das firmas domésticas e estrangeiras. As alterações da taxa de câmbio são vistas como choque de custos pelas firmas e estas podem escolher repassá-las totalmente, não repassar ou repassar parcialmente. Souza e Alves (2011) observaram que os choques de custos são repassados parcialmente para os níveis de

preço. Com base nesses fatores, concluem que os principais fatores microeconômicos que afetam o grau do *pass-through* são: a possibilidade de substituição dos bens nacionais e importados, a relação entre firmas domésticas e estrangeiras, as estruturas de mercado, a convexidade da curva de demanda, as empresas multinacionais e as barreiras não tarifárias.

Curado et. al. (2011) sugerem que os países emergentes foram mais sensíveis às variações nas taxas de câmbio do que os de economias desenvolvidas. A explicação para essa diferença deve-se ao fato de que emergentes associaram à sua história altas taxas de inflação. Assim, a volatilidade cambial refletiu a inflação por meio dos reajustes dos preços importados. Calvo e Reinhart (2000) observaram que as economias emergentes apresentaram divergências entre o regime cambial assumido pelos seus governantes (*de jure*) e o que praticaram (*de facto*) no que se refere ao regime de câmbio flutuante. De acordo com os autores, esse fato sintetizou o receio dos governos de economias emergentes de permitirem efetivamente a livre flutuação da taxa de câmbio (*fear of floating*).

Somadas aos fatores relacionados à falta de credibilidade, Calvo e Reinhart (2000) citam outras razões para as economias emergentes temerem a flutuação cambial. Para países em desenvolvimento, desvalorizações (ou largas depreciações) estão associadas às recessões. O *pass-through* cambial tende a ser mais elevado em países de economias emergentes em comparação aos países desenvolvidos, assim, *policy-makers* tentam controlar os movimentos da inflação por meio da suavização dos movimentos oriundos do *pass-through* cambial.

2.2. Evidências empíricas para o Brasil

No caso específico do Brasil, já no início do SMI, Minella, et al. (2003) e Belaisch (2003) observaram que a crise de confiança no desempenho futuro da economia brasileira e o aumento da aversão ao risco nos mercados internacionais foram responsáveis por uma parada súbita das entradas de capital em 2002, o que causou uma depreciação significativa da taxa de câmbio e concomitante aumento do nível de preços da economia. Entre 2000 e 2002, o câmbio aumentou de um patamar de R\$ 1,8/US\$ para R\$ 3,7/US\$, enquanto a taxa de inflação medida pelo IPCA aumentou de 6% para 12,5%. A grande desvalorização do real diante do dólar foi tomada como a variável responsável por fazer com que o Bacen perdesse a meta de inflação em 2001, 2002 e 2003. No entanto, a partir do último trimestre de 2002, Belaisch (2003) observou que o crescimento da inflação foi menor do que a taxa de depreciação cambial e avaliou que o repasse cambial havia reduzido. Minella et al. (2003) sugerem que a queda do repasse cambial esteve associada ao ganho de credibilidade do Bacen. Mais especificamente, destacam que o banco construiu

credibilidade por reagir fortemente às expectativas de inflação e reduzir o grau de persistência inflacionária⁶. Nesses termos, a volatilidade cambial, a partir de 2003, foi controlada e a estabilização macroeconômica e as metas de inflação funcionaram como um importante coordenador de expectativas.

A Tabela 1 sintetiza alguns dos resultados encontrados do *pass-through* cambial no caso brasileiro. Conforme pode ser observado, as tentativas com o uso de técnicas lineares de estimativa são usuais para tentar explicar o *pass-through* e são usados diferentes índices de preços nas análises. Nos trabalhos observados nessa tabela, ao menos no curto prazo, os coeficientes de repasse do câmbio para os preços foram incompletos. No longo prazo, os trabalhos de Nogueira Jr. (2007) e Couto e Fraga (2013) observaram que o repasse foi aproximadamente completo. Há de se ressaltar, no entanto, que diferenças nos tipos de inflação avaliadas, nos métodos e na quantidade de variáveis de controle podem ocasionar diferenças em termos dos coeficientes estimados.

Nogueira Jr. (2007), por exemplo, trabalhou com o modelo Autorregressivo com Defasagens Distribuídas (ARDL). Essa metodologia, porém, desconsidera o efeito de interação entre as variáveis do modelo, como ocorre com o VAR. Nesse caso, apenas os efeitos do câmbio sobre os preços foram avaliados, possíveis relações de simultaneidade entre ambos não podem ser captadas pelo ARDL. No Brasil, Nogueira Jr. (2007) avaliou o período de julho de 1995 a dezembro 2005, em que analisou duas subamostras, uma anterior e outra posterior ao SMI. Os resultados obtidos mostraram um declínio importante no *pass-through* após o SMI. O autor não rejeitou a hipótese de que o *pass-through* a longo prazo seja completo nos preços ao consumidor e ao produtor nos dois períodos. Porém, o declínio do *pass-through* nos preços ao produtor é estatisticamente significativo, tanto no curto como no longo prazo, uma vez que foi rejeitada a hipótese de os coeficientes serem os mesmos antes e depois da SMI. No caso do *pass-through* na inflação dos preços ao consumidor, o declínio do coeficiente de curto prazo foi estatisticamente significativo, e embora o declínio do coeficiente de longo prazo não seja, a evidência estatística obtida não rejeitou a hipótese de que ele foi igual a zero.

6 Há de se destacar que em julho de 2000 a taxa Selic fixada pelo Comitê de Política Monetária (Copom) foi de 16,5% ao ano, e manteve-se crescente até atingir 26,5% a.a. de fevereiro a junho de 2003. A partir de junho de 2003, a Selic gradativamente foi reduzida pelo Copom.

Tabela 1 - Variáveis utilizadas e resultados para estudos sobre o repasse cambial no Brasil

Autor (es)	Variáveis utilizadas	Tipo de repasse cambial	Modelo econométrico
Maciel (2006)	IPC desagregado por indústria produção industrial por setor Índice de Preços ao Produtor dos EUA Índice de Preços ao Produtor	Incompleto no curto e no longo prazo	Modelos de Mínimos Quadrados Generalizados
Nogueira Jr. (2007)	Índice de Preços ao Consumidor Índice de Preços ao Produtor Taxa de câmbio nominal	Repasse incompleto no curto prazo completo no longo prazo	Autorregressivo Com Defasagem Distribuída (ARDL)
Tejada e Silva (2008)	Preço das exportações em moeda estrangeira Custo de produção na moeda doméstica Taxa de câmbio nominal Preço das exportações	Predominantemente incompleto nos setores analisados, bem como em relação às exportações totais	Modelo de parâmetros variáveis no tempo (Filtro de Kalman)
Souza e Alves (2011)	IPCA Taxa de câmbio nominal Índice de Preço do Petróleo Índice de Produção Industrial	Incompleto no curto e no longo prazo	Vetor de Correção de Erros (VEC) Vetor Autorregressivo (VAR) e Vetor Autorregressivo Estrutural (SVAR)
Nogueira (2012)	Média dos preços mensais do barril de petróleo Índice de produção física Média da cotação diária do dólar; do IGP; do IPA-DI e do IPCA	Incompleto para curto e longo prazo	Vetor de Correção de Erros (VEC) e Vetor Autorregressivo Estrutural (SVAR)
Fernandez e Menezes (2012)	Taxa de câmbio IPCA; IGP-M; IPA-M	Incompleto no curto prazo	Vetor Autorregressivo (VAR)
Couto e Fraga (2013)	IPCA; IGP-DI Taxa de câmbio nominal Hiato do produto dos EUA Abertura comercial	Incompleto no curto prazo e próximo a 1 no longo prazo	Vetor de Correção de Erros (VEC)
Pastore (2015)	IPCA; IPA-DI CRB Taxa de câmbio Hiato do produto	Incompleto a curto e a longo prazo	Vetor Autorregressivo (VAR)

Fonte: Elaboração própria alicerçada em dados da pesquisa.

Souza e Alves (2011) analisaram a relação entre câmbio e preço no Brasil entre 1999 a 2009. Os autores observaram que o efeito do *pass-through* cambial caiu com o

decorrer dos anos. Ao dividir o estudo em dois subperíodos (1999 a 2002 e 2003 a 2009), foi observado que no primeiro o grau de repasse foi significativamente maior que no segundo subperíodo. A explicação dos autores para o fato apoiou-se no cenário macroeconômico mais estável, nas elevadas taxas de juros, na tendência à apreciação cambial, na reduzida demanda e na percepção de que os choques não são permanentes. No primeiro subperíodo, ocorreu a mudança no regime de câmbio e nos fatores internos, como a eleição de 2002 e o apagão em 2001, e também em fatores externos, como a crise argentina e o atentado às Torres Gêmeas nos EUA.

Couto e Fraga (2013), por sua vez, utilizaram um modelo de Vetores com Correção de Erros (VEC). Suas estimativas foram realizadas entre 1999 e 2011. Houve também divisão de amostras: o primeiro período analisado foi de 1999 a 2011 e, em razão do choque de confiança ocorrido em 2002, o segundo período, de 2003 a 2012. Os autores observaram que a variável câmbio possuía elevado grau de repasse para os índices de preços no longo prazo, exceto o IPCA no segundo período. No primeiro período (1999 a 2011), o *pass-through* do câmbio para o IPCA foi de 67,9% no longo prazo, e, para o IGP-DI, foi de 84,7%. Segundo os autores, essa diferença ocorreu devido ao fato de o IGP-DI possuir em sua composição o Índice de Preços ao Produtor Amplo (IPA) com o peso de 60%.

Fernandez e Menezes (2013) avaliaram a relação entre as variações nos índices de preços e as variações na taxa de câmbio no período de janeiro de 1999 a dezembro de 2011. Com base em um modelo VAR, os autores observaram que o câmbio afetou os preços domésticos, principalmente por atacado. As reações do IGP-M e IPA-M foram mais intensas em comparação ao IPCA. Em relação ao tipo, mesmo com a reduzida quantidade de variáveis de controle em relação aos outros trabalhos na Tabela 1, Fernandez e Menezes (2013) sugerem que o grau de repasse do câmbio para os índices de preços foi incompleto no curto prazo, o longo prazo não foi analisado pelos autores.

Nogueira (2012) estimou a transmissão da variação na taxa de câmbio para os diferentes níveis e agregações de preços do Brasil no período pós-introdução do regime de metas de inflação: junho de 1999 até setembro de 2011. O coeficiente de repasse cambial encontrado foi mais elevado nos preços de atacados em comparação com os preços ao consumidor. O IPA-DI foi o índice mais elevado, seguido pelo IGP. Para os preços administrados (ou monitorados), o coeficiente de repasse cambial foi maior em relação aos preços livres.

Pastore (2015), assim como Souza e Alves (2011), Fernandez e Menezes (2013), Couto e Fraga (2013), também analisou em duas subamostras (1999 a 2003 e 1999 a 2012) no intuito de captar uma possível mudança no grau de repasse do câmbio sobre os preços. No entanto, além do IPCA, assim como Nogueira (2012), Pastore (2015) incluiu em sua estimativa a variável IPA-DI. A justificativa para essa inclusão

junto com o IPCA deve-se ao fato de a concentração de bens *tradables* tornar o IPA-DI mais suscetível às alterações cambiais; nesse caso, o IPA-DI foi utilizado como uma variável de controle para o efeito do câmbio sobre o IPCA. Embora os trabalhos de Souza e Alves (2011) e de Pastore (2015) não sejam diretamente comparáveis, em razão das diferenças dos modelos econométricos, das variáveis adotadas e dos períodos das estimativas (veja os detalhes na Tabela 1), ambos observam que na primeira subamostra o *pass-through* foi maior do que na segunda. Em todos os casos o repasse do câmbio aos preços foi incompleto no curto e longo prazo.

É importante mencionar que há outros estudos com intuito de avaliar a dinâmica inflacionária sem necessariamente avaliar a elasticidade do *pass-through* de curto e longo prazo, como o de Luporini (2008) e Stockl *et al.* (2017), embora incluam o câmbio em suas estimativas.

Como variável adicional aos trabalhos apresentados no presente referencial teórico, Luporini (2008) sugere o uso da taxa de juros para controlar a dinâmica inflacionária. Segundo a autora, resultados empíricos têm sugerido que um aperto na política monetária, isto é, o aumento de juros tem resultado em um aumento inicial nos preços domésticos. Esse efeito, apesar de não ser suportado pela teoria convencional da política monetária, tem sido comumente relatado na literatura empírica sobre o mecanismo de transmissão monetária usando autorregressões vetoriais, e ficou conhecido como o “*price puzzle*” (Eichenbaum, 1992, *apud* Luporini, 2008). No entanto Luporini (2008) argumenta que, para o caso americano, a inclusão de um índice de preços de *commodities* no conjunto de informações muitas vezes eliminou o “*price puzzle*”, uma vez que a taxa de inflação nos EUA tem sido historicamente precedida por aumentos nos preços das *commodities*. Para o caso brasileiro, o VAR proposto pela autora, com a inclusão de um índice de preços de *commodities*, não resolveu o “*price puzzle*”, tendo sido observada uma relação direta no curto prazo entre o crescimento dos juros e o aumento do IPCA.

Araújo e Modenesi (2010) e Stockl *et al.* (2017) destacaram a importância de se incluir os preços das *commodities* na análise da composição do IPCA. Especificamente, Stockl *et al.* (2017) investigaram os impactos de choques de *commodities* medidos pelo *Commodity Research Bureau index* (CRB) e pelo Índice de *Commodities* Brasil (IC-Br) sobre a dinâmica inflacionária no Brasil de janeiro de 2005 a dezembro de 2013 por meio de modelos VAR. Embora o trabalho supracitado não tenha objetivado avaliar o *pass-through* cambial, faz-se importante aqui mencioná-lo, uma vez que os autores evidenciaram o papel da taxa de câmbio nominal como mecanismo de amortecimento de pressões inflacionárias advindas de choques de *commodities*, especialmente em relação ao CRB. A investigação realizada por Stockl *et al.* (2017) corrobora a necessidade de apresentar o choque de preços de *commodities* em análises estatísticas que pretendam avaliar a relação entre o câmbio e os preços.

Assim, sumariamente, os recentes estudos interessados em avaliar os efeitos de variáveis macroeconômicas sobre os índices de preços para o Brasil, como os de Luporini (2008), de Pastore (2015), de Stockl *et al.* (2017) têm sugerido que a dinâmica inflacionária pode ser influenciada por diferentes fontes, além da (i) taxa de câmbio, da (ii) taxa de juros, da (iii) trajetória da atividade econômica, das (iv) expectativas dos agentes e dos (v) choques de oferta por meio de preços de *commodities*. Tais estudos utilizam o método de VAR, visto que essa metodologia permite captar as interrelações das variáveis sobre a dinâmica inflacionária.

Não obstante, pelo VAR é possível analisar se o canal pelo qual a taxa de câmbio influencia a inflação ocorre via demanda ou via custos sobre a oferta. Sob demanda, o aumento positivo no hiato do produto referente à trajetória da atividade econômica implica aumento das importações e conseqüentemente desvalorização cambial. Assim, o hiato do produto e os preços da economia se elevam em conjunto com o câmbio. Por sua vez, choques de oferta ou custos de produção, conforme sugere Ono (2014), podem ser captados pela variação nos preços das *commodities*, variação essa que influencia positivamente a inflação, já que o aumento dos preços eleva os custos das empresas e, conseqüentemente, pode ser repassado ao produto. Adicionalmente, há o efeito indireto pelo qual um aumento dos preços das *commodities* gera uma apreciação da taxa de câmbio.

Além disso, a presente revisão de literatura mostrou que há diferenças em termos da resposta de longo prazo entre índices: o IPCA tende a responder menos à variação do câmbio do que o IPA. Portanto faz-se necessário incluir nas estimativas os dois índices de preços a fim de captar as diferentes respostas do câmbio sobre os níveis de preços.

3. Metodologia

3.1. Materiais e métodos

O modelo proposto tomou como referências os tipos de estimativas que têm sido utilizados na análise do *pass through*, conforme delineado na revisão da literatura. Em linha com a literatura apresentada, são utilizadas neste trabalho técnicas de Vetores Autorregressivos (VAR) proposta por Sims (1990). Os modelos são orientados por variáveis que relacionam a taxa de câmbio e os preços da economia com as pressões sobre a demanda, calculada por meio do hiato do produto, e sobre custos de produção, observados por meio de preços de *commodities*, além da expectativa de inflação.

Em um modelo VAR, cada variável endógena é expressa como uma função linear de seus valores defasados e dos defasados de outras variáveis do sistema. O modelo básico de ordem p - VAR(p) – e de n variáveis tem a seguinte forma:

$$y_t = c + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t \quad (1)$$

Nela, $(y_t = y_{1t}, \dots, y_{nt})$ é um vetor ($n \times 1$) de variáveis, c é um vetor ($n \times 1$) e são matrizes ($n \times n$) de coeficientes a serem estimados; u_t é um vetor de erros ($n \times 1$), em que se assume $E(y_{t-j} \cdot u_t) = 0$ para todo j e $E(u_t \cdot u_t') = \Omega$ é não diagonal, ou seja, os erros podem ser correlacionados contemporaneamente, porém não são correlacionados com seu valores defasados (Lütkepohl e Krätzig, 2004).

O interesse primário é a resposta do choque de uma das unidades (um desvio padrão) variáveis presentes no modelo nas outras séries contempladas no modelo VAR. Na literatura de séries temporais, um choque é definido como uma mudança não esperada em alguma variável, tal que, estatisticamente, impõe-se um choque de um desvio padrão no tempo t . As respostas simuladas das séries sob investigação são então traçadas ao longo do horizonte futuro. O mapeamento dessa resposta é referido como uma função impulso-resposta.

A tradicional ortogonalização impulso-resposta emprega a decomposição de Cholesky da matriz de covariância. Essa restrição impõe que um choque em uma das séries não possui efeito contemporâneo sobre as outras séries. Frequentemente, isso implica uma pressuposição não realística sobre os dados, especialmente quando as séries são altamente interdependentes dentro do período do choque.

A metodologia generalizada de Pesaran e Shin (1998) e Koop et al. (1992) não impõe essa restrição, de tal forma que os resultados da função impulso-resposta generalizada são invariantes a qualquer reordenação das variáveis no VAR. Dessa forma, a função fornece resultados mais robustos do que os métodos de ortogonalização convencionais.

A proposta da função impulso-resposta generalizada parte da especificação do modelo VAR com base na equação (1) escrita em formato compacto com a seguinte notação matricial

$$y_t = c + B(L)y_t + u_t \quad (2)$$

em que L denota um operador de defasagem.

Considera-se a seguinte representação em média móvel nas equações do modelo VAR, onde o termo constante é ignorado

$$y_t = \Psi(L) y_t \cdot u_t \quad (3)$$

A função impulso-resposta generalizada de y_i para o choque em uma unidade (um desvio padrão) em y_j é dado por:

$$\Psi(L)_{i,j,h} = \sigma_{i,i}^{-1/2} (u_t' \cdot \Omega \cdot u_t) \quad (4)$$

Nessa equação, $\sigma_{i,i}$ é o i -ésimo elemento da diagonal de Ω , u_i é o i -ésimo vetor corresponde ao choque em um desvio-padrão, todos os outros elementos são iguais a zero; h é o horizonte futuro, no presente caso, mensurado em incrementos mensais. Neste trabalho, serão comparados os choques da decomposição de Cholesky e generalizados para avaliar se há diferenças estatisticamente relevantes entre os dois tipos de avaliação impulso-resposta.

Para a avaliação do *pass-through* da taxa de câmbio sobre os preços por meio dos modelos VAR são realizadas duas abordagens. A primeira consiste em avaliar o número adequado de defasagens para a especificação do modelo VAR. Assim, o número de defasagens utilizado na estimativa VAR é escolhido por testes de especificação de acordo com os critérios de Akaike (AIC) e Schwarz (SC). Além disso, utiliza-se também como critério de escolha o teste de Portmanteau para verificar se as estimativas não possuem resíduos autocorrelacionados.

A segunda avaliação analisa o efeito de curto prazo das variáveis utilizadas nos modelos, mais especificamente, as variáveis da primeira defasagem. Esse resultado tende a indicar qual o efeito de curto prazo de um choque do câmbio sobre o próximo mês da taxa de inflação. Essa abordagem é realizada com base no procedimento VAR, por meio da estimativa de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) sobre as variáveis defasadas. Para observar a trajetória dos coeficientes estimados, é utilizado um procedimento em uma amostra com 48 observações, portanto quatro anos, e a partir de então é incluído uma nova variável mês a mês até completar o final da amostra utilizada na estimativa do modelo VAR.

Dessa forma, a metodologia proposta permite avaliar, por exemplo, se variáveis antes consideradas importantes para explicar um fenômeno tornam-se menos relevantes por algum período, ou, ainda, se perdem definitivamente a capacidade explicativa sobre a variável dependente considerada. Tais situações podem evidenciar a presença de quebras estruturais sobre a linearidade utilizada na explicação do problema. Outra implicação mais séria pode ser a constatação de que uma variável não é importante para o fenômeno estudado, quando, de fato, houve mudanças na trajetória dos coeficientes estimados, mas que não foram captadas pela estimativa estática.

Esse procedimento é realizado sobre as variáveis IPCA e IPA-DI, em que é averiguado se houve uma mudança estrutural tanto nos coeficientes estimados quanto no *p-valor* dessas estimativas. Tal resultado é utilizado para orientar a formação dos modelos da modelagem VAR, bem como nas avaliações impulso-resposta. Na hipótese de um número de defasagens superior a 1, as outras defasagens são consideradas para avaliação do efeito de longo prazo na análise impulso-resposta.

3.2. Os dados

Em consonância às contribuições de Luporini (2008), Pastore (2015) e Stockl et al. (2017), a modelagem econométrica está baseada em dois tipos de modelos; o primeiro possui variáveis disponibilizadas a partir de 1999, mas que não estavam disponíveis em 2002. Nesse caso, as variáveis foram escolhidas com base nos modelos teóricos discutidos, quais sejam, Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), Índice de Preços ao Produtor Amplo – Disponibilidade Interna (IPA-DI), Taxa Nominal de Câmbio Nominal, taxa de juros básica mensal Selic observada/*over* em termos anualizados e Produto Industrial Dessazonalizado (IBGE – antiga metodologia) utilizado para o cálculo do hiato do produto⁷. Essas variáveis foram obtidas diretamente no sítio do Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas (Ipea)⁸. Para avaliar a presença de choques de custos, o modelo também inclui o *Commodity Research Bureau* (CRB), disponibilizado pela Thomson Reuters⁹.

O segundo modelo econométrico foi estimado a partir de variáveis disponibilizadas a partir do ano de 2002, quais sejam, o hiato do produto, calculado a partir do PIB mensal divulgado pelo IBRE-FGV¹⁰ e a expectativa futura sobre o IPCA em 12 meses, calculada pelo Bacen e disposto no sítio do Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas (Ipea).

7 Segundo o IBGE (2019), a partir de abril de 2004 teve início a divulgação da nova série de índices mensais da produção industrial, elaborados com base na Pesquisa Industrial Mensal de Produção Física (PIM-PF) reformulada. Essa reformulação cumpriu os seguintes objetivos: atualizar a amostra de atividades, produtos e informantes; elaborar uma nova estrutura de ponderação dos índices com base em estatísticas industriais mais recentes; e adotar, na PIM-PF, as novas classificações, de atividades e produtos, usadas pelas demais pesquisas da indústria a partir de 1996. Informações disponíveis em <https://www2.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/industria/pimpfbr/default.shtm>.

8 Os dados estão disponíveis em <https://www.ipeadata.gov.br>.

9 Segundo Thomson Reuters (2017), o índice *Commodity Research Bureau* (CRB) atua como um indicador representativo dos atuais mercados globais de *commodities*. O índice mede a direção agregada de preços de vários setores por meio de uma cesta de 19 *commodities*, sendo 39% alocados em contratos de energia, 41% em agricultura, 7% em metais preciosos e 13% em metais industriais. O CRB foi projetado para isolar e revelar o movimento direcional de preços em *commodities* globais. Os dados e as informações para o CRB estão disponíveis em <https://www.thomsonreuters.com.br>.

10 Os dados para o PIB mensal estão disponíveis em <http://portalibre.fgv.br>.

Para as pressões de demanda, calculou-se a variável Hiato do Produto como relação ao Produto Industrial Dessazonalizado, e, num segundo momento, pelo PIB mensal. Em ambos os casos, o Produto Industrial potencial e o PIB potencial foram calculados a partir do filtro HP.

4. Resultados e discussão

4.1. Análise da estacionariedade das variáveis

Inicialmente, são apresentados os dados e realizada uma inspeção sobre o comportamento das séries utilizadas no presente trabalho. Para analisar o possível *pass-through* sobre a dinâmica inflacionária brasileira, os dados mensais foram analisados a partir do período de julho de 1999 a agosto de 2017, período de funcionamento do sistema de metas de inflação¹¹.

As variáveis utilizadas nas análises econométricas estão divididas em dois gráficos. Na Figura 1, são dispostas as variáveis que utilizadas a partir de 1999, enquanto a Figura 2 possui variáveis disponibilizadas a partir de 2002.

Essa distinção é importante, uma vez que os estudos iniciais sobre o tema, como os de Belaisch (2003), Minella et al (2003), Correia (2004), Carneiro et al (2004), possuíam um número limitado de variáveis que poderiam ser utilizadas na modelagem econométrica. Por sua vez, outras variáveis mudaram a metodologia de construção, como a série de Produção Industrial calculada pelo IBGE, interrompida em fevereiro de 2014.

O comportamento das séries apresentadas na Figura 1 sugere que as variáveis IPCA, IPA e Hiato do Produto Industrial (antiga metodologia) possuem características de séries estacionárias, enquanto as variáveis Câmbio, Selic e CRB apresentam características de séries não estacionárias. Por sua vez, na Figura 2, a variável Expectativa de Inflação exibe características de série não estacionária, enquanto o Hiato do PIB indica características de série estacionária.

As variáveis nas figuras 1 e 2 captam a instabilidade dos anos de 1999 a 2003, marcada pela fase da mudança do regime cambial. Durante esse período, o câmbio flutuou com elevada volatilidade, mesmo com as intervenções do Banco Central, com compras e vendas de divisas para amenizar movimentos abruptos de curto prazo. Além disso, esse período foi marcado por fortes depreciações cambiais e pressões inflacionárias, e somente a partir de 2004 o real entrou em uma trajetória de apreciação.

11 O início do funcionamento do regime de Metas de Inflação foi em janeiro de 1999. No entanto os meses iniciais foram marcados por crescentes aumentos na taxa Selic para frear uma maciça fuga de capitais. Em março de 1999, a taxa Selic foi de 43% a.a. A partir de julho de 1999, a Selic tornou-se relativamente estável, conforme sugere a Figura 1.

A partir de 2003, o que se intensificou em 2004, a economia global, impulsionada pelos países emergentes, apresentou um longo ciclo de crescimento econômico. O comércio mundial cresceu consideravelmente com o impulso dos preços das *commodities* e a liquidez internacional. Além disso, o mercado financeiro, influenciado pelas baixas taxas de juros internacionais, tornou-se mais propenso ao risco, valorizando os ativos dos países emergentes. Esse cenário refletiu positivamente no Brasil, que se beneficiou com o aumento dos preços das *commodities*, conforme pode ser observado pela variável CRB, o que resultou em superávits na balança comercial. No ano de 2008, também é possível observar volatilidades expressivas decorrentes da crise do *subprime* no tocante a mudanças na variável câmbio, queda da variável CRB e no cálculo do Hiato do Produto Industrial e do PIB.

Na Tabela 2, dadas as características das séries temporais presentes nas figuras 1 e 2, os testes ADF foram realizados com *drift*. Conforme esperado, o teste ADF sobre as séries IPCA, IPA e Hiato do Produto sugere que as séries sejam estacionárias, isto é, a estatística rejeita ao nível de 5% a ausência de raiz unitária na variável endógena defasada. As séries do Câmbio, da Selic, da Expectativa do IPCA e do CRB foram consideradas não estacionárias em nível e estacionárias após a primeira diferença, ao nível de 5%. Para manter a apropriada comparação entre as taxas de Inflação IPCA e IPA, optou-se por multiplicar a primeira diferença do log da taxa de câmbio e o log do CRB por 100. Assim, a interpretação de tais variáveis é em termos percentuais.

Figura 1 - Variáveis utilizadas nas estimativas econométricas que iniciam em 1999



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Nas variáveis consideradas estacionárias, foram realizados testes não paramétricos de Killick e Eckley (2014) para avaliar a presença de quebra estrutural para a média e a variância¹². Conforme pode ser observado na Figura 1, o teste não apresentou mudanças na média do IPCA ao longo da amostra, mas foi estimada uma mudança, a partir de junho de 2003, na variância da série. Por sua vez, a variável IPA exibiu alterações estatisticamente significativas tanto na média quanto na variância, em março de 2003 e em julho de 2003, respectivamente. Em outras palavras, tanto o IPCA quanto o IPA apresentaram redução na variabilidade a partir de 2003¹³.

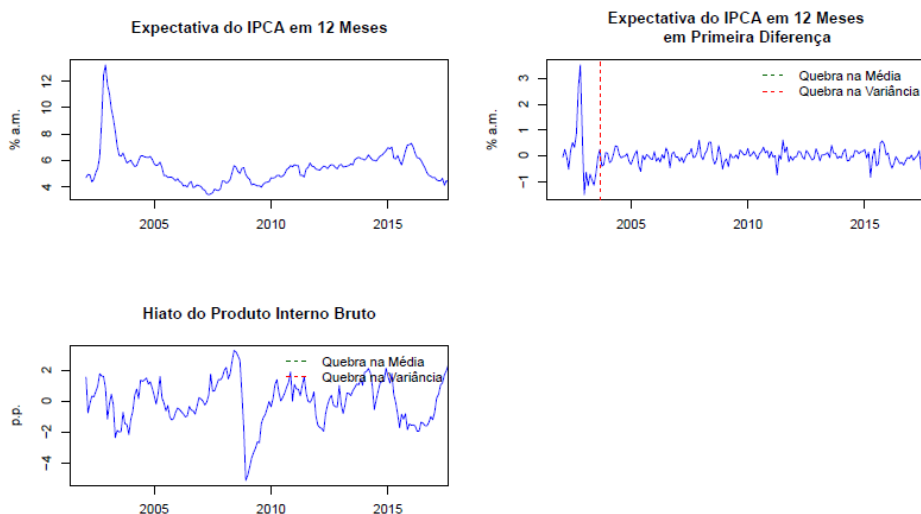
O log da taxa de câmbio em primeira diferença não exibiu quebras significativas na média e na variância, embora se observe uma acentuada desvalorização do real frente ao dólar em setembro e em outubro de 2008. No entanto tal flutuação não foi suficiente para mudar a trajetória da média ou da variância ao longo da série. A Selic, em primeira diferença, a partir de janeiro de 2004, também apresentou redução na variabilidade, resultado compatível com a redução da variabilidade do IPCA e do IPA. O Hiato do Produto Industrial e a variação percentual do CRB também possuem, respectivamente, mudanças na variabilidade (janeiro de 2008) e na média (maio de 2008).

Na Figura 2, a única quebra observada refere-se à série de Expectativa do IPCA; a partir de julho de 2003 há redução da variabilidade dessa série. Novamente, esse resultado é compatível com a redução da variabilidade do IPCA e do IPA. As séries Câmbio e Hiato do PIB apresentam volatilidades visualmente mais expressivas de setembro de 2008 a dezembro de 2008, mas que não alteraram suas médias ou variâncias.

12 Os detalhes da metodologia do teste de análise de quebras da média e variância podem ser obtidos em Chen e Gupta (2000). Como o teste é não paramétrico, não há níveis de significância a serem considerados.

13 Uma vez que a média e a variância de séries não estacionárias são sistematicamente alteradas ao longo do tempo, não faz sentido implementar esse teste em todas as variáveis utilizadas no presente trabalho.

Figura 2 - Variáveis utilizadas nas estimativas econométricas que iniciam em 2002



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

A partir desses resultados, as amostras a serem consideradas devem fazer duas referências: a primeira, a uma amostragem referente aos primeiros trabalhos que avaliaram o efeito do câmbio sobre a taxa de inflação. Tal abordagem tem como premissa a disponibilidade das variáveis para realizar essa análise, portanto avalia-se a relação entre IPCA, IPA, Câmbio, CRB, Selic e o Hiato do Produto Industrial. Como é patente uma quebra na média e na variância no IPCA e no IPA, a avaliação dinâmica dos coeficientes estimados pode indicar se, a partir de 2003, houve uma mudança significativa nos coeficientes estimativos e no seu respectivo *p-valor*.

Uma segunda abordagem refere-se às estimativas com um novo conjunto disponíveis de variáveis a partir de 2002, como a variável Hiato do PIB mensal e Expectativa para o IPCA em 12 meses. No entanto, em razão das quebras observadas no segundo semestre de 2003, em termos de taxas de inflação, de Expectativa do IPCA e de juros, optou-se por realizar as análises a partir de janeiro de 2004. Conforme pode ser observado na Tabela 2, as análises de estacionariedade realizadas para variáveis no período de 2004.01-2017.08 permanecem inalteradas em relação ao período 1999.07-2014.02.

As informações acerca da estacionariedade das séries reforçam a necessidade da estimativa do modelo de Autorregressão Vetorial (VAR), proposto por Sims (1990), sem análise de cointegração entre as variáveis, uma vez que IPCA, IPA e Hiato demonstram ser estacionárias em nível, enquanto Câmbio, Selic, Expectativa do IPCA

e CRB são estacionárias após a primeira diferença. As séries log do Câmbio e log do CRB, em primeira diferença, conforme já mencionado, foram multiplicadas por 100, e por isso tratadas doravante como variações percentuais. Foram adicionadas ao conjunto de variáveis exógenas como controle das regressões 11 variáveis *dummies* mensais para captar a sazonalidade da taxa de inflação. Os desvios padrão apresentados na Tabela 2 são utilizados como choques das análises impulso-resposta alusivas ao impulso generalizado nas estimativas VAR.

Tabela 2 - Estatísticas descritivas e Teste ADF para as variáveis utilizadas nos modelos econométricos

	Média	Desvio Padrão	Teste ADF	Defasagens	Período da Amostra
IPCA1	0.534	0.393	-5.69	1	1999.07-2014.02
IPCA2	0.476	0.27	-5.06	1	2004.01-2017.08
IPA1	0.782	1.167	-4.05	2	1999.07-2014.02
IPA2	0.471	0.861	-4.4	2	2004.01-2017.08
LCAMBIO1	0.77	0.207	-1.94	1	1999.07-2014.02
dLCAMBIO1	0.171	3.841	-6.86	1	1999.07-2014.02
LCAMBIO2	0.824	0.246	-1.22	1	2004.01-2017.08
dLCAMBIO2	0.045	3.658	-7.23	1	2004.01-2017.08
SELIC1	14.467	4.699	-2.3	1	1999.07-2014.02
dSELIC1	-0.066	0.552	-5.35	3	1999.07-2014.02
SELIC2	12.369	3.132	-2.62	4	2004.01-2017.08
dSELIC2	-0.047	0.343	-3.87	3	2004.01-2017.08
HIATO.PIA	0.018	3.587	-4.39	1	1999.07-2014.02
M					
EXP	5.241	0.897	-1.93	1	2004.01-2017.08
dEXP	-0.009	0.24	-8.2	1	2004.01-2017.08
LCRB1	5.554	0.274	-1.9	1	1999.07-2014.02
dLCRB1	0.437	5.07	-7.64	1	1999.07-2014.02
LCRB2	5.618	0.221	-1.57	2	2004.01-2017.08
dLCRB2	-0.17	5.116	-6.67	1	2004.01-2017.08
HIATO.PIB	0.04	1.461	-3.37	1	2004.01-2017.08

Nota: Nível de confiança tabelado para o Teste ADF a 5% em -2,88 e a 1% em -3,46.

Fonte: Elaboração própria com base em dados da pesquisa.

4.2. Resultados das estimativas

A Tabela 3 denota as estatísticas do conjunto de defasagens mais adequado para os modelos VAR propostos. Em virtude da defasagem de seis meses, o critério de Akaike (AIC) é minimizado na segunda defasagem, enquanto o critério de Schwarz (SC) é minimizado na primeira. O teste de Portmanteau, por sua vez, não rejeita a ausência de autocorrelação serial nos modelos estimados apenas a partir da segunda defasagem, por isso os modelos (1) e (2) serão estimados pelo VAR(2). Os modelos (3) e (4) são minimizados pelos critérios AIC e SC na primeira defasagem, além disso, o teste de Portmanteau não rejeita a ausência de autocorrelação na especificação VAR(1).

A Figura 3 apresenta as estimativas dinâmicas sobre a variável IPCA referente ao período de julho de 1999 a fevereiro de 2014 com os coeficientes estimados da primeira defasagem. De acordo com a proposta metodológica apresentada, os resultados são dispostos considerando uma estimativa inicial entre julho de 1999 a julho de 2003; a partir de então foram incluídos na amostra, mês a mês, novos dados e realizada uma nova estimativa dos coeficientes.

Tabela 3 - Análise do número de defasagens nos modelos VAR e Autocorrelação Serial (Teste de Portmanteau)

Defasagens	1	2	3	4	5	6
Modelo 1	1999.07-2008.12					
AIC (<i>n</i>)	3.106	2.451	2.551	2.634	2.827	3.046
SC (<i>n</i>)	5.788	6.028	7.021	7.998	9.086	10.198
Portmanteau	VAR(2)	χ^2	483.373	<i>p-valor</i>	0.738	
Modelo 2	1999.07-2014.02					
AIC (<i>n</i>)	2.503	1.77	1.837	1.985	2.079	2.258
SC (<i>n</i>)	4.495	4.426	5.157	5.969	6.728	7.57
Portmanteau	VAR(2)	χ^2	513.616	<i>p-valor</i>	0.374	
Modelo 3	2004.01-2011.12					
IC (<i>n</i>)	-6.143	-5.956	-5.662	-6.066	-6.453	-7.18
SC (<i>n</i>)	-2.449	-0.901	0.754	1.711	2.685	3.319

Continua

Continuação						
Portmanteau	VAR(1)	χ^2	772.058	<i>p-valor</i>	0.167	
Modelo 4	2004.01- 2017.07					
AIC (<i>n</i>)	-6.15	-6.044	-5.847	-5.759	-5.683	-5.519
SC (<i>n</i>)	-3.572	-2.516	-1.369	-0.332	0.694	1.808
Portmanteau	VAR(1)	764.256	χ^2	<i>p-valor</i>	0.221	

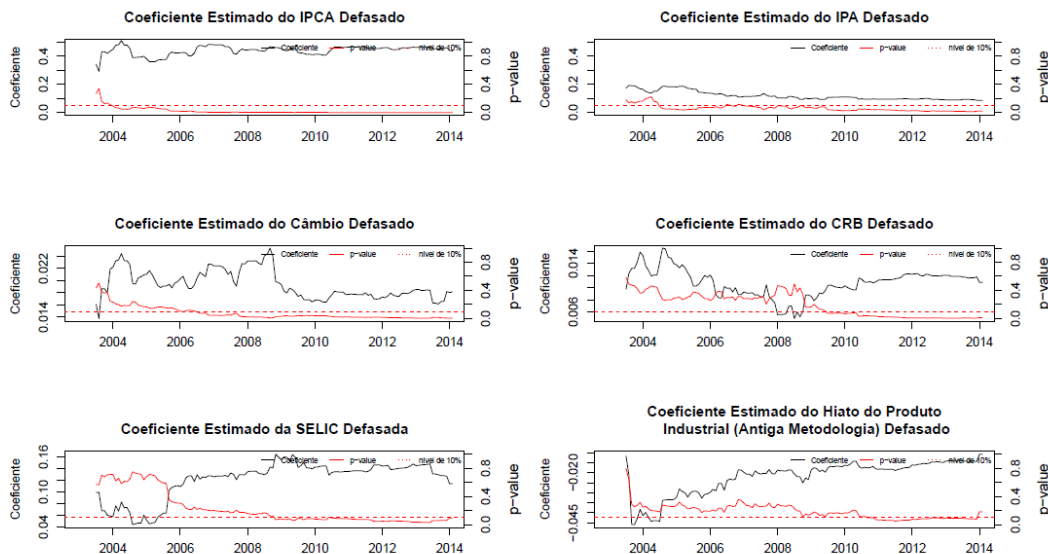
Fonte: Elaboração própria baseada nos dados da pesquisa.

Dessa forma, os resultados na Tabela 3 sugerem que, para o modelo com dados referentes ao período de 1999 a 2014, as estimativas devem ser realizadas com duas defasagens, enquanto no modelo com dados entre 2004 a 2017, devem ser realizadas com apenas uma.

Os coeficientes defasados do IPCA e do IPA sugerem que o efeito do repasse sobre o IPCA foi entre 0,4 a 0,5, e entre 0,08 a 0,2, respectivamente. Tais estimativas foram significativas em todos os coeficientes estimados ao longo da amostra 1999.07 - 2014.02. Por sua vez, a variável variação percentual do câmbio defasado, até o ano de 2009, apresenta sinal positivo sobre o IPCA, e *p-valor* significativo ao nível de 10% de probabilidade. Entre janeiro de 2004 a dezembro 2008, os coeficientes estimados situaram-se no intervalo entre 0,02 a 0,025. Por sua vez, entre janeiro de 2009 a fevereiro de 2014, os valores estimados estão no intervalo entre 0,015 a 0,02. Assim, os coeficientes estimados da variação do câmbio defasado indicam que no curto prazo o *pass-through* observado foi pequeno, em média, conforme destacado, o repasse máximo observado diante de um aumento de 10% da variação do câmbio foi estimado em 0,25%.

A variável variação percentual do CRB, por seu turno, apresenta características opostas à variação do câmbio. A variável CRB nesse modelo torna-se significativa após o ano de 2009; o efeito máximo observado foi um crescimento de 0,12% para cada aumento de 10% de variação percentual do CRB.

Figura 3 - Estimativa dinâmica dos coeficientes para variável IPCA – 1999 a 2014



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

A variável Selic teve efeito contrário ao esperado, isto é, o aumento dos juros esteve associado ao aumento do IPCA. Esse efeito foi significativo entre 2006 a 2014¹⁴. A variável Hiato do Produto Industrial também apresentou, na maior parte da amostra, sinal contrário ao esperado, isto é, o crescimento do Hiato do Produto esteve associado à redução do crescimento do IPCA a partir de 2011. Esse efeito foi significativo ao nível de 10%.

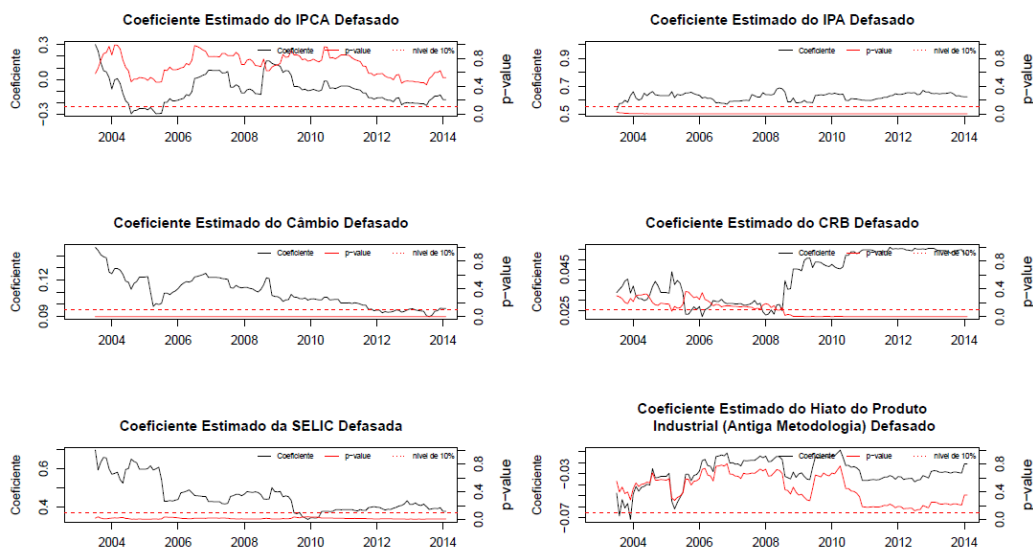
A Figura 4 apresenta os dados para a variável IPA. Conforme pode ser observado, o coeficiente de repasse do IPCA para o IPA não foi significativo nessa amostra. O IPA defasado possui sinal positivo e é significativo em toda amostra. Os dados sugerem que nas estimativas entre 1999 a 2014 o coeficiente de repasse tenha se situado entre 0,55 a 0,65.

A variável variação percentual do câmbio defasado apresentou comportamento semelhante ao observado para a variável IPCA, isto é, houve uma redução do efeito

14 Diferente das outras variáveis utilizadas nas estimativas, a Selic pode possuir um período acima de um mês para influenciar a taxa de inflação da economia. Além disso, ainda há de se considerar a hipótese do efeito Fisher, isto é, o crescimento da taxa de juros acompanha o crescimento da expectativa de crescimento da taxa de inflação no curto prazo. Mesmo assim, é importante que a variável Selic esteja presente nas estimativas para servir de variável controle. Para uma discussão sobre o tema, ver Luporini (2008).

do câmbio sobre a variável IPA a partir de 2009. No entanto observa-se que o efeito estimado sobre o IPA é mais forte do que sobre o IPCA. Mais especificamente, até dezembro de 2008, os coeficientes estimados ficaram entre 0,1 a 0,14. A partir de novembro de 2008, os coeficientes estimados permaneceram entre 0,08 a 0,1. Mais uma vez, em termos de curto prazo, não se observou um efeito completo do *pass-through* da taxa de câmbio para a taxa de inflação medida pelo IPA. O valor máximo de repasse observado nesse período foi de 1,46% para uma desvalorização de 10% da taxa de câmbio.

Figura 4 - Estimativa dinâmica dos coeficientes para a Variável IPA – 1999 a 2014



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

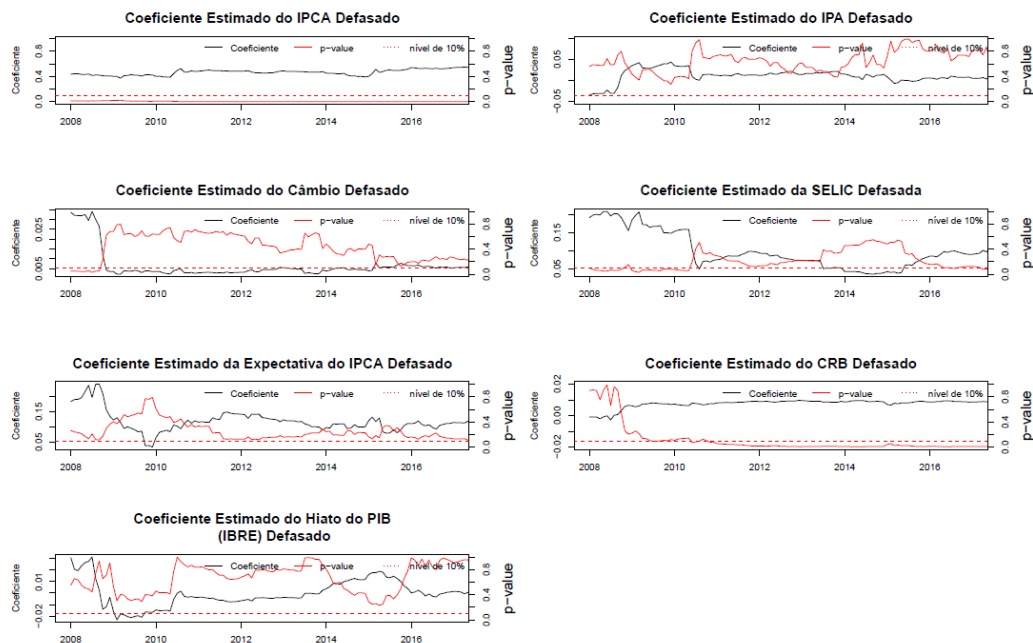
Após esses resultados iniciais, avaliou-se um novo modelo, inserindo as variáveis disponíveis a partir de 2002, quais sejam, o Hiato do PIB, em substituição ao Hiato do Produto Industrial, e a expectativa do IPCA em 12 meses. As estimativas foram realizadas no início do ano de 2004, devido às particularidades já discutidas sobre a estacionariedade das séries. Os resultados sobre o IPCA são apresentados na Figura 5. Conforme pode ser observado, os resultados têm alterações importantes comparativamente às figuras 3 e 4. Os coeficientes estimados da variação percentual do câmbio, a partir de 2009, deixaram de ser significativos, o que sugere, estatisticamente, que não exerceram pressão inflacionária de curto prazo sobre o IPCA nesse período. Por sua vez, a variável variação percentual do CRB tornou-se

significativa a partir de 2009. Estima-se, em média, que um aumento de 10% da variação do CRB aumente o IPCA em 0,1%.

O grau de repasse do IPA para o IPCA, diferente do observado na Figura 3, não foi significativo nesse modelo. A Selic, novamente, apresentou sinal positivo e significância estatística, ao nível de 10%, até o ano de 2010. A variável de Expectativa de Inflação apresentou sinal positivo, como esperado, e estatisticamente foi significativa em determinados pontos da amostra. Visualiza-se que a presença de novas variáveis no modelo não reduziu o coeficiente autorregressivo do IPCA; este permaneceu com o mesmo valor de 0,4 a 0,45 observado na Figura 3. A variável Hiato do Produto apresentou sinal contrário ao esperado, e a significância estatística não ocorreu em toda a amostra dos coeficientes estimados.

Na Figura 6, tomando o IPA como variável dependente, os coeficientes estimados do IPCA indicam resultados ambíguos. Entre 2009 a 2016, os coeficientes foram significativos, no entanto o IPCA apresentou sinal negativo sobre o IPA. Ao mesmo tempo, observa-se um crescimento do efeito da variável Expectativa do IPCA sobre o IPA, o que pode sugerir que a expectativa de variação da inflação tornou-se gradativamente mais importante para explicar mudanças do IPA ao longo da trajetória dos coeficientes estimados. As regressões apontam para uma redução do efeito do IPA defasado. Em 2009, a estimativa da variável dependente defasada era de aproximadamente 0,65, gradativamente o efeito defasado do IPA reduziu para o valor de aproximadamente 0,4. Esse resultado pode estar correlacionado com o aumento do efeito das expectativas sobre os preços da economia, que aumentou seu efeito de repasse sobre o IPA após 2009.

Figura 5 - Estimativa dinâmica dos coeficientes para a Variável IPCA – 2004 a 2017



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

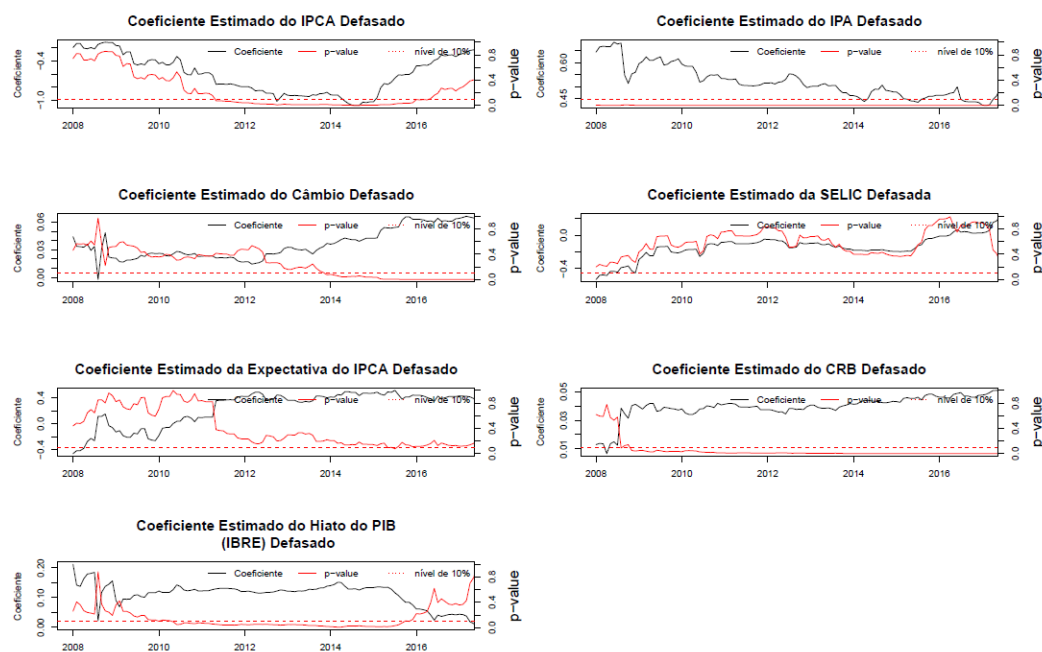
Nesse modelo (Figura 6), observa-se que o efeito da variação cambial sobre o IPA entre o período de 2008 a 2014 não foi significativo. No entanto, a partir de 2014, os coeficientes estimados da variável de câmbio sobre o IPA tornaram-se significativos e cresceram de um valor estimado de 0,04, em 2014, até 0,06, em 2017. Notoriamente, enquanto o efeito do CRB sobre o IPCA está estimado no intervalo entre 0,012 e 0,015, os coeficientes estimados da variável CRB sobre o IPA são calculados, a partir de 2009, entre 0,03, em 2009, até 0,05, em 2017. Isso sugere que o IPA é mais suscetível a variações dos preços de *commodities* do que o IPCA. Após 2009, em relação ao IPCA (Figura 5), verifica-se que o efeito da variação do CRB se sobrepôs ao efeito da variação do câmbio, enquanto no IPA (Figura 6) o aumento do efeito do CRB foi concomitante ao crescimento do efeito da variação cambial.

Finalmente, a variável Hiato do PIB apresentou sinal positivo e significativo entre 2011 e 2015. A queda do efeito do hiato esteve correlacionada com o crescimento do efeito *pass-through* após 2014. Conforme aponta a Figura 1, de 2014 até 2015, houve um crescente aumento da desvalorização cambial, enquanto o hiato do Produto do PIB (Figura 2) foi continuamente recessivo. Tais circunstâncias

podem sugerir que o efeito cambial e do hiato do PIB sobre o IPA podem depender da conjuntura econômica no momento em que as estimativas são realizadas.

Em suma, as avaliações das estimativas comparando os dois períodos analisados, respectivamente, 1999 a 2014 e 2004 a 2017, sugerem possíveis mudanças nas trajetórias dos coeficientes estimados das variáveis indicadas como fatores relevantes para explicar a inflação. Como constatado, observa-se que a influência do câmbio sobre o IPCA torna-se estatisticamente insignificante após, por exemplo 2009. Adicionalmente, cabe destacar que as estimativas mostram padrões observados no IPA que não são verificados na variável IPCA, mais especificamente, a variável IPA parece ser mais sensível às variações do câmbio, Hiato e CRB do que o IPCA.

Figura 6 - Estimativa dinâmica dos coeficientes para a Variável IPA – 2004 a 2017



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

É apropriado supor que as especificações do modelo VAR na avaliação do *pass-through* podem ter sofrido alterações estatísticas ao longo do período avaliado. Sendo assim, o presente trabalho propõe que os efeitos da taxa de câmbio sobre os preços devem levar em consideração ao menos quatro períodos.

Inicialmente, é estimado um modelo VAR entre o IPCA, o IPA, a variação percentual do Câmbio, a Taxa Selic em Primeira Diferença e o Hiato do Produto

Industrial. As variáveis do Modelo (1) têm início em julho de 1999 até dezembro de 2008. Esse período é utilizado por apontar o auge do efeito do câmbio sobre os preços. O Modelo (2) utiliza as mesmas variáveis do Modelo (1), mas realiza a estimativa até o final da amostra do Hiato do Produto Industrial, em fevereiro de 2014.

O VAR sobre os modelos (3) e (4) avalia o quão robusto são os resultados dos modelos (1) e (2), uma vez que incluem a variável de Expectativa do IPCA em 12 meses e o Hiato do PIB em substituição ao Hiato do Produto Industrial. No Modelo (3) a estimativa é realizada entre janeiro de 2004 e dezembro de 2011, período auge do efeito do Hiato do PIB sobre o IPA. Por sua vez, no Modelo (4), é estimado um VAR entre janeiro de 2004 e o fim da amostra, em agosto de 2017.

Em face dos resultados obtidos, é avaliado se as interações entre as estimativas dos modelos VAR, quanto à análise impulso-resposta, podem relativizar os resultados de curto prazo observados nas figuras de 3 a 6. Por exemplo, se um choque sobre o câmbio e seu efeito sobre as outras variáveis pode acarretar resultados alternativos aos observados nas estimativas dos coeficientes defasados. Além disso, é de interesse confirmar a hipótese de que o efeito do hiato do produto, como uma medida de pressões sobre a demanda, está inversamente relacionado com o efeito do *pass-through* cambial, conforme já discutido anteriormente.

Assim, estimaram-se os modelos (1), (2), (3) e (4), e, por meio das respostas acumuladas da função impulso-resposta, foram examinadas as relações de interesse entre IPCA, IPA, *pass-through* cambial, pressões demanda (hiato do produto) e choque sobre os custos de produção (variável CRB).

As figuras de 7 a 9 apresentam os resultados das análises impulso-resposta acumuladas referentes aos modelos propostos. Observa-se que as estimativas de impulso-resposta realizadas por meio da decomposição de Cholesky e generalizada não apresentam fortes diferenças, o que sugere que o ordenamento das variáveis não influencia as análises subjacentes. As estimativas dos coeficientes relativos ao IPCA (Figura 7) e ao IPA (Figura 8) apontam que o choque de um desvio padrão sobre o hiato do produto industrial, no tocante aos modelos (1) e (2), não possuem relação de significativa com o IPCA e o IPA.

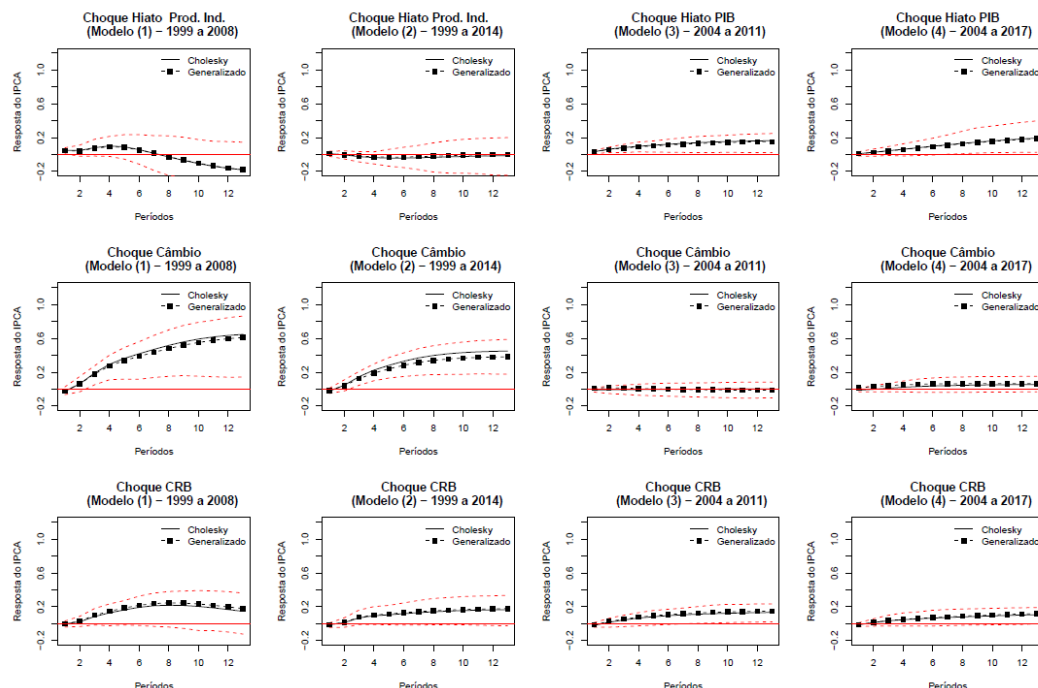
Em relação ao câmbio, no período 1999-2008 (Modelo 1), os resultados indicam que o choque de um desvio padrão da variação percentual do câmbio, em 3,8%, esteve associado ao crescimento do IPCA, acumulado em 12 meses, em 0,6%. Isso sugere, portanto, que uma desvalorização de 10% da taxa de câmbio acarretou efeito acumulado em 12 meses de 1,55% sobre o IPCA. No período de 1999 a 2014 (Modelo 2), este *pass-through* sobre o IPCA diminuiu, e uma desvalorização de 10% do câmbio esteve associada ao crescimento de 1,05% do IPCA. Assim, os resultados em relação à variável IPCA sugerem que o *pass-through* cambial foi incompleto.

Araújo e Modenesi (2010), por exemplo, estimaram que uma desvalorização de 10% implicou aumento de cerca de 0,7% no IPCA acumulado em 12 meses. Por sua vez, Belaisch (2003) e Minella et al. (2003) reportam, respectivamente, a 1,7% e 1,15%. Pastore (2015) observou que, no período 1999 a 2003, o resultado acumulado para o IPCA, diante de um choque de 10%, foi de 1,6%; já na amostra de 1999 a 2012, a relação reduziu para 0,9%. Logo as estimativas aqui obtidas estão em linha com resultados do *pass-through* já observados na literatura.

Não obstante, quando os modelos (3) e (4) são adotados, os resultados do efeito do câmbio sobre o IPCA não se mantêm. Na Figura 7, tanto o Modelo (3) quanto o Modelo (4), sugerem que a taxa de câmbio não influenciou o IPCA. Por sua vez, a variável Hiato do PIB torna-se significativa nesta abordagem. Um aumento de 1,46 do produto em relação à tendência estimada pelo filtro HP esteve associado ao crescimento do IPCA em 0,2%, nos modelos (3) e (4). Em relação à variável CRB, os resultados foram relativamente constantes nos modelos utilizados. Em média, um aumento de um desvio padrão do percentual do CRB, cerca de 5,1%, esteve associado ao crescimento do IPCA em 0,146%, 0,167%, 0,133% e 0,106%, respectivamente, aos modelos (1), (2), (3) e (4).

Na Figura 8, são apresentadas as análises de impulso-resposta sobre a variável IPA. Em termos do efeito do câmbio sobre o IPA, observa-se que o choque de um desvio padrão da variação da taxa de câmbio esteve associado ao crescimento do IPA em aproximadamente 1,16% no Modelo (1) e a 1,3% no Modelo (2). Nos modelos (3) e (4), esse valor foi de 0,5% e 0,65% para um choque no desvio padrão de 0,86%. Assim, o *pass-through* cambial acumulado em 12 meses sobre o IPA foi de 15,5%, 11,2%, 5,8% e 7,5% nos modelos (1), (2), (3) e (4), respectivamente. Portanto, em relação à variável IPA, o repasse estimado foi completo nos modelos em que as variáveis de Expectativa de Inflação e o Hiato do PIB não estavam presentes. No modelo (4), considerando o intervalo de confiança da análise impulso-resposta, pode-se inferir que a estimativa, ao nível de 90% de confiança sugere que o *pass-through* da taxa de câmbio é aproximadamente igual 1%.

Figura 7 - Estimativas impulso-resposta sobre o IPCA em diferentes períodos



Nota: Intervalo de Confiança de 90%, Bootstrap, 100 repetições.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

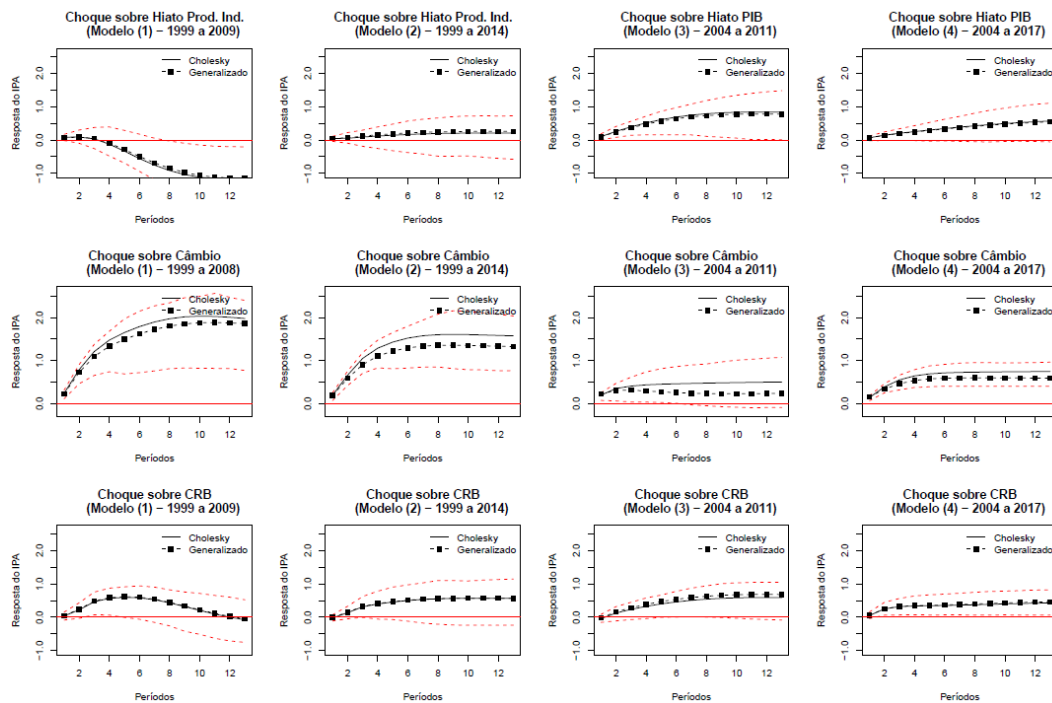
Em relação à variável Hiato do Produto Industrial nos modelos (1) e (2), como anteriormente, a análise impulso-resposta não obteve evidências de que esse hiato exerça pressões inflacionárias sobre o IPA. Por sua vez, os modelos (3) e (4) sugerem que os choques sobre o Hiato do PIB sejam inflacionários. No período de análise entre 2004 a 2011 (Modelo 3), o crescimento de um desvio padrão, em 1,46, esteve associado ao crescimento do IPA em 0,7%; e no período de 2004 a 2017 (Modelo 4), em 0,5%. Em relação à variável CRB, o efeito sobre o IPA, assim como no IPCA, foi relativamente estável, porém maior do que o observado sobre o IPCA. Em razão de um aumento de desvio padrão, o efeito cumulativo sobre o IPA foi de aproximadamente 0,5% nos modelos (2) e (3) e de 0,3% no modelo (4).

Os resultados obtidos na análise impulso-resposta reforçam os resultados anteriores de que a variável IPA está mais suscetível a choques da taxa de câmbio, hiato do produto e CRB. Além disso, corrobora-se a hipótese de que há uma relação inversa entre o efeito do câmbio e as variáveis hiato do produto e CRB. Se o efeito cambial é estatisticamente mais acentuado, menor tende a ser o efeito das variáveis que medem

pressões de demanda (Hiato do PIB) e custos produtivos (CRB). Conforme já destacado, a conjuntura macroeconômica parece influenciar tais resultados.

Como pode ser observado na Figura 1, no período entre 2011 e 2014, houve a combinação entre o real valorizado em relação ao dólar, hiato positivo do produto e o índice de *commodities* num patamar elevado. No caso do IPA, essa associação parece reduzir o efeito do câmbio sobre os preços, mas aumenta o efeito do hiato do produto e dos choques de custos. A partir de 2014, essa conjuntura foi invertida, com hiato negativo persistente, desvalorização cambial e baixo patamar no índice CRB. Notoriamente, o efeito cambial sobre os preços aumentou, enquanto efeito do Hiato do PIB e do CRB sobre o IPA foi reduzido.

Figura 8 - Estimativas impulso-resposta acumulada sobre o IPA em diferentes períodos



Nota: Intervalo de Confiança de 90%, Bootstrap, 100 repetições.

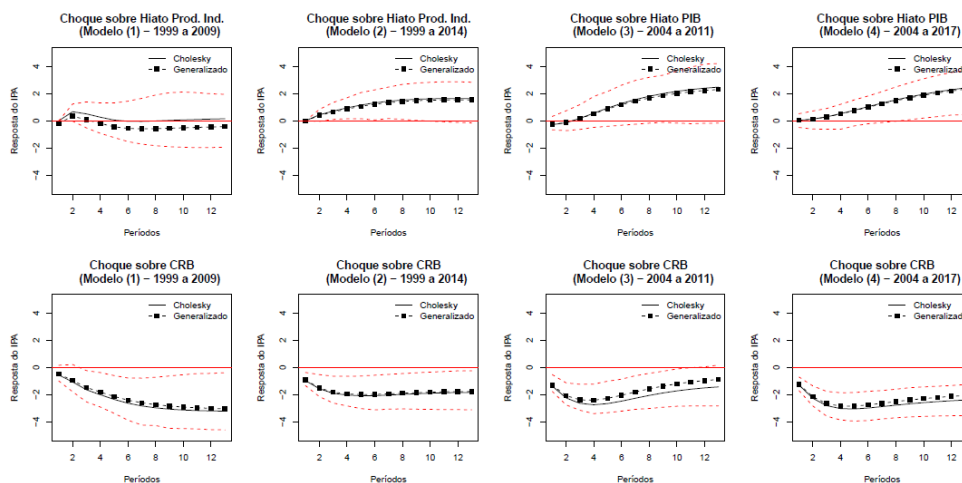
Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Finalmente, a Figura 9 avalia em que medida as variações cambiais possuem relação com pressões sobre a demanda pelo choque sobre o hiato do produto e por pressões sobre os custos de produção, avaliados pelo choque sobre a variação do

CRB. Em termos gerais, espera-se que o aumento positivo no hiato do produto esteja relacionado à desvalorização cambial, uma vez que o excesso relativo do produto interno possa estar correlacionado com o aumento das importações. Por outro lado, espera-se que um choque nos preços das *commodities* impulse a apreciação da taxa de câmbio acarretada pelo aumento nos preços médios em dólares no volume de exportações. Os modelos (2), (3) e (4) possuem resultados semelhantes. A função impulso-resposta acumulada sugere que o repasse para o câmbio, diante do aumento de um desvio padrão no hiato do produto, resultou na desvalorização cambial de aproximadamente 2%. Por sua vez, o choque de um desvio padrão sobre a variação do CRB valorizou a taxa de câmbio em cerca de 2%. Em termos relativos, o crescimento de 10% do hiato do produto aumenta a taxa de câmbio em 11,5%, enquanto um choque de 10% sobre o CRB valoriza o câmbio em aproximadamente 4%.

Para auxiliar esta análise, foi verificada a proporção da variabilidade da estimativa impulso-resposta nas variáveis hiato do produto e CRB sobre o valor final da reposta acumulada do câmbio. Observa-se que nos modelos (3) e (4) a variável CRB explica cerca de 20% da proporção da variação do câmbio 12 passos à frente, enquanto o hiato do produto explica apenas 0,04% dessa variação. Portanto esses resultados sugerem que na resposta estimada da trajetória cambial a variável CRB possui uma participação relativamente maior do que o hiato do produto.

Figura 9 - Estimativas impulso-resposta acumulada sobre o câmbio em diferentes períodos



Nota: Intervalo de Confiança de 90%, Bootstrap, 100 repetições.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

5. Conclusões

O presente trabalho realizou um estudo sobre o *pass-through* da taxa de câmbio sobre as taxas de inflação do IPCA e do IPA. Inicialmente, o modelo empírico foi baseado em variáveis num contexto relativamente restrito, considerando-se que o IPCA pode ser influenciado pelo IPA, taxa de câmbio, taxa Selic, hiato do produto industrial e índice de *Commodity Research Bureau* (CRB). Tal modelo foi estimado dinamicamente entre 1999 a 2014. Num segundo momento, especificamente a partir de 2002, outras variáveis foram disponibilizadas e incluídas no modelo, quais sejam, expectativa do IPCA em 12 meses e o hiato baseado no PIB mensal. As estimativas dinâmicas realizadas nos coeficientes sobre o IPCA e o IPA sugerem que, a partir de 2009, houve uma forte redução do *pass-through* sobre o IPCA e uma redução mais suave do *pass-through* em relação ao IPA. Ao mesmo tempo, pressões sobre o Hiato do PIB tornaram-se relevantes para explicar a flutuação nos preços após 2009. O efeito do CRB sobre os preços foi relativamente constante nos períodos analisados.

As principais conclusões deste estudo sugerem que a variável IPA foi mais sensível a choques, o efeito de repasse cambial acumulado em 12 meses sobre o IPCA foi incompleto em todos os períodos analisados, enquanto no IPA o *pass-through* cambial acumulado em 12 meses foi completo. Além disso, os coeficientes estimados, bem como as avaliações impulso-reposta, receberam influência do Estado da conjuntura econômica no momento em que a estimativa foi realizada. Numa composição de hiato recessivo, câmbio desvalorizado e redução do preço de *commodities*, o *pass-through* foi maior e o efeito do Hiato e do CRB foram menores ou estatisticamente não significativos. Por outro lado, no período em que a economia brasileira apresentou recorrente hiato positivo, câmbio valorizado e elevado preço de *commodities*, o efeito *pass-through* foi menor, ou não significativo, e a pressão inflacionária do hiato e do CRB maiores. Também foi avaliado o efeito do hiato do produto e do CRB sobre a função impulso-resposta da taxa de câmbio. A conclusão desta análise aponta que a variação cambial foi explicada num percentual maior pelo CRB do que pelo hiato do produto.

Referências

ARAÚJO, E.; MODENESI, A. M. A Importância do Setor Externo na Evolução do IPCA (1999-2010): uma análise com base em um modelo SVAR. *Anais do XXVIII Encontro Nacional de Economia*. Salvador. 2010.

BELAISCH, A. Exchange rate pass-through in Brazil. *IMF, Working Papers*, no 141, 2003. DOI: <https://doi.org/10.5089/9781451856200.001>

CALVO, G. A.; REINHART, C. M. Fear of floating. *National Bureau of Economic Research. Working Paper 7993*, Cambridge, 2000. DOI: <https://doi.org/10.3386/w7993>

CAMPA, J. M.; GOLDBERG, L. S. Exchange rate pass-through into importante prices: A macro or micro phenomenon? *National Bureau of Economic Research. Working Paper 8934*, Cambridge, 2002. DOI: <https://doi.org/10.3386/w8934>

CARNEIRO, D. D.; MONTEIRO, A. M. D.; WU, T. Y. H. "Mecanismos não-lineares de repasse cambial para o IPCA". *Textos para Discussão n° 462* - Departamento de Economia da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, 2004. DOI: <https://doi.org/10.11132/rea.2002.56>

CHEN, J. AND GUPTA, A. K. "*Parametric statistical change point analysis*", Boston: Birkhauser, 2000. DOI: <https://doi.org/10.1007/978-1-4757-3131-6>

CORREA, A. L. "A internacionalização da indústria brasileira e seus impactos sobre os coeficientes de pass-through no Brasil no período 1996-2001". *Anais do XXXII Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia*, 2004.

COUTO, S. V. V.; FRAGA, G. J. O pass-through da taxa de câmbio para os índices de preços: Análise Empírica para o Brasil. *Revista de Economia Contemporânea* (2014) 18(3), p. 333-356, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1590/141598481831>

CURADO, M.; DAMIANI, D.; ROCHA, M. Taxa de câmbio real e crescimento econômico: uma comparação entre economias emergentes e desenvolvidas. *Revista de Economia Política*, vol. 31, n° 4 (124), p. 528-550, 2011. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0101-31572011000400002>

FERNANDEZ, R. N; MENEZES, G. *Pass-through* da taxa de câmbio e índices de preços: uma análise para a economia brasileira (1999-2011). *Perspectiva Econômica*, 9(1):31-42, 2013. DOI: <https://doi.org/10.4013/pe.2013.91.03>

FERREIRA, D. M.; BRAGA, M.J. O pass-through cambial para as inflações regionais do Brasil no Regime de Metas. *Gestão & Regionalidade*, vol. 31, n° 92, 2015. DOI: <https://doi.org/10.13037/gr.vol31n92.2238>

KILLICK R.; ECKLEY I.A. "changeoint: An R Package for Changeoint Analysis." *Journal of Statistical Software*, 58(3), pp. 1-19, 2014. DOI: <https://doi.org/10.18637/jss.v058.i03>

KOOP, G.; PESARAN, M. H.; POTTER, S. M. Impulse response analysis in nonlinear multivariate models, *Journal of Econometrics*, 74, p. 119-147, 1996. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(95\)01753-4](https://doi.org/10.1016/0304-4076(95)01753-4)

LUPORINI, V. The monetary transmission mechanism in Brazil: evidence from a var analysis. *Estudos Econômicos*, n. 38, p. 7-30, 2008. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0101-41612008000100001>

LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. *Applied Time Series Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press, 2004. DOI: <https://doi.org/10.1017/CBO9780511606885>

MACIEL, L. F. P. Pass-through cambial: uma estimação para o caso brasileiro. *Dissertação* (Mestrado em Economia) - Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2006.

MINELLA, A.; FREITAS, P.S.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M.K., (2003). "Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility". *Working Paper Series* n° 77. Brasília: Banco Central do Brasil. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2003.09.008>

NOGUEIRA, V. D. A. Transmissão da variação cambial para as taxas de inflação no Brasil: estimação do pass-through cambial através dos modelos de vetores autorregressivos estruturais com correlação de erros. *Dissertação* (Mestrado em Finanças e Economia Empresarial) - Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, 2012.

NOGUEIRA JR, R.P. "Inflation targeting and exchange rate pass-through". *Economia Aplicada*, São Paulo, v. 11, n. 2, 189-208, 2007. DOI: <https://doi.org/10.1590/S1413-80502007000200002>

ONO, G. S. Análise do impacto dos preços das commodities sobre a inflação no Brasil. *Dissertação* (Doutorado em Economia). Escola de Economia de São Paulo. Fundação Getúlio Vargas. São Paulo, 2014.

PASTORE, A. *Inflação e crises: o papel da moeda*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2015.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models, *Economics Letters* 58 17-29, 1998. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(97\)00214-0](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(97)00214-0)

SIMS, C. A.; STOCK J. H.; WATSON, M.W. Inference in linear time series models with some unit roots. *Econometrica*, v. 58, n. 1, p. 113-144, jan. 1990. DOI: <https://doi.org/10.2307/2938337>

SOUZA, R. G.; ALVES, A.F. Relação entre câmbio e preços no Brasil: Aspectos Teóricos e Evidências Empíricas. *Anais do XXXVIII Encontro Nacional de Economia, ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia*, 2011.

STOCKL, M.; MOREIRA, R; GIUBERTI, A. C. O impacto das commodities sobre a dinâmica da inflação no Brasil e o papel amortecedor do câmbio: evidências para o CRB Index e Índice de Commodities Brasil. *Nova Economia*, v. 27, n. 1, 2017. DOI: <https://doi.org/10.1590/0103-6351/2945>

TEJADA, C. A. O.; SILVA, A.G. D. O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços dos principais produtos exportados pelo Brasil. *Revista Econômica Social Rural*, vol. 46, nº 01, p. 171-205, Rio de Janeiro, 2008. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032008000100008>

Recebido em 25.07.18
Aprovado em 25.03.19