

Estimação de um modelo desagregado de inflação de custo para o Brasil*

Julia de Medeiros Braga**

Professora Associada da Faculdade de
Economia da Universidade Federal
Fluminense

Ricardo Summa***

Professor Adjunto do Instituto de
Economia da Universidade Federal do
Rio de Janeiro

Resumo

No presente artigo, busca-se modelar a dinâmica da inflação brasileira desagregada sob a ótica da inflação de custos, levando em conta a existência de uma interdependência nas cadeias produtivas. Formas reduzidas das equações teóricas são estimadas através dos modelos ARMAX e GARCH. Os resultados encontrados mostram que: (a) é difícil associar as pressões de demanda com a inflação; (b) a taxa de câmbio e a inflação importada em dólares, em conjunto, afetam todos os itens desagregados da inflação — diretamente, no caso de produtos comercializáveis, e indiretamente, via custos, dos bens não comercializáveis, inclusive serviços; (c) o custo financeiro é significativo na explicação da inflação dos industrializados; (d) a relação de exogeneidade entre a inflação de alimentos e o indicador de demanda, segundo vendas no varejo, é contrária ao esperado, no sentido de que um aumento (queda) na inflação de alimentos é que explica uma queda (aumento) nas vendas do varejo; e (e) a inércia da inflação de serviços parece ser maior que as demais. Este último resultado é interpretado pelo fato de o setor serviços ser basicamente não comercializável, com crescimento da produtividade mais baixo e com os salários mais vinculados ao mínimo, que sofreu reajuste acima da inflação, em razão da política econômica adotada no período recente.

* Artigo recebido em dez. 2014 e aceito para publicação em maio 2016.



Este trabalho está licenciado sob uma Licença Creative Commons
Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional.

Open Access (Acesso Aberto)

Revisor de Língua Portuguesa: Breno Camargo Serafini

** E-mail: juliambraga@gmail.com

*** E-mail: rifsumma@yahoo.com

Palavras-chave

Inflação de custo; modelo desagregado; economia brasileira

Abstract

In this paper, we model the Brazilian disaggregated inflation dynamics from the standpoint of cost-push inflation, taking into account the existence of interdependence in the production chains. We estimate this disaggregated inflation model in its reduced form, using ARMAX and GARCH models. We found the following results: (a) it is difficult to associate demand shocks with inflation; (b) the exchange rate and imported inflation in US dollars together affect all items of disaggregated inflation — directly in the case of tradable goods and indirectly, through costs, in the case of non-tradable goods, including services; (c) the financial cost is significant in the explanation of the industrial goods inflation; (d) the exogenous relation between foods inflation and the demand indicator, according to retail sales, is contrary to the expected one, in the sense that higher (lower) inflation in food and beverages explains a fall (an increase) in retail sales; and (e) inflation inertia in services appears to be larger than in the other sectors. This last result can be interpreted by the fact that the service sector is basically non-tradable, showing low productivity growth and wages that are more closely related to the minimum wage, which had a strong institutional-political component and was adjusted above overall inflation in recent years.

Keywords

Cost-push inflation; disaggregated model; Brazilian economy

Classificação JEL: B51, E31, E58

1 Introdução

A dinâmica da inflação brasileira no período recente, sobretudo a partir de 2010, foi objeto de intenso debate. Isso se deve ao fato de a inflação ao consumidor, segundo o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), ter trajetória crescente desde 2012, superando, em 2015, pela pri-

meira vez desde 2003¹, o teto da meta imposto pelo Banco Central do Brasil (Bacen).

O debate acerca dessa trajetória crescente da inflação pode ser caracterizado pelas visões teóricas que estão por trás dos argumentos utilizados. De um lado, a visão que preconiza que toda inflação persistente está associada a excessos de demanda. Em contraponto, a ótica da inflação de custos, que entende que a inflação persistente é determinada por custos de produção, pressionados por fatores diversos: de natureza institucional, de política econômica, da dinâmica das relações de trabalho e da forma de inserção internacional de determinado país.

Neste artigo, adota-se a segunda opção teórica, ressaltando a importância de uma análise da estrutura produtiva para entender a dinâmica inflacionária. Parte-se do pressuposto de que a economia se articula em cadeias produtivas, em que os insumos vão sendo passados ao longo da cadeia e impactando o preço de produtos. Assim, é de se supor que exista uma interdependência entre as diferentes componentes da inflação, quando desagregada segundo categorias, tais como: serviços, alimentos *in natura*, produtos industrializados e preços monitorados pelo Governo. Combustíveis e tarifa de energia elétrica, por exemplo, são bens cujos reajustes de preços impactam, diretamente, a inflação dos produtos monitorados pelo Governo e têm também impactos indiretos sobre os custos dos produtos industriais, dos alimentos e dos serviços.

O objetivo deste artigo é modelar a dinâmica da inflação brasileira desagregada, sob a ótica da inflação de custos, levando em conta o fato de que existe uma interdependência nas cadeias produtivas que se reflete na dinâmica da inflação ao consumidor. São estimados modelos de inflação desagregada em sua forma reduzida, para se identificar possíveis explicações para a diferença do patamar de cada um dos indicadores desagregados de inflação.

Além desta **Introdução**, o artigo articula-se em mais seis seções. Na 2, são construídos modelos desagregados de inflação para o Brasil, sob a ótica da inflação de custos. Avaliam-se, na terceira seção, as diversas estimativas feitas na literatura empírica para a inflação brasileira, tanto as que trabalham com a inflação agregada, como as que utilizam dados desagregados. Na seção 4, são apresentados os dados utilizados e a metodologia de estimação. Os resultados de testes de hipóteses para as séries de tempo utilizadas são apresentados na seção 5. Em seguida, são apresentadas as estimativas dos modelos desagregados de inflação, cujos resultados são discutidos na seção 6. Considerações finais serão feitas na seção 7.

¹ Em 2004, a inflação anual (7,6%) não superou o teto da meta, em razão da modificação deste último para 8%.

2 Inflação de custo e um modelo desagregado de inflação para o Brasil

A inflação de demanda, no sentido da *true inflation* de Keynes, acontece apenas quando o nível de demanda agregada é maior que o nível de produto potencial da economia. Nesse caso, um aumento de preços tem o efeito de diminuir a própria demanda agregada, para ajustá-la ao produto compatível com o potencial. Essa inflação de demanda agregada não é, portanto, persistente, caracterizando-se apenas por uma única variação do nível geral de preços. Para que o aumento do nível de preços se transforme em novas rodadas de aumento de preço, é necessário que haja aumento dos custos de produção.

Este artigo segue a abordagem da inflação de custos e do conflito distributivo (SERRANO, 2010a; STIRATI, 2001). Nessa visão, os custos de produção, como os salários nominais, por exemplo, podem aumentar, devido ao aquecimento no mercado trabalho. Porém isso pode ocorrer mesmo quando a economia esteja operando abaixo do nível de pleno emprego, devido a mudanças no poder de barganha dos trabalhadores e a outros fatores institucionais (KALECKI, 1971; LERNER, 1951; PALUMBO, 2008). Dentre os fatores institucionais, pode ser citado, por exemplo, a política de determinação do salário mínimo.

Em um contexto de economia aberta, outra importante fonte de pressão de custo vem dos insumos e dos produtos comercializados com o resto do mundo, que devem ser multiplicados pela taxa de câmbio, para medir seu impacto sobre o nível de preços domésticos (SERRANO, 2010).

Essa tradição de estimar modelos desagregados de inflação de custo foi bastante difundida na década de 80 (SYLOS-LABINI, 1984, 1984a), inclusive no Brasil (MODIANO, 1983, 1985), porém foi abandonada e substituída por equações agregadas e na forma reduzida, sendo estimada por técnicas econométricas que tratam de problemas tais como heteroscedasticidade e endogeneidade, sobretudo análises de impacto e resposta, a partir da modelagem multivariada por modelos autorregressivos vetoriais com as outras variáveis-chaves do modelo macroeconômico de curto prazo (alguma medida de excesso de demanda e taxa de juros).

Neste artigo, retoma-se a tradição dos modelos de inflação de custo, partindo de uma desagregação do índice geral de preços, cujas variações são contabilmente explicadas por variações no custo variável e no *mark-up*. A partir dessas igualdades, algumas suposições são feitas sobre os principais fatores de variação do custo de produção, nos diferentes setores, e sobre variáveis explicativas para a mudança no *mark-up*.

Seguindo essa tradição, neste estudo, parte-se da desagregação do índice de preços ao consumidor (P) em preços monitorados (P_m) e livres, com estes últimos ainda divididos em preços dos produtos industriais (P_I), dos alimentos (P_A) e dos serviços (P_S), em que a , b , c e d correspondem aos pesos dos índices desagregados no índice geral:

$$P_t = P_{I,t}^a P_{A,t}^b P_{S,t}^c P_{M,t}^d \quad (1)$$

Aplicando o logaritmo \ln em ambos os lados, tem-se uma equação para a relação entre inflação ao consumidor e seus componentes, segundo a desagregação discutida:

$$\pi_t = a\pi_t^I + b\pi_t^A + c\pi_t^S + d\pi_t^M \quad (2)$$

com $a + b + c + d = 1$.

A inflação dos monitorados segue um esquema de indexação à inflação ao consumidor agregada passada. Além disso, há uma sensibilidade à inflação importada em reais (R\$), que é medida pela taxa de variação da inflação importada em dólares norte-americanos (US\$) e da variação da taxa de câmbio nominal ($\pi^* + \hat{e}$), uma vez que parte dos contratos está vinculada, total ou parcialmente, a um índice geral de preços, e uma parte considerável desse índice é composta por um índice de preços no atacado, sensível à inflação importada em reais.² Além disso, incluiu-se um componente autônomo relacionado à política do Governo (α_{0t}):

$$\pi_t^M = \alpha_{0t} + \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 (\pi^* + \hat{e})_{t-1} \quad (3)$$

Com relação aos produtos industriais, supõe-se que parte deles é comercializável e que parte não é. A parcela não comercializável dos produtos industriais³ (θ_I) depende da variação do custo variável ($\widehat{C}_{v,t}^I$) e do *mark-*

² Essas suposições têm base nas regras de formação de preços dos monitorados e em trabalhos empíricos que verificaram o peso da inflação importada sobre os preços monitorados (BASTOS; JORGE; BRAGA, 2015; BRAGA, 2013; MARTINEZ; CERQUEIRA, 2013).

³ Produtos comercializáveis são os que podem ser exportados ou importados em nível mundial. A parcela não comercializável dos produtos industriais corresponderia ao percentual dos bens industriais que não são comercializáveis. Entretanto, apesar de a maioria dos produtos industriais ser, a princípio, comercializável, diversas questões relacionadas à imperfeição desses mercados (como barreiras tarifárias e não tarifárias, produtos diferenciados, etc.) podem levar esses produtos, mesmo de natureza comercializável, a não serem perfeitamente substituíveis por produtos estrangeiros, e, assim, seus preços não seguiriam os preços internacionais. Silva (2016) faz uma análise dos produtos do Sistema de Contas Nacionais do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e classifica-os entre aqueles que seguem e os que não seguem o preço internacional. De fato, em seu estudo, ele demonstra que diversos produtos industriais não seguem perfeitamente esse preço.

up^4 da indústria ($\hat{\mu}_t^I$). A parte comercializável, por sua vez, segue a inflação importada em reais, pois o reajuste dos preços dos produtos comercializáveis não pode se descolar, por meio da concorrência internacional, da variação dos preços dos produtos importados e exportáveis medidos na moeda doméstica:

$$\pi_t^I = \theta_I (\hat{\mu}_t^I + \widehat{C}_{v_t}^I) + (1 - \theta_I)(\pi^* + \hat{e})_{t-1} \quad (4)$$

Supõe-se, inicialmente, que o *mark-up* possa ser sensível ao hiato do produto ($Y - Y^*$), no sentido de que as indústrias que produzem bens não comercializáveis consigam aumentar suas margens, quando a economia está aquecida, ou seja, quando o produto agregado Y está acima do produto potencial, Y^{*5} :

$$\hat{\mu}_t^I = (\vartheta^I_0)(Y - Y^*) \quad (5)$$

Os custos variáveis da indústria dependem da relação entre a variação dos salários nominais pagos pela indústria e a variação da produtividade industrial ($\widehat{W}_t^I - \hat{p}_t^I$), da variação do custo dos insumos importados medidos em moeda doméstica, da variação dos preços monitorados utilizados no processo de produção e dos custos de financiamento⁶, Δi :

$$\widehat{C}_{v_t}^I = \beta_1(\widehat{W}_t^I - \hat{p}_t^I) + \beta_2(\pi^* + \hat{e})_{t-1} + \beta_3\pi_{t-1}^M + \beta_4\Delta i, \text{ com} \\ \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 = 1 \quad (6)$$

Os salários nominais industriais são reajustados de acordo com a inflação ao consumidor agregada passada, com o hiato da taxa de desemprego ($D_t - D_t^*$) e com variações do salário mínimo, $\widehat{W}_{min_{t-1}}$, além de um componente tendencial autônomo que reflete a capacidade de barganha dos trabalhadores em conseguir aumentos acima da inflação:

$$\widehat{W}_t^I = \omega^I_{0t} + \omega^I_{1t}\pi_{t-1} - \omega^I_{2t}(D_t - D_t^*) + \omega^I_{3t}\widehat{W}_{min_{t-1}} \quad (7)$$

⁴ Definida como a margem aplicada sobre o custo de produção para formar os preços que são determinados domesticamente.

⁵ Não se está, ao inserir a existência de um hiato do produto, supondo que o produto potencial é exógeno e/ou independente da evolução da demanda. A visão teórica da inflação adotada neste artigo é compatível com o modelo do supermultiplicador sraffiano (SERRANO, 1996), com o investimento induzido, em que o nível de demanda efetiva de longo prazo determina o nível da capacidade de longo prazo. Ver Barbosa Filho (2005), Braga (2006), Summa (2012) e Palumbo (2015), para uma explicação de como os filtros estatísticos são calculados a partir de dados de demanda e como são compatíveis com uma teoria do crescimento da capacidade liderado pela demanda.

⁶ Ver Pivetti (1991) e Lima e Setterfield (2010).

É ainda suposto que a produtividade industrial é procíclica⁷, ou seja, a produtividade aumenta quando a economia está aquecida:

$$\hat{\rho}_t^I = \varphi^I(Y - Y^*) \quad (8)$$

Com relação à inflação dos alimentos, supõe-se, novamente, que uma parcela é comercializável e que outra não é comercializável. A parte não comercializável depende da variação do *mark-up* e da variação dos custos variáveis do setor produtor de alimentos (agricultura e indústria), enquanto a comercializável segue a inflação importada em reais:

$$\pi_t^A = \theta_A (\hat{\mu}_t^A + \widehat{C}_{vt}^A) + (1 - \theta_A)(\pi^* + \hat{\epsilon})_{t-1} \quad (9)$$

Supõe-se que o *mark-up* dos alimentos é sensível ao hiato do produto ($Y - Y^*$), no sentido de que o setor produtor de alimentos não comercializáveis consiga aumentar/diminuir suas margens, quando a economia está aquecida/desaquecida, ou seja, quando o produto agregado Y está acima do produto potencial, Y^* :

$$\hat{\mu}_t^A = (\vartheta^A_0)(Y - Y^*) \quad (10)$$

Os custos variáveis da atividade produtora de alimentos variam segundo a variação dos salários nominais, descontados a produtividade da atividade produtora de alimentos, os custos dos insumos importados medidos em moeda doméstica, a inflação dos preços monitorados utilizados no processo de produção de alimentos, a variação do custo dos fretes $\widehat{F}\widehat{r}$, além do efeito de quebras de safras agrícolas ε_A .

$$\widehat{C}_{vt}^A = \gamma_1(\widehat{W}_t^A - \hat{\rho}_t^A) + \gamma_2(\pi^* + \hat{\epsilon})_{t-1} + \gamma_3\pi_{t-1}^M + \gamma_4\widehat{F}\widehat{r}_{t-1} + \gamma_5\varepsilon_{At} \quad (11)$$

com $\gamma_1 + \gamma_2 + \gamma_3 + \gamma_4 + \gamma_5 = 1$.

A variação dos salários nominais da atividade produtora de alimentos depende de como os salários são reajustados de acordo com a inflação agregada passada, com o hiato da taxa de desemprego ($D_t - D_t^*$) e com variações do salário mínimo, $\widehat{W}_{min,t-1}$, além de um componente tendencial autônomo que reflete a capacidade de barganha dos trabalhadores em conseguir aumentos acima da inflação:

$$\widehat{W}_t^A = \omega^A_0 + \omega^A_1\pi_{t-1} - \omega^A_2(D_t - D_t^*) + \omega^A_3\widehat{W}_{min,t-1} \quad (12)$$

A produtividade da atividade produtora de alimentos é suposta exógena, uma vez que esta é relacionada à utilização de insumos e

⁷ Ver, por exemplo, Barbosa Filho (2005), Bastos e Braga (2010), Braga (2013), (A EVOLUÇÃO..., 2012), (MERCADO..., 2012) e Serrano e Summa (2012, 2012a).

máquinas modernas (diretamente associada ao crédito), às políticas de tecnologia voltadas à agricultura e também às condições climáticas⁸.

Finalmente, para o setor serviços, é suposto que se classifica inteiramente como comercializável, assim, a produtividade dependerá da variação do *mark-up* e dos custos variáveis do setor:

$$\pi_t^S = \hat{\mu}_t^S + \widehat{C}_{vt}^S. \quad (13)$$

É suposto, inicialmente, que o *mark-up* possa ser sensível ao hiato do produto ($Y - Y^*$), no sentido de que as empresas do setor serviços consigam aumentar suas margens, quando a economia está aquecida ou seja, quando o produto agregado Y está acima do produto potencial, Y^* :

$$\hat{\mu}_t^S = (\vartheta^S_0)(Y - Y^*). \quad (14)$$

Os custos variáveis do setor serviços dependem da relação entre a variação dos salários nominais pagos pelo setor e a variação da sua produtividade ($\widehat{W}_t^I - \hat{\rho}_t^I$), da variação do custo dos insumos importados medidos em moeda doméstica e da variação dos preços monitorados que entram como custo no setor:

$$\widehat{C}_{vt}^S = \delta_1(\widehat{W}_t^S - \hat{\rho}_t^S) + \delta_2(\pi^* + \hat{e}) + \delta_3\pi_{t-1}^M. \quad (15)$$

A variação dos salários nominais do setor serviços depende de como os salários são reajustados de acordo com a inflação agregada passada, com o hiato da taxa de desemprego ($D_t - D_t^*$) e com variações do salário mínimo, $\widehat{W}_{min_{t-1}}$, além de um componente tendencial autônomo que reflete a capacidade de barganha dos trabalhadores em conseguir aumentos acima da inflação:

$$\widehat{W}_t^S = \omega^S_0 + \omega^S_1\pi_{t-1} - \omega^S_2(D_t - D_t^*) + \omega^S_3\widehat{W}_{min_{t-1}}. \quad (16)$$

Supõe-se que a produtividade, nesse setor, seja exógena.⁹

Pode-se incorporar uma regra de reajuste do salário mínimo, em que este é indexado à inflação passada e adicionado por uma variável de escolha política σ_{0t} , cujo objetivo é proporcionar ganhos reais para o salário mínimo (MARTINEZ; BRAGA, 2012):

$$\widehat{W}_{min_t} = \sigma_{0t} + \sigma_1\pi_{t-1} \quad (17)$$

⁸ Essa saída de considerar a produtividade agrícola como exógena decorre da percepção de que os fatores que afetam a produtividade agrícola são demasiados complexos para se tratar no modelo aqui proposto, que tem como objetivo mais específico analisar os efeitos de curto prazo mais sistemáticos entre inflação e seus componentes de custo. Voltar-se-á a essa questão, ao tratar da estimação da inflação de alimentos à luz dos dados brasileiros.

⁹ Ver Baumol (2012), para uma discussão sobre a produtividade do setor serviços.

Por fim, para deixar todas as pressões de demanda em termos do hiato do produto, utiliza-se uma equação para a Lei de Okun, relacionando o hiato de desemprego ao do produto¹⁰:

$$(D_t - D_t^*) = \epsilon(Y - Y^*) \quad (18)$$

Substituindo as variáveis explicativas nas equações desagregadas de inflação, chega-se nas formas reduzidas das equações de inflação dos monitorados, dos produtos industriais, dos alimentos e serviços que dependem da inércia, da inflação importada em reais e das pressões de demanda:

$$\pi_t^M = a_{0t} + \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 (\pi^* + \hat{\epsilon})_{t-1} \quad (19)$$

$$\pi_t^I = C_I + A_{I1} \pi_{t-1} + A_{I2} \pi_{t-2} + B_{I1} (\pi^* + \hat{\epsilon})_{t-1} + B_{I2} (\pi^* + \hat{\epsilon})_{t-2} + F_I (Y - Y^*)_t \quad (20)$$

$$\pi_t^A = C_A + A_{A1} \pi_{t-1} + A_{A2} \pi_{t-2} + B_{A1} (\pi^* + \hat{\epsilon})_{t-1} + B_{A2} (\pi^* + \hat{\epsilon})_{t-2} + F_A (Y - Y^*)_t \quad (21)$$

$$\pi_t^S = C_S + A_{S1} \pi_{t-1} + A_{S2} \pi_{t-2} + B_{S1} (\pi^* + \hat{\epsilon})_{t-1} + B_{S2} (\pi^* + \hat{\epsilon})_{t-2} + F_S (Y - Y^*)_t \quad (22)$$

Substituindo (19) a (22) em (2), chega-se à equação agregada da inflação:

$$\pi_t = C_0 + A_1 \pi_{t-1} + A_2 \pi_{t-2} + B_1 (\pi^* + \hat{\epsilon})_{t-1} + B_2 (\pi^* + \hat{\epsilon})_{t-2} + F (Y - Y^*)_t \quad (23)$$

3 Estimativas da inflação desagregada para o Brasil

Na literatura brasileira empírica sobre inflação, é mais comum encontrar estimativas para a forma reduzida da equação agregada (como retratada na equação 23) do que para formas estruturais. Summa (2011) faz uma resenha dos resultados encontrados para as estimativas da forma reduzida agregada. Os principais resultados para a economia brasileira apontam: (a) a existência de uma inércia parcial (seguindo a notação utilizada neste artigo: $A_1 + A_2 < 1$)¹¹; (b) a ausência de uma relação significativa e sistemática entre pressões de demanda e inflação ($F = 0$)¹²; (c) uma relação, clara e

¹⁰ Assim como é proposto em Resende e Lopes (1981).

¹¹ Em muitos casos, as equações são estimadas com inércia e expectativas (ver Summa (2011), para maiores detalhes das estimativas de curva de Phillips agregada no Brasil).

¹² Além dos artigos cobertos pela resenha, outros artigos encontram relação não significativa do hiato do produto com inflação, por exemplo, Sachsida, Ribeiro e Santos (2009) e Braga (2012). Summa e Macrini (2014) encontram uma relação não linear entre hiato do produto e inflação, sugerindo que hiatos maiores às vezes estão associados com inflação maior ou menor. Segundo a equação 23 deste artigo, é possível extrair uma explicação para resultados das estimações do hiato do produto eventuais e casuísticos, que, em geral, não apresentam uma relação clara e sistemática entre inflação e pressões de demanda (SUMMA;

sistemática, da inflação dos produtos transacionados com o exterior (já aplicada a taxa nominal de câmbio) com a inflação do Brasil (ver também Bastos e Braga (2010)); e (d) os efeitos positivos da variação da taxa nominal de juros sobre a inflação (ver também Summa e Macrini (2014)).

Alguns trabalhos estimam a forma reduzida da inflação em termos desagregados, instigados pelo fato de que diferentes categorias ou setores apresentaram dinâmicas inflacionárias distintas. De fato, desde 2007 até 2014, enquanto a inflação dos preços administrados e industriais se manteve quase sempre abaixo do centro da meta, a inflação de alimentos e serviços exerceu pressões altistas sobre a inflação agregada.

A primeira forma de desagregar a inflação brasileira consiste em dividir os preços em livres e monitorados. As estimativas dos preços monitorados¹³ sempre encontram alguma relevância da taxa de câmbio e da inflação importada em dólares. O Banco Central do Brasil capta esse efeito, ao mostrar que o Índice Geral de Preços (IGP) da Fundação Getúlio Vargas (FGV) é significativo na determinação da inflação dos monitorados (PREÇOS..., 2006). Braga (2013) estima os monitorados com um modelo autorregressivo para heteroscedasticidade condicionada generalizado (GARCH-M) e encontra a importância da taxa de câmbio e do índice de preços das *commodities* para explicar a variação dos preços dessa categoria, além do próprio Índice Geral de Preços de Mercado (IGP-M). Um estudo do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) estima a inflação dos monitorados e encontra a relevância da taxa de câmbio, a inflação das *commodities* (em dólares) e a inércia, além de *dummies* que mostram uma diminuição da participação do preço das *commodities* sobre a inflação dos monitorados após 2006 e outra específica para fevereiro de 2013, mês que houve diminuição exógena das tarifas de energia elétrica (A DINÂMICA..., 2013).

Outra desagregação bastante explorada é entre os preços livres comercializáveis e os não comercializáveis com o resto do mundo, fornecida pela plataforma de séries temporais do Banco Central do Brasil.¹⁴ Um estudo com tais categorias mostra que

[...] a inflação de bens não comercializáveis possui inércia elevada e é afetada por variações do salário mínimo, mas não é impactada significativamente pela inflação externa; e (2) a inflação de bens comercializáveis apresenta baixa inércia, e é

SERRANO, 2015). Isto porque existem múltiplos efeitos e em direção oposta da demanda sobre a inflação, via custos salariais, produtividade e variação do *mark-up*.

¹³ Ver Martinez (2012), para uma descrição dos itens dos preços monitorados e detalhes institucionais de seus reajustes.

¹⁴ Martinez e Cerqueira (2013) estimam a inflação desagregada em nove grupos do IPCA, dividindo ainda esses grupos em comercializáveis, não comercializáveis e monitorados.

muito influenciada pelas expectativas de inflação e pela inflação externa. Além disso, as inflações de ambos os setores são significativamente afetadas pelo hiato do produto (canal da demanda) (PROJEÇÃO..., 2012 p. 100).

Outra desagregação, fornecida pelo Banco Central do Brasil, é entre os preços livres de bens duráveis, semiduráveis, não duráveis e serviços. Braga (2013) estima modelos para tais categorias e conclui que os bens duráveis dependem, basicamente, de inércia, variação do câmbio e variação do índice de *commodities*. Para os bens não duráveis, a autora encontra nos salários, na variação do câmbio e na variação do índice de *commodities* os determinantes principais. A taxa de desemprego é não significativa nas regressões dessas duas categorias. Ainda segundo Braga (2013), a inflação de serviços depende da inércia e dos salários. A autora também analisa o impacto estatístico das variações do salário mínimo sobre as séries acumuladas da inflação de serviços e conclui que a explicação para essa inflação ser mais alta que das outras categorias na década de 2000 se deve ao fato de os salários do setor serviços serem mais vinculados ao salário mínimo e à taxa de desemprego, enquanto a produtividade pode não reagir muito ao crescimento do setor.

A terceira desagregação dos preços livres consiste em dividi-los em industrializados, alimentos e bebidas e serviços. É importante notar que o Bacen incorpora o item alimentação fora de casa dentro do grupo serviços. Estimções recentes do Bacen (PREVISÃO..., 2010, p. 118-119) encontram os seguintes resultados:

A inflação de serviços é altamente inercial e não é afetada significativamente pela inflação importada. Além disso, é afetada por variações do salário mínimo. A inflação de alimentos e bebidas é fortemente impactada pelas expectativas de inflação para o próximo trimestre e pelo hiato do produto. Finalmente, a inflação de produtos industriais é muito influenciada pelas expectativas de inflação para os próximos quatro trimestres. Além disso, tanto a inflação de alimentos e bebidas quanto a de produtos industriais são significativamente afetadas pela inflação importada.

Bastos, Jorge e Braga (2015) trabalham com o Índice de Preço no Atacado (IPA) da FGV, desagregado por ramos da atividade industrial. Os autores mostram que os preços industriais de vários setores dependem da inflação importada em reais, porém não encontram evidências de pressões por parte da demanda, medida pelo grau de utilização da capacidade.

Conclui-se que, de acordo com essa literatura empírica, existe uma série de questões controversas a respeito da significância estatística de algumas variáveis sobre a inflação. Dessa forma, procurar-se-á contribuir, no sentido de testar se tais hipóteses se verificam com os dados brasileiros

em um nível maior de desagregação. Além disso, conforme discutido nesta seção, a terceira forma de desagregação da inflação, proposta pelo Bacen (PREVISÃO..., 2010), ainda foi pouco explorada empiricamente, e o próprio texto de divulgação do Bacen traz poucos detalhes sobre dados utilizados e métodos de estimação. Nesse sentido, buscar-se-á estimar as equações desagregadas da inflação brasileira de monitorados, alimentos, bens industriais e serviços, segundo as especificações do nosso modelo desagregado. Seguindo a visão adotada neste artigo, é natural que os bens duráveis sigam os preços externos e a taxa de câmbio, uma vez que são, em sua maioria, comercializáveis. No caso dos bens não duráveis, os resultados parecem refletir os efeitos indiretos, via variação dos custos internos, sobre os preços finais, além dos efeitos diretos dos preços externos e da taxa de câmbio sobre os alimentos.

4 Dados e metodologia

Os dados utilizados para a estimação das equações desagregadas na forma reduzida têm frequência mensal, com amostra de ago./99 a dez./12. Utiliza-se a desagregação da inflação do IPCA entre preços monitorados e preços livres, estes últimos desagregados em industrializados, alimentos e bebidas e serviços, incluindo o item alimentação fora de casa dentro do grupo serviços¹⁵.

Para medir o impacto da inflação importada em reais, utiliza-se a variação da taxa de câmbio nominal multiplicada pela inflação externa em dólares. Para esta última, utiliza-se uma série de indicadores, como a variação dos preços das importações e das exportações, em dólares, da Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (Funcex), e dos preços das *commodities* medidos pelo Fundo Monetário Internacional (FMI)¹⁶.

Para medir o impacto de choques de demanda, utiliza-se o hiato do produto industrial, medido pela diferença da produção industrial em relação à sua tendência medida pelo Filtro de Hodrick Prescott (filtro HP) (HODRICK; PRESCOTT, 1997), sendo a produção industrial medida segundo a Pesquisa Industrial Mensal de Produção Física (PIM-PF) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O hiato do desemprego é medido pela diferença entre a taxa de desemprego em relação à sua tendência

¹⁵ Os autores agradecem os dados disponibilizados pelo pesquisador Thiago Martinez, do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

¹⁶ Inflação de todas as *commodities*, inflação das matérias-primas industriais, inflação das matérias-primas agrícolas, inflação dos metais, inflação dos combustíveis e inflação do petróleo, todas em dólares.

calculada pelo filtro HP, utilizando a taxa de desemprego da Pesquisa de Emprego e Desemprego (PED) do Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos (DIEESE). Alternativamente às medidas de hiato, são utilizadas as próprias taxas de desemprego, segundo a Pesquisa Mensal do Emprego (PME) do IBGE, além das taxas da Pesquisa de Emprego e Desemprego (taxa de desemprego, desemprego aberto, oculto e precário)¹⁷. Para medir o aquecimento das vendas de alimentos, utiliza-se como *proxy* a variação das vendas reais no varejo, em hipermercados e supermercados, medida pela Pesquisa Mensal de Comércio (PMC) do IBGE. Utiliza-se ainda dados sobre variação do custo de fretes agrícolas do Índice Nacional da Variação de Custos do Transporte Rodoviário de Cargas Fracionadas (INCTF)¹⁸, medido pelo Departamento de Economia da NTC&Logística (Decope). Por fim, para medir o impacto dos custos financeiros sobre a inflação, utiliza-se a variação mensal da taxa Selic como uma aproximação.

A metodologia econométrica utilizada parte da realização de testes de raiz unitária e da realização de testes de exogeneidade, para correta especificação dos modelos e das variáveis exógenas. Em seguida, são estimados os modelos desagregados de inflação, cuja metodologia é a dos modelos ARMAX em todas as categorias, com exceção dos monitorados, devido aos efeitos ARCH encontrados na série.

5 Resultados dos testes de raiz unitária e exogeneidade

Inicia-se a análise das séries pelos testes de raiz unitária. Os testes, resumidos na Tabela 1, indicam que se pode rejeitar a hipótese de raiz unitária para todas as variáveis que serão consideradas endógenas, com exceção da série de inflação de serviços, caso em que a hipótese não é rejeitada pelo teste Augmented Dickey-Fuller (ADF), ainda que o seja pelo teste Phillips-Perron (PP). Isso parece indicar uma alta persistência da inflação de serviços. Para as variáveis exógenas, os testes apontam ausência da raiz unitária, com exceção dos diferentes indicadores de nível da taxa de desemprego, para os quais ambos os testes indicam não rejeição da hipótese de raiz unitária.

Tabela 1

¹⁷ A série da PME-IBGE inicia em 2002.

¹⁸ Calculado como uma média entre o custo do frete para as distâncias de 50km, 400km, 800km, 2.400km e 6.000km.

Testes de raiz unitária

DISCRIMINAÇÃO	VALOR-P	
	Augmented Dickey-Fuller	Phillips-Perron
Industrializados	0,00	0,00
Alimentos	0,00	0,00
Serviços	0,25	0,00
Monitorados	0,00	0,00
Hiato do produto industrial	0,01	0,00
Hiato do desemprego	0,02	0,01
Commodities (R\$)	0,00	0,00
Commodities agrícolas (R\$)	0,00	0,00
Commodities industriais (R\$)	0,00	0,00
Inflação importada	0,00	0,00
Selic	0,01	0,00
Frete	0,00	0,00
Varejo	0,00	0,00
Taxa de desemprego oculto	0,96	0,94
Taxa de desemprego IBGE	0,88	0,85
Taxa de desemprego aberto	0,79	0,50
Taxa de desemprego oculto precário	0,96	0,90

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE.
 DIEESE.
 Funcex.
 FMI.
 Decope.

NOTA: Rejeitar H_0 se $MSB < VC$.

Seguindo as especificações teóricas, as variáveis de custo foram incluídas no modelo com defasagens temporais, seguindo uma análise da correlação cruzada e do teste de significância de parâmetros, enquanto os indicadores de choque de demanda foram incluídos em tempo corrente. Das variáveis de custo, somente a variação da taxa Selic foi incluída em tempo corrente. A razão para esse tratamento, apesar do desvirtuamento em relação ao modelo teórico, é que esse indicador é também um objeto de política monetária. Dessa forma, evita-se a colinearidade com as variáveis defasadas da inflação importada, que sofre a influência da taxa de câmbio. A justificativa para a inclusão em tempo corrente, do ponto de vista da exogeneidade, é o fato de a meta de inflação ser determinada em termos agregados e não para uma componente desagregada da inflação em particular.

Para as variáveis de demanda, fez-se necessário o exame prévio da endogeneidade de cada componente desagregada da inflação, com testes de exogeneidade de Granger (tipo Wald) a partir de uma especificação de Vetor Autorregressivo (VAR). Os resultados mostram a exogeneidade do hiato do produto industrial em relação à inflação dos bens industrializados. O hiato do desemprego mostrou-se exógeno em relação à inflação de alimentos (Quadro 1). Já no caso das vendas no varejo, os resultados apon-

tam que é a inflação de alimentos que pode ser considerada variável exógena (logo, explicativa) das vendas no varejo, e não o contrário.

No caso dos serviços, o hiato de desemprego não pode ser considerado exógeno à inflação. Uma interpretação possível desse resultado é que os preços nos serviços estejam refletindo o papel dos ganhos salariais, no sentido de estimular a economia e a queda do desemprego. Devido aos resultados inconclusos dos testes de raiz unitária na série de serviços, duas formulações de modelo foram estimadas, uma supondo que a série não tem raiz unitária e outra supondo que sim, portanto transformada em primeira diferença. Para atender a essa segunda opção, optou-se por testar também a relação de exogeneidade entre o hiato do desemprego e a primeira diferença da inflação de serviços. Os resultados apontam que, nesse caso, o hiato do desemprego pode ser considerado uma variável exógena.

Quadro 1

Teste de bloco exogeneidade de Wald

Endógena	Industrializados	Valor-p
Excluída:	Hiato do produto	0,0289
Endógena	Hiato do produto	Valor-p
Excluída:	Industrializados	0,6202
A inflação importada foi inserida como exógena na especificação do VAR (3), de acordo com o critério de SC.		
Endógena	Alimentos	Valor-p
Excluída:	Hiato do desemprego	0,6036
Endógena	Hiato do desemprego	Valor-p
Excluída:	Alimentos	0,7904
Endógena	Alimentos	Valor-p
Excluída:	Varejo	0,2875
Endógena	Varejo	Valor-p
Excluída:	Alimentos	0,0100
<i>Commodities</i> agrícolas inseridas como exógenas na especificação do VAR (2), de acordo com o critério de SC.		
Endógena	Serviços	Valor-p
Excluída:	Hiato do desemprego	0,0024
Endógena	Hiato do desemprego	Valor-p
Excluída:	Serviços	0,0957
<i>Commodities</i> agrícolas inseridas como exógenas na especificação do VAR (3), de acordo com o critério de SC.		
Endógena	Diff serviços	Valor-p
Excluída:	Hiato do desemprego	0,003
Endógena	Hiato do desemprego	Valor-p
Excluída:	Diff serviços	0,288

Devido à possibilidade de raiz unitária na inflação de serviços, foi testada, adicionalmente, a existência de cointegração com o nível da taxa de desemprego, variável para os quais os testes também apontam a existência de raiz unitária. O teste de Johansen aponta a existência de um vetor de cointegração entre a inflação de serviços e a taxa de desemprego, segundo o indicador do IBGE (Quadro 2).¹⁹ Nesse caso, foi examinada ainda a relação de exogeneidade entre estas variáveis a partir de um modelo Vetor de Correção de Erros (VEC) com vetor de cointegração. O resultado aponta a ausência de exogeneidade de ambas as variáveis, logo a taxa de desemprego não pode ser considerada exógena na equação da inflação de serviços.

Quadro 2

Testes de cointegração

Teste Traço (1)	
Número de vetores cointegrantes	Valor-p
Nenhum	0,0001
Pelo menos um	0,3964
Teste de Máximo Autovalor (1)	
Número de vetores cointegrantes	Valor-p
Nenhum	0,0000
Pelo menos um	0,3964

(1) MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values.

6 Resultados dos modelos estimados

Começa-se pela estimação da inflação dos monitorados. Seguindo Braga (2013), a equação dos monitorados é estimada por um modelo GARCH, levando em conta o papel da inércia inflacionária e da inflação importada, medida em reais, medido pela taxa de variação da multiplicação da taxa nominal de câmbio pelo índice de preço, em dólares, de todas as *commodities* do FMI. Os resultados mostram que esses fatores apresentam coeficientes estatisticamente significativos (Tabela 2). O GARCH é do tipo GARCH-M, para incorporar a mudança da variância como variável explicativa na equação da esperança condicionada. Essa variável é interpretada como representativa das alterações na formação de preço das tarifas de energia e telefonia, quando da renegociação dos contratos de concessão. Essas mudanças imprimiram uma redução na variância da inflação dos

¹⁹ Relações de cointegração também foram encontradas com os demais indicadores de taxa de desemprego. Os resultados dos testes foram omitidos, por motivos de espaço.

preços dos monitorados, assim como do patamar da inflação mensal, a partir de 2005. Dessa forma, @SQRT(GARCH) é uma variável que modela essa redução da variância na equação da variância condicionada e, ao mesmo tempo, do patamar da esperança condicionada, mostrando-se, fortemente significativa, em ambas as equações, o que mostra a importância das alterações ocorridas.²⁰

Tabela 2

Inflação mensal dos preços monitorados, segundo o modelo GARCH,
no Brasil — ago./99-dez./12

DISCRIMINAÇÃO	COEFICIENTE	VALOR-P
Equação da esperança condicionada		
@SQRT(GARCH)	0,71	0,00
C	0,03	0,79
Commodities(-1)	1,23	0,00
Commodities(-2)	0,86	0,05
AR(1)	0,22	0,00
AR(12)	0,11	0,02
Equação da variância condicionada		
C	0,01	0,19
Componente ARCH(-1)	0,07	0,05
Componente GARCH(-1)	0,89	0,00
Parâmetro do GED	0,88	0,00
R ²	0,25	-
R ² ajustado	0,20	-

NOTA: 1. Os parâmetros da modelagem ARCH são os seguintes: o método utilizado é ML-ARCH (Marquardt), a distribuição dos erros é a generalizada (GED) e o *Presample variance parameter backcast* é igual a 0.7.

2. Elaboração do autor.

As equações da inflação de alimentos foram estimadas utilizando um modelo do tipo *Autoregressive Moving Average* (ARMAX) com exógenas e matriz de variância-covariância corrigida pelo estimador de White, devido a indícios de heteroscedasticidade (Quadro 3). Nessa equação, foi levado em conta o papel da inércia inflacionária representada pela componente autor-regressiva (AR). De acordo com as equações teóricas, essa inércia pode ser decorrente do reajuste dos salários nominais e dos preços monitorados,

²⁰ Outra forma de modelar essa mudança foi através da inclusão de uma variável *dummy* na especificação para a inflação acumulada em 12 meses no *box* "A dinâmica dos preços administrados", na Carta de Conjuntura de março de 2013 do IPEA (A DINÂMICA..., 2013). Martinez e Cerqueira (2013) também analisam a importância das mudanças regulatórias sobre os preços monitorados e encontram um componente de alteração estrutural em uma especificação do tipo ARMA.

dentre outras variáveis que entram nos custos dos alimentos. As outras variáveis exógenas são a inflação importada, em reais (medida aqui pela taxa de variação da multiplicação da taxa nominal de câmbio com o índice de preço, em dólares, das *commodities* agrícolas do Fundo Monetário Internacional (FMI)), as pressões de demanda (hiato de desemprego ou variação das vendas no varejo) e choques de oferta (variável *dummy* de safra boa e de safra ruim²¹).²²

As variáveis de inércia inflacionária e inflação importada, medida em reais, mostram-se estatisticamente significativas. As variáveis de pressão de demanda não são estatisticamente significativas²³, exceto no caso em que o indicador utilizado é a variável de vendas no varejo (ver modelo em seguida). O custo financeiro (medido pela variação da taxa de juros do Sistema Especial de Liquidação e de Custódia) e o custo do frete não são estatisticamente significativos. Por fim, a variável *dummy* que leva em conta a ocorrência de uma safra ruim dos alimentos não comercializáveis se mostrou estatisticamente significativa.

²¹ Essa variável *dummy* foi construída analisando a inflação de alimentos não comercializáveis do IPCA: cereais, leguminosas e oleaginosas; tubérculos, raízes e legumes; e hortaliças e verduras. Quando, pelo menos, um dos três itens sobe (cai) 20% em um trimestre, considera-se o valor 1 para os três meses da série safra ruim (boa); e zero, no caso contrário.

²² Não se incluiu variável de produtividade agrícola na equação, por dificuldade com compatibilidade de dados, pois os dados para produtividade agrícola mais comumente utilizados são anuais, enquanto os dados aqui utilizados são mensais (ver Mendes (2015) e Bragagnolo e Barros (2013)). Ademais, como a produtividade agrícola é afetada por fatores climáticos, etc., uma parte dos efeitos de curto prazo podem ser captados nas variáveis *dummies* de safra boa e safra ruim introduzidas no modelo, discutidas na nota de rodapé 23. Por fim, como a maior parte dos itens alimentos são comercializáveis (MARTINEZ, 2015), a omissão dessa variável poderia não ter resultados tão significativos para explicar a dinâmica de curto prazo da inflação do grupo alimentos. Entretanto, essa relação entre inflação de alimentos e produtividade é um assunto que pode ser tratado com maior cuidado e com uma análise mais desagregada dos itens de alimentos em trabalhos futuros.

²³ Outras tentativas com a própria taxa de desemprego (do DIEESE e do IBGE) no lugar do hiato do desemprego também resultaram em coeficientes estatisticamente não significativos. Os modelos para cada uma dessas variáveis não foram expostos, por uma questão de espaço.

Quadro 3

ARMAX da inflação dos alimentos no Brasil — ago./99-dez./12

VARIÁVEL	COEFICIENTE	VALOR-P		
C	0,50	0,00	R ²	0,57
COMMODITIESAGRICOLAS(-1)	2,62	0,17	R ² ajustado	0,53
COMMODITIESAGRICOLAS(-2)	4,14	0,06	Valor-P (do teste F)	0,00
COMMODITIESAGRICOLAS(-3)	2,06	0,21	Teste de autocorrelação LM (Breusch-Godfrey)	
COMMODITIESAGRICOLAS(-4)	2,07	0,16	Probabilidade F (1,136)	0,79
COMMODITIESAGRICOLAS(-5)	3,12	0,09	Probabilidade Chi-Square(1)	0,78
COMMODITIESAGRICOLAS(-6)	2,71	0,11	Probabilidade F (6,131)	0,23
COMMODITIESAGRICOLAS(-7)	2,77	0,05	Probabilidade Chi-Square (6)	0,18
HIATODESEMPREGO	-0,05	0,69	Probabilidade F (12,125)	0,30
SELIC	0,25	0,51	Probabilidade Chi-Square (12)	0,21
FRETE(-1)	-0,05	0,09		
SAFRARUIM	0,70	0,00		
SAFRABOA	-0,25	0,23		
AR(1)	0,70	0,00		
AR(2)	-0,30	0,00		

NOTA: Utiliza-se o método dos mínimos quadrados com heteroscedasticidade corrigida através do método de White.

O Quadro 4 expõe o mesmo modelo com o indicador pressão de demanda representado pelas vendas no varejo. Essa demanda por alimentos tem o coeficiente com sinal contrário ao esperado. Esse coeficiente negativo e significativo, juntamente ao resultado do teste de exogeneidade de Wald, apresentado na seção 5, leva a interpretar que essa relação embute, na realidade, uma determinação da demanda por alimentos pela inflação, no sentido de que, quando a inflação aumenta (diminui), há uma queda (aumento) dos rendimentos reais, gerando uma queda (aumento) nas vendas do varejo.

Quadro 4

ARMAX da inflação dos alimentos com o indicador pressão de demanda representado pelas vendas no varejo no Brasil— ago./99-dez./12

VARIÁVEL	COEFICIENTE	VALOR-P		
C	0,54	0,00		
COMMODITIESAGRICOLAS(-1)	2,27	0,20	R ²	0,58
COMMODITIESAGRICOLAS(-2)	4,14	0,04	R ² ajustado	0,54
COMMODITIESAGRICOLAS(-3)	1,98	0,19	Valor-P (do teste F)	0,00
COMMODITIESAGRICOLAS(-4)	2,44	0,10	Teste de autocorrelação LM (Breusch-Godfrey)	
COMMODITIESAGRICOLAS(-5)	2,97	0,08	Probabilidade F (1,136)	0,75
COMMODITIESAGRICOLAS(-6)	2,43	0,12	Probabilidade Chi-Square (1)	0,74
COMMODITIESAGRICOLAS(-7)	3,06	0,04	Probabilidade F (6,131)	0,37
VAREJO	-6,88	0,07	Probabilidade Chi-Square (6)	0,30
SELIC	0,24	0,51	Probabilidade F (12,125)	0,33
FRETE(-1)	-0,06	0,06	Probabilidade Chi-Square (12)	0,23
SAFRARUIM	0,68	0,00		
SAFRABOIA	-0,27	0,19		
AR(1)	0,71	0,00		
AR(2)	-0,31	0,00		

NOTA: Utiliza-se o método dos mínimos quadrados com heteroscedasticidade corrigida através do método de White.

Estima-se, em seguida, a equação de inflação dos bens industrializados pelo modelo ARMAX. Nessa equação, a matriz de variância-covariância também foi corrigida pelo estimador de White, devido a indícios de heteroscedasticidade. Nessa equação, foi levado em conta o papel da inércia inflacionária representada pela componente autorregressiva (AR). De acordo com as equações teóricas, essa inércia pode ser decorrente do reajuste dos salários nominais e dos preços monitorados, dentre outras variáveis que entram nos custos dos bens industriais. Para a inflação importada, medida em reais, foi utilizada a taxa de variação da inflação dos preços externos (multiplicação da taxa nominal de câmbio pelo índice de preço, em dólares, das *commodities* industriais do FMI). Essas duas variáveis são, em termos de estatística, fortemente significativas para explicar a inflação de alimentos (Quadro 5).

A variável de pressão de demanda escolhida é o hiato da produção industrial, pelo fato de ser restrita ao setor industrial. Essa variável não é esta-

tisticamente significativa.²⁴ A *proxy* do custo financeiro (a variação da taxa Selic) é estatisticamente significativa, conforme pode ser visto no Quadro 5. Dessa forma, a inflação industrial é a única dentre as desagregações da inflação afetada, positivamente, pela variação da taxa Selic. Uma hipótese para explicar esse fenômeno é a maior importância do capital de giro na indústria e no comércio de bens duráveis e em relação aos outros setores aqui discutidos, assim como do crédito do lojista para financiamento de bens duráveis, cujos juros, em determinadas ocasiões, estão até mesmo já embutidos no preço anunciado do produto.

A variável *dummy* de mudança no imposto sobre produtos industrializados (IPI)²⁵ não apresentou significância estatística, provavelmente por não ser um efeito permanente, mas do tipo *once-for-all*.

Quadro 5

ARMAX da inflação dos bens industrializados no Brasil — ago./99-dez./12

VARIÁVEL	COEFICIENTE	VALOR-P		
C	0,33	0,11	R ²	0,58
HIATOPRODUTO	0,01	0,38	R ² ajustado	0,55
COMMODITIESINDUSTRIAIS(-1)	0,77	0,10	Valor-P (do teste F)	0,00
COMMODITIESINDUSTRIAIS(-2)	0,12	0,81	Teste de autocorrelação LM (Breusch-Godfrey)	
COMMODITIESINDUSTRIAIS(-3)	0,46	0,38	Probabilidade F (1,129)	0,38
COMMODITIESINDUSTRIAIS(-4)	0,54	0,25	Probabilidade Chi-Square (1)	0,36
COMMODITIESINDUSTRIAIS(-5)	0,70	0,11	Probabilidade F (2,128)	0,38
COMMODITIESINDUSTRIAIS(-6)	0,20	0,69	Probabilidade Chi-Square (2)	0,34
COMMODITIESINDUSTRIAIS(-7)	1,24	0,00	Probabilidade F (6,124)	0,36
SELIC	0,34	0,02	Probabilidade Chi-Square (6)	0,29
DUMMYIPI	0,00	1,00	Probabilidade F (12,118)	0,33
AR(1)	0,60	0,00	Probabilidade Chi-Square (12)	0,25
AR(11)	0,30	0,00		

NOTA: Utiliza-se o método dos mínimos quadrados com heteroscedasticidade corrigida através do método de White.

²⁴ Alternativamente, foram testados outros indicadores, e o resultado é que todos não são estatisticamente significativos, com exceção do nível da taxa de desemprego, calculada pelo IBGE, que apresenta coeficiente estatisticamente significante negativo. Esses modelos foram omitidos, por uma questão de espaço.

²⁵ Essa variável foi definida como 1 nos meses de IPI reduzido; e zero, nos demais meses.

Por fim, estimam-se as equações de inflação de serviços também seguindo um modelo ARMAX. Nessa equação, foi levado em conta o papel da inércia inflacionária, que, conforme as especificações teóricas, deve ser decorrente, principalmente, dos reajustes dos salários nominais, muito relacionados com o salário mínimo, e dos preços monitorados que entram nos custos. Dentre os indicadores de inflação importada, foi privilegiada a medida em reais, obtida pela taxa de variação da multiplicação da taxa nominal de câmbio pelo índice de preço, em dólares, das *commodities* agrícolas do FMI. Isto porque o agrupamento serviços inclui o grupo alimentação fora de casa. Tanto a inércia como a inflação importada se mostram estatisticamente significativas. A variável de custo financeiro não é estatisticamente significativa, conforme pode ser visto no Quadro 6²⁶.

Com relação à pressão de demanda medida pela taxa de desemprego, o melhor indicador foi o do IBGE, que apresenta coeficiente significativo com o sinal negativo (aumento menor do desemprego reduz a inflação dos serviços), como retratado no Quadro 6. A troca desse indicador pelo hiato do desemprego ou pelos níveis da taxa de desemprego medidas pelo DIEESE levou ao aparecimento de autocorrelação nos resíduos. Dessa forma, a especificação do ARMAX foi ampliada. Nessas formulações, a taxa de desemprego, seja em nível, medida pelo DIEESE, seja em hiatos do desemprego, passam a ter coeficiente com sinal positivo e não significativo (Quadro 7).²⁷

Além dos testes de diagnóstico, devido à possibilidade de regressão espúria, foram incluídos testes de raiz unitária ADF para os resíduos, que apontaram a ausência de raiz unitária nos mesmos. No modelo com a taxa de desemprego, a regressão não espúria é corroborada também pela existência de um vetor de cointegração entre essas variáveis.

²⁶ Também nesse modelo, não foi incorporada a variável de produtividade do setor serviços, pelas dificuldades relacionadas à obtenção dessa medida, especialmente em frequência mensal. Para uma discussão da produtividade desse setor e sua relação com a inflação, ver Santos *et al.* (2016).

²⁷ Importante notar que a amostra é diferente e que, provavelmente, pelo fato de a amostra começar em 2001 para o caso da taxa de desemprego do DIEESE, que foi um período em que essa taxa aumentou e a inflação também (devido ao forte choque cambial), isso pode ter contribuído para o resultado.

Quadro 6

ARMAX da inflação dos serviços no Brasil — mar./02-dez./12

VARIÁVEL	COEFICIENTE	VALOR-P		
			R ²	0,68
C	1,15	0,00	R ² ajustado	0,65
TAXADESEMPREGOIBGE	-0,12	0,00	Valor-P (do teste F)	0,00
COMMODITIESAGRICOLAS(-1)	0,51	0,18	Teste de auto correlação LM (Breusch-Godfrey)	
COMMODITIESAGRICOLAS(-2)	-0,74	0,05	Probabilidade F (1,122)	0,85
COMMODITIESAGRICOLAS(-3)	0,50	0,20	Probabilidade Chi-Square (1)	0,84
COMMODITIESAGRICOLAS(-4)	0,75	0,05	Probabilidade F (6,90)	0,67
SELIC	0,05	0,81	Probabilidade Chi-Square (6)	0,60
AR(1)	0,00	0,98	Probabilidade F (12,84)	0,33
AR (12)	0,50	0,00	Probabilidade Chi-Square (12)	0,24
AR(24)	0,30	0,00	Teste de heteroscedasticidade de Breush-Pagan	
			Probabilidade F (6,99)	0,22
			Probabilidade Chi-Square (6) (T*R ²)	0,22
			ADF resíduos	0,00

NOTA: Utiliza-se o método dos mínimos quadrados ordinários.

Quadro 7

ARMAX da inflação dos serviços no Brasil — ago./99-dez./12

VARIÁVEL	COEFICIENTE	VALOR-P		
			R ²	0,57
C	0,87	0,13	R ² ajustado	0,53
TAXADESEMPREGOSPOCULTO	0,04	0,38	Valor P (do teste F)	0,00
COMMODITIESAGRICOLAS(-1)	0,65	0,08	Teste de auto correlação LM (Breusch-Godfrey)	
COMMODITIESAGRICOLAS(-2)	-0,41	0,24	Probabilidade F (1,119)	0,35
COMMODITIESAGRICOLAS(-3)	0,65	0,06	Probabilidade Chi-Square (1)	0,32
COMMODITIESAGRICOLAS(-4)	0,69	0,06	Probabilidade F (6,114)	0,22
SELIC	-0,08	0,67	Probabilidade Chi-Square (6)	0,17
AR(1)	0,07	0,39	Probabilidade F (12,108)	0,23
AR(12)	0,51	0,00	Probabilidade Chi-Square (12)	0,16
AR(24)	0,31	0,00	Teste de heteroscedasticidade de Breush-Pagan	
MA(1)	0,18	0,15	Probabilidade F (6,126)	0,27
MA(2)	0,13	0,15	Probabilidade Chi-Square (6) (T*R ²)	0,27
MA(3)	0,22	0,02	ADF resíduos	0,00

NOTA: Utiliza-se o método dos mínimos quadrados ordinários.

Porém, como se viu na seção 5, devido à provável existência de uma raiz unitária na série de inflação de serviços, foi também considerada a estimação dessa variação (primeira diferença da inflação dos serviços). Com isso, os resultados parecem melhores (no modelo ARMAX), e o modelo pode ser considerado mais robusto, uma vez que a exogeneidade suposta do indicador de pressão de demanda é confirmada pelo teste de Wald (Quadro 8).

Quadro 8

ARMAX da inflação dos serviços, na primeira diferença, no Brasil — ago./99-dez./12

VARIÁVEL	COEFICIENTE	VALOR-P		
			R ²	0,72
C	0,00	0,42	R ² ajustado	0,70
HIATODESEMPREGO	0,00	0,47	Valor P (do teste F)	0,00
COMMODITIESAGRICOLAS(-1)	0,84	0,02	Teste de autocorrelação LM (Breusch-Godfrey)	
COMMODITIESAGRICOLAS(-2)	-0,89	0,09	Probabilidade F (1,123)	0,59
COMMODITIESAGRICOLAS(-3)	0,56	0,12	Probabilidade Chi-Square (1)	0,78
SELIC	0,15	0,28	Probabilidade F (2,122)	0,58
AR(12)	0,53	0,00	Probabilidade Chi-Square (2)	0,62
AR(24)	0,27	0,00	Probabilidade F (6,118)	0,74
MA(1)	-0,81	0,0	Probabilidade Chi-Square (6)	0,72
MA(2)	-0,17	0,1	Probabilidade F (12,112)	0,40
			Probabilidade Chi-Square(12)	0,34
			Teste de heteroscedasticidade de Breusch-Pagan-Godfrey	
			Probabilidade F (5,128)	0,81
			Probabilidade Chi-Square (5)	0,80
			ADF resíduos	0,00

NOTA: Utiliza-se o método dos mínimos quadrados com heteroscedasticidade corrigida através do método de White.

Os resultados descritos parecem corroborar algumas conclusões para inflação desagregada que já estavam presentes nas discussões da inflação agregada (conforme mencionado na revisão da literatura, na seção 3), além de levantar alguns pontos específicos para explicar o comportamento diferente da inflação de monitorados, alimentos, bens industriais e serviços.

O primeiro ponto que se pode colocar, ao estimar as formas reduzidas das equações desagregadas de inflação, é que é difícil associar pressões de demanda com a inflação. Um segundo resultado interessante encontrado é que a taxa de câmbio e a inflação importada em dólares, em conjunto, afetam todos os itens desagregados da inflação aqui discutidos. Afetam os preços dos produtos comercializáveis, os custos dos bens não comercializáveis (inclusive serviços) e também os preços monitorados, o que as tornam bastante relevantes para explicar a dinâmica inflacionária brasileira.²⁸

Com relação à inércia, viu-se que a inflação de serviços parece ser a que possui maior grau de inércia. Isso pode ser interpretado, segundo a derivação da forma funcional teórica, de três formas: que o setor serviços é basicamente não comercializável, e, com isso, os salários são um fator importante de custo e, mais facilmente, repassado para os preços; que o crescimento da produtividade dos serviços evolui de maneira menos rápida que na agricultura e na indústria; e que os salários dos serviços estão bastante relacionados com o salário mínimo, que teve um forte componente de reajuste acima da inflação, no período recente.

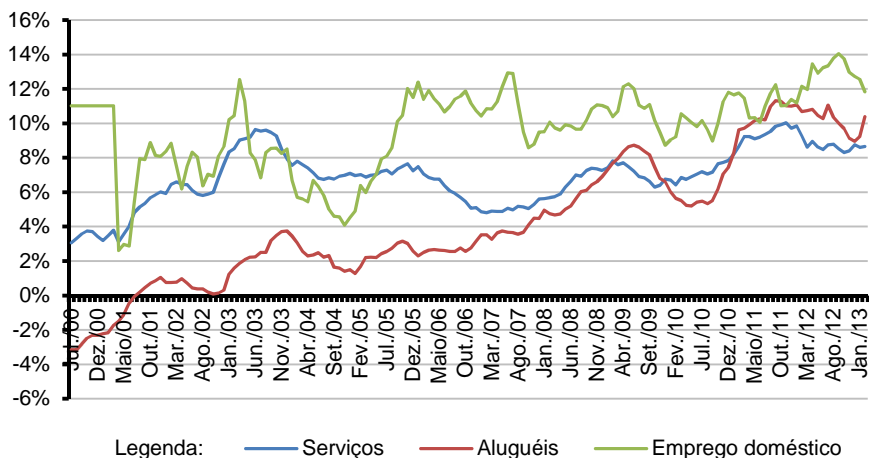
Por fim, ainda na inflação de serviços, podem-se ver dois fatores que parecem ter contribuído para ela se situar em um patamar mais alto, de 2007 a 2015. Em primeiro lugar, note-se que a inflação dos serviços domésticos passa, a partir de 2006, a ficar sempre, acima da inflação de serviços (Gráfico 1). Isto porque é a partir dessa época que o salário mínimo começa a ter maiores ganhos em termos reais, o que leva à alta nos reajustes dos salários dos serviços domésticos, que seguem, de muito perto, o salário mínimo nominal.

Em segundo lugar, nota-se que os aluguéis também passam a operar em um patamar mais alto, sobretudo a partir de 2008 (Gráfico 1). A questão aqui é que o índice capta, diretamente, os aluguéis como um serviço, porém eles, muitas vezes, são componentes de custos importantes para uma série de serviços (por exemplo, cabeleireiro, manicure, barbeiro e depilação, alimentação fora de casa, educação e alguns itens de saúde e lazer). A rápida alta dos preços dos imóveis em grandes capitais, com a bolha do mercado imobiliário brasileiro, ajuda a explicar essa inflação de serviços ter aumentado pela via direta e pela via indireta, devido à pressão dos aluguéis comerciais como um importante componente de custo dos serviços.

²⁸ A partir de 2006, o Banco Central do Brasil passou a divulgar um índice de preços de *commodities* medidos em reais, que é determinante para a inflação brasileira (REPASSE..., 2010).

Gráfico 1

Inflação, acumulada em 12 meses, dos serviços e dos subitens alugueis e empregados domésticos no Brasil — jul./00-fev./13



FONTE: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2016).

7 Conclusão e considerações finais

No presente artigo, buscou-se modelar a dinâmica da inflação brasileira desagregada sob a ótica da inflação de custos, levando em conta a existência de uma interdependência nas cadeias produtivas que se reflete na inflação ao consumidor. Foram estimadas formas reduzidas dos modelos desagregados, com o intuito de discutir possíveis diferenças para a explicação da dinâmica inflacionária de alimentos, serviços, produtos industrializados e preços monitorados pelo Governo. Os resultados mostram, em primeiro lugar, que a taxa de câmbio e a inflação importada em dólares, em conjunto, afetam todos os itens desagregados da inflação. Seguindo a visão teórica adotada neste artigo, considera-se que o impacto dessa variável se dá diretamente, através dos reajustes indexados dos preços monitorados e pela equalização aos preços no exterior, convertidos em reais, dos produtos comercializáveis, industriais e agrícolas, além do efeito indireto, via custos. Ao contrário do senso comum, este estudo mostrou que a inflação externa afeta também os preços dos serviços (em sua maioria, não comercializáveis), ainda que de forma indireta, uma vez que o canal de transmissão se dá, unicamente, via custos.

Os resultados apontam, adicionalmente, que é difícil associar pressões de demanda com a inflação. Em termos desagregados, apenas a inflação

de serviços responde à taxa de desemprego (e não ao hiato ou variação da taxa de desemprego), talvez indicando uma relação mais estrutural, ligando desemprego tendencialmente mais baixo com salários crescendo mais rápido, via maior poder de barganha dos trabalhadores. Finalmente, também é encontrado que a inércia na inflação de serviços é maior que nas demais categorias, o que pode ser interpretado pelo fato de os serviços serem, basicamente, não comercializáveis, com crescimento mais baixo da produtividade e com os salários mais vinculados ao mínimo (que teve um forte componente de reajuste acima da inflação, por motivos de política econômica no período recente).

Vale fazer uma nota final de ressalva, uma vez que as variáveis de produtividade e salários não foram exploradas, explicitamente, neste trabalho, que se limitou à estimativa das formas reduzidas da inflação. As interpretações aqui contidas para a dinâmica encontrada das formas reduzidas podem ser corroboradas em estudos futuros, a partir das formas estruturais exploradas teoricamente neste artigo.

Referências

A DINÂMICA dos preços administrados. **Carta de Conjuntura (IPEA)**, Rio de Janeiro, n. 18, 2013. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/conjuntura/cc18_inflacao.pdf>. Acesso em: 19 jul. 2016.

A EVOLUÇÃO Recente do Custo Unitário do Trabalho no Brasil. **Relatório de inflação**, Brasília, DF, v. 14, n. 4, p. 92-95, dez. 2012.

BARBOSA FILHO, N. H. **Estimating potential output: an analysis of the alternative methods and their applications to Brazil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2005. (Texto para discussão, n. 1092).

BASTOS, C. P. M.; JORGE, C. T.; BRAGA, J. M. Análise desagregada da inflação por setores industriais da economia brasileira entre 1996 e 2011. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 19, n. 2, p. 261-279, 2015.

BASTOS, C.; BRAGA, J. Conflito distributivo e inflação no Brasil: uma aplicação ao período recente. In: ENCONTRO NACIONAL DA SOCIEDADE DE ECONOMIA POLÍTICA, 15., 2010, São Luis do Maranhão. **Anais...** São Luis do Maranhão: SEP, 2010. Disponível em: <<http://sep.org.br/artigos/download?id=1664>>. Acesso em: 19 jul. 2016.

BAUMOL, W. J. *et al.* **The cost disease: why computers get cheaper and health care doesn't.** New Haven: Yale University Press, 2012.

BRAGA, J. A inflação brasileira na década de 2000 e a importância das políticas não monetárias de controle. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 22, n. 3, p. 697-727, 2013.

BRAGA, J. **O atual regime de política econômica favorece o desenvolvimento?** Brasília, DF: CEPAL, 2012. (Textos para Discussão CEPAL, n. 16).

BRAGA, J. **Raiz unitária, inércia e histerese:** o debate sobre as mudanças da NAIRU na economia americana nos anos 1990. 2006. 129 f. Tese (Doutorado) - Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2006.

BRAGAGNOLO, C.; BARROS, G. S. de C. Ciclos econômicos na agricultura brasileira. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 67, n. 2, p. 151-175, 2013.

HODRICK, R.; PRESCOTT, E. C. Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. **Journal of Money, Credit, and Banking**, Columbus, OH, v. 29, n. 1, p. 1-16, 1997.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Sistema IBGE de Recuperação Automática — SIDRA: Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo — IPCA.** 2016. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/snipc/tabelaIPCA.asp>>. Acesso em: 19 jul. 2016.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor:** estrutura de ponderações a partir da Pesquisa de Orçamentos Familiares 2002-2003. Rio de Janeiro, 2005. (Relatório metodológico, n. 34).

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). Decomposição e determinantes da inflação no Brasil no período 2007-2009. In: _____. **Brasil em Desenvolvimento:** Estado, planejamento e políticas públicas. Brasília, DF, 2010. cap. 7.

KALECKI, M. Class Struggle and the Distribution of National Income. **Kyklos**, [S.l.], v. 24, n. 1, p. 1-9, 1971.

LERNER, A. **The Economics of Employment.** New York: McGraw Hill, 1951.

LIMA, G.; SETTERFIELD, M. Pricing behavior and the cost-push channel of monetary policy. **Review of Political Economy**, [S.l.], v. 22, n. 1, p. 19-40, 2010.

MARTINEZ, T. **Compatibilização de mudanças em classificações desagregadas do IPCA (1999-2014)**. Rio de Janeiro: IPEA, 2015. (Texto para Discussão, 2056).

MARTINEZ, T. **Inflação e o padrão de crescimento brasileiro: considerações a partir da desagregação do IPCA**. Brasília, DF: IPEA, 2012. (Texto para discussão, 1804).

MARTINEZ, T.; BRAGA, J. Crescimento liderado pelos salários, política monetária e inflação no Brasil. In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO KEYNESIANA BRASILEIRA, 5., 2012, São Paulo. [**Anais...**]. São Paulo: AKB, 2012. Disponível em: <http://www.akb.org.br/upload/130820121621498835_Martinez%20e%20Braga.pdf>. Acesso em: 19 jul. 2016.

MARTINEZ, T.; CERQUEIRA, V. S. Estrutura da Inflação Brasileira: determinantes e desagregação do IPCA. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 22, n. 2, p. 409-456, 2013.

MENDES, G. **Efeitos dos ganhos de produtividade total dos fatores da agropecuária sobre os preços agrícolas no Brasil: 1970-2006**. 2015. 99 f. Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2015.

MERCADO de Trabalho. **Carta de Conjuntura (IPEA)**, Rio de Janeiro, n. 16, p. 29-36, 2012.

MODIANO, E. A dinâmica de salários e preços na economia brasileira: 1966/81. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 13, n. 1, p. 39-68, 1983.

MODIANO, E. Salários, preços e câmbio: os multiplicadores dos choques numa economia indexada. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 15, n. 1, p. 1-31, 1985.

PALUMBO, A. **Demand and supply forces vs institutions in the interpretations of the Phillips curve**. Roma: Dipartimento di Economia / Roma Tre, 2008.

PALUMBO, A. Studying Growth in the Modern Classical Approach: Theoretical and Empirical Implications for the Analysis of Potential Output. **Review of Political Economy**, [S.l.], v. 27, n. 3, p. 282-307, 2015.

PIVETTI, M. **An Essay on Money and Distribution**. London: MacMillan, 1991.

PREÇOS Monitorados e Administrados por Contrato e os Índices Gerais de Preços. **Relatório de Inflação**, Brasília, DF, v. 8, n. 4, p. 36-38, dez. 2006.

PREVISÃO de inflação com Curvas de Phillips com preços desagregados. **Relatório de inflação**, Brasília, DF, v. 12, n. 1, p. 116-119, mar. 2010.

PROJEÇÃO de Inflação Utilizando Modelo Semiestrutural Desagregado: Bens Comercializáveis e Não Comercializáveis. **Relatório de inflação**, Brasília, v. 14, n. 3, p. 98-103, set. 2012.

REPASSE dos Preços das Commodities para o IPCA e Índice de Commodities Brasil. **Relatório de inflação**, Brasília, DF, v. 12, n. 4, p. 59-61, dez. 2010.

REZENDE, A. L.; LOPES, F. Sobre as causas da recente aceleração inflacionária. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 11, n. 3, p. 599-616, 1981.

SACHSIDA, A.; RIBEIRO, M.; SANTOS, C. H. dos. **A curva de Phillips e a experiência brasileira**. Brasília, DF: IPEA, 2009. (Texto para Discussão, n. 1429).

SANTOS, C. *et al.* **A Natureza da Inflação de Serviços no Brasil: 1999-2014**. Rio de Janeiro: IPEA, 2016. (Texto para discussão, 2169).

SERRANO, F. Juros, Câmbio e o Sistema de Metas de Inflação no Brasil. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 30, n. 1, p. 63-72, 2010.

SERRANO, F. O conflito distributivo e a teoria da inflação inercial. **Revista de economia contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 14, n. 2, p. 395-421, 2010a.

SERRANO, F. **The sraffian supermultiplier**. 1996. Tese (Doutorado) – Cambridge University, 1996.

SERRANO, F.; SUMMA, R. A desaceleração rudimentar da economia brasileira desde 2011. **OIKOS**, Rio de Janeiro, v. 11, n. 2, p. 166-202, 2012.

SERRANO, F.; SUMMA, R. Macroeconomic policy, growth and income distribution in the Brazilian economy in the 2000s. **Investigación económica**, v. 71, n. 282, p. 55-92, 2012a.

SILVA, L. **A dinâmica inflacionária no Brasil de 2000 a 2009: Uma abordagem multissetorial**. 2016. 121 f. Tese (Doutorado) - Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2016.

STIRATI, A. Inflation, Unemployment and Hysteresis: an Alternative View. **Review of Political Economy**, [S.l.], v. 13, n. 4, p. 427-451, 2001.

SUMMA, R. Uma avaliação crítica das estimativas da curva de Phillips no Brasil. **Pesquisa & Debate**, São Paulo, v. 22, n. 2, p. 157-183, 2011.

SUMMA, R. Uma avaliação crítica das estimativas de produto potencial para o Brasil. **Análise Econômica**, Porto Alegre, ano 29, n. 7, p. 151-174, mar. 2012.

SUMMA, R.; MACRINI, L. Os determinantes da inflação brasileira recente: estimações utilizando redes neurais. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 24, n. 2, p. 279-296, 2014.

SUMMA, R; SERRANO, F. **Distribution and Cost-Push inflation in Brazil under inflation targeting, 1999-2014**. Roma: Centro di Ricerche e Documentazione "Piero Sraffa", 2015. (Centro Sraffa working papers, n. 14).

SYLOS LABINI, P. Preços e distribuição de renda na indústria de transformação. In: SYLOS LABINI, P. **Ensaio sobre desenvolvimento e preços**. Rio de Janeiro: Forense-Universitária, 1984. p. 152-183.

SYLOS LABINI, P. Preços rígidos, preços flexíveis e inflação. In: SYLOS LABINI, P. **Ensaio sobre desenvolvimento e preços**. Rio de Janeiro: Forense-Universitária, 1984a. p. 184-216.

