



Texto para Discussão 014 | 2014

Discussion Paper 014 | 2014

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

Ricardo Summa

*Professor do Instituto de Economia da UFRJ,
Membro do Grupo de Economia Política
Bolsista IPEA*

Julia Braga

*Professora da Faculdade de Economia da UFF
Bolsista IPEA*

This paper can be downloaded without charge from

<http://www.ie.ufrj.br/index.php/index-publicacoes/textos-para-discussao>

Estimação de um modelo desagregado de inflação de custo para o Brasil ¹

Setembro, 2014

Ricardo Summa

*Professor do Instituto de Economia da UFRJ,
Membro do Grupo de Economia Política
Bolsista IPEA*

Julia Braga

*Professora da Faculdade de Economia da UFF
Bolsista IPEA*

¹ Os autores agradecem a Thiago Martinez, João Saboia, Vinicius Santos e Pedro Paulo Zahluth Bastos pelos dados fornecidos e ao IPEA pelo apoio financeiro.

Resumo

No presente artigo buscamos modelar a dinâmica da inflação brasileira desagregada sob a ótica da inflação de custos levando em conta o fato que existe uma interdependência nas cadeias produtivas que se reflete na inflação do Índice Agregado de preços ao consumidor. Os resultados encontrados ao estimar as formas reduzidas das equações desagregadas de inflação mostram (1) que é difícil associar pressões de demanda com a inflação; (2) que a taxa de câmbio e a inflação importada em US\$ em conjunto afetam todos os itens desagregados da inflação (pelos produtos *tradables* e os custos dos bens *non tradables*, inclusive serviços; (3) que o custo financeiro foi significativo na explicação da inflação dos industrializados; (4) a relação de exogeneidade entre 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; (5) que a inércia da inflação de serviços parece ser maior que as demais. Esse último resultado é interpretado pelo fato do setor serviços ser basicamente não-comercializável, com crescimento da produtividade mais baixo 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.

Abstract

In this paper we model the Brazilian disaggregated inflation dynamics from the standpoint of cost-push inflation and estimate this disaggregated inflation model in its reduced form, in order to discuss the different patterns of behavior of each disaggregated inflation index. We found the following results (1) that it is difficult to associate systematically demand pressures with inflation, (2) the exchange rate and imported inflation in US\$ together affect all items of disaggregated inflation, including services (with tradable goods through external competition and with non-tradable goods through costs channel) (3) that inflation inertia in services appears to be larger than in the other sectors, which can be interpreted by the fact that the service sector is basically non-tradable, with low productivity growth and which wages are more closed related to the minimum wage (which had a strong institutional-political component and was adjusted above overall inflation in recent years).

1 Introdução

A dinâmica da inflação brasileira no período recente, sobretudo a partir de 2010 tem sido motivo de grande debate. Afinal, desde então a inflação acumulada em doze meses se situa em um patamar acima do centro da meta, oscilando inclusive acima do limite superior de 6,5% em alguns meses. Olhando mais atentamente para os dados de inflação desde 2010, percebemos que a dinâmica inflacionária tem se comportado de maneira diferente em seus itens desagregados, principalmente a inflação dos preços dos administrados e industriais de um lado, quase sempre abaixo do centro da meta e a inflação de alimentos e serviços exercendo pressões altistas sobre a inflação agregada.

Porém, apesar da dinâmica inflacionária se comportar de maneira distinta para os indicadores desagregados discutidos, sabe-se que a economia se articula em cadeias produtivas, em que os insumos vão sendo passados ao longo da cadeia e impactando os produtos. Assim, apesar da inflação para os índices desagregados se situar em patamares distintos, é de supor que exista alguma interdependência entre estes índices desagregados. Por exemplo, combustíveis e tarifa de energia elétrica contribuem diretamente para a inflação dos produtos monitorados e tem 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 que existe uma interdependência nas cadeias produtivas que se reflete na inflação do Índice Agregado de preços ao consumidor. São estimados modelos de inflação desagregada em sua forma reduzida, para assim discutir possíveis explicações para a diferença do patamar de cada um dos indicadores desagregados de inflação.

Além dessa introdução, o artigo se articula em mais cinco seções. Na seção 2, construiremos um modelo desagregado de inflação para o Brasil, sob a ótica da inflação de custos. Avaliaremos na terceira seção as diversas estimativas feitas na literatura recente para a inflação brasileira, para formas reduzidas agregada e desagregadas. Na seção 4 apresentaremos os dados utilizados e a metodologia de estimação. A seção 5 discute os resultados encontrados da estimação do modelo desagregado de inflação. Considerações finais serão feitas na seção 6.

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 persiste, pois levaria a apenas uma 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. Assim, seguiremos a abordagem da inflação de custos e do conflito distributivo (Serrano (2010a); Stirati (2001)).

Nessa visão, os custos de produção, por exemplo, os salários nominais, podem aumentar devido ao aquecimento no mercado trabalho, porém muitas vezes isso pode ocorrer abaixo do nível de pleno emprego, devido a mudanças no poder de barganha dos trabalhadores e outros fatores institucionais (Kalecki (1971), Lerner (1951), Palumbo (2008)). Entre os fatores institucionais podemos citar, 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 produtos importados e exportáveis, que devem ser multiplicados pela taxa de câmbio para avaliar seu impacto nos nível de preços domésticos (Serrano, 2010 b).

Essa tradição de estimar modelos desagregados de inflação de custo foi bastante difundida na década de 80 (Syllos-Labini (1979, 1984)), inclusive no Brasil (Modiano (1983,1985)), porém ultimamente foi abandonada e substituída pela discussão da estimação da forma reduzida das equações de inflação.

A maneira de construir esses modelos parte de alguma desagregação do índice geral de preços, cuja variação dos índices desagregados de preços são contabilmente explicados por variações no custo variável e no *mark-up*. A partir daí algumas suposições são feitas sobre os principais fatores de variação do custo de produção dos setores e de variáveis explicativas para a mudança no *mark-up*.

Para o nosso propósito de avaliar a inflação brasileira, partiremos da desagregação do Índice geral de preços (P) em preços monitorados (P_m) e livres, em que estes últimos podem ainda ser 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:

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

Aplicando o logaritmo \ln em ambos os lados, temos uma equação para a relação entre inflação do IPCA e seus componentes segundo a desagregação discutida:

$$(2) \pi_t = a\pi_t^I + b\pi_t^A + c\pi_t^S + d\pi_t^M \text{ com } a + b + c + d = 1$$

A inflação dos monitorados segue um esquema de indexação à inflação agregada passada (medida pelo IPCA). Além disso, tem uma sensibilidade à inflação importada em R\$, que é medida pela taxa de variação da inflação importada em US\$ e da taxa de variação da taxa de câmbio nominal ($\pi^* + \hat{e}$), uma vez que parte dos contratos está vinculada total ou parcialmente ao IGP, e uma parte considerável desse índice é composta pelo Índice de Preços do Atacado (IPA), bastante sensível à inflação importada em R\$. Além disso, incluímos um componente autônomo relacionado à política do governo (a_{0t}):

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

Com relação aos produtos industriais, vamos supor que parte deles é comercializável e parte não-comercializável. A parcela não-comercializável dos produtos industriais (θ_I) dependerá da variação do custo variável ($\widehat{C}_{v_t}^I$) e do *mark-up* da indústria ($\hat{\mu}_t^I$). A parte comercializável, por sua vez, segue a inflação importada em R\$, 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:

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

Vamos supor inicialmente que o *mark-up* possa ser sensível ao hiato do produto ($Y - Y^*$), no sentido 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^{*2} :

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

Com relação ao custo variável da indústria, estes dependem da relação entre a variação dos salários nominais pagos pela indústria e a variação da produtividade industrial ($\widehat{W}_t^I - \hat{\rho}_t^I$), 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 financiamento³, Δi :

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

A variação dos salários nominais industriais 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:

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

² Não estamos ao supor a existência de um hiato do produto que o produto potencial é exógeno e/ou independente da evolução da demanda. Segundo o modelo do Supermultiplicador Sraffiano (Serrano (1996)), com o investimento induzido, o nível de demanda efetiva de longo prazo determina o nível da capacidade de longo prazo. Ver Barbosa-Filho (2005), Braga (2006), Palumbo (2008) e Summa (2012) 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.

³ Ver Pivetti (1991) e Lima e Setterfield (2010) sobre a efeito da taxa de juros sobre o custo financeiro e custo de oportunidade do capital via mark-up.

Com relação à evolução da produtividade industrial, será suposto que essa é pro-cíclica⁴, ou seja, a variação da produtividade aumenta quando a economia está mais aquecida (e vice-versa):

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

Com relação à inflação dos alimentos, supomos novamente que uma parcela é comercializável e outra não 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 parte comercializável segue a inflação importada em R\$:

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

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

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

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

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

⁴ Ver por exemplo Barbosa-Filho (2005), Bastos e Braga (2010); Braga (2011), BACEN, (2012); IPEA (2012), Serrano e Summa (2011, 2012).

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:

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

Com relação à evolução da produtividade da atividade produtora de alimentos, será suposto que essa é pro-cíclica, ou seja, a variação da produtividade aumenta quando a economia está mais aquecida (e vice-versa):

$$(13) \widehat{\rho}_t^A = \varphi^A (Y - Y^*)$$

Vamos supor por fim que a inflação de serviços é toda não comercializável, Assim, esta dependerá da variação do *mark-up* e dos custos variáveis do setor:

$$(14) \pi_t^S = \widehat{\mu}_t^S + \widehat{C}_{v_t}^S$$

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

$$(15) \widehat{\mu}_t^S = (\vartheta^S_0)(Y - Y^*)$$

Com relação ao custo variável do setor serviços, estes dependem da relação entre a variação dos salários nominais pagos pelo setor serviços e a variação da produtividade

dos serviços $(\widehat{W}_t^I - \widehat{\rho}_t^I)$, da variação do custo dos insumos importados medidos em moeda doméstica e da variação dos preços monitorados que entram como custo no setor serviços:

$$(16) \widehat{C}_{vt}^S = \delta_1(\widehat{W}_t^S - \widehat{\rho}_t^S) + \delta_2(\pi^* + \hat{e}) + \delta_3\pi_{t-1}^M$$

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:

$$(17) \widehat{W}_t^S = \omega^S_0 + \omega^S_1\pi_{t-1} - \omega^S_2(D_t - D_t^*) + \omega^S_3\widehat{W}_{min_{t-1}}$$

Com relação à evolução da produtividade da atividade produtora de alimentos, será suposto que essa é procíclica, ou seja, a variação da produtividade aumenta quando a economia está mais aquecida (e vice-versa):

$$(18) \widehat{\rho}_t^S = \varphi^S(Y - Y^*)$$

Podemos 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 e Braga, 2012):

$$(19) \widehat{W}_{min_t} = \sigma_{0t} + \sigma_1\pi_{t-1}$$

Por fim, para deixarmos todas as pressões de demanda em termos do hiato do produto, utilizamos uma equação para a Lei de Okun, ligando o hiato de desemprego com o hiato de produto⁵:

$$(20) (D_t - D_t^*) = \epsilon(Y - Y^*)$$

Substituindo as variáveis explicativas nas equações desagregadas de inflação, chegamos nas formas reduzidas das equações de inflação dos monitorados, dos produtos industriais, dos alimentos e serviços que irão depender da inércia, da inflação importada em R\$ e das pressões de demanda:

$$(21) \pi_t^M = a_{0t} + \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 (\pi^* + \hat{\epsilon})_{t-1}$$

$$(22) \pi_t^I = C_I + A_{I1} \pi_{t-1} + A_{I2} \pi_{t-2} + B_{I1} (\pi^* + \hat{\epsilon})_{t-1} + B_{I2} (\pi^* + \hat{\epsilon})_{t-2} + F_I (Y - Y^*)_t$$

$$(23) \pi_t^A = C_A + A_{A1} \pi_{t-1} + A_{A2} \pi_{t-2} + B_{A1} (\pi^* + \hat{\epsilon})_{t-1} + B_{A2} (\pi^* + \hat{\epsilon})_{t-2} + F_A (Y - Y^*)_t$$

$$(24) \pi_t^S = C_S + A_{S1} \pi_{t-1} + A_{S2} \pi_{t-2} + B_{S1} (\pi^* + \hat{\epsilon})_{t-1} + B_{S2} (\pi^* + \hat{\epsilon})_{t-2} + F_S (Y - Y^*)_t$$

Substituindo (21) a (24) em (2) chegamos na equação agregada da inflação:

$$(25) \pi_t = C_0 + A_1 \pi_{t-1} + A_2 \pi_{t-2} + B_1 (\pi^* + \hat{\epsilon})_{t-1} + B_2 (\pi^* + \hat{\epsilon})_{t-2} + F (Y - Y^*)_t$$

⁵ Assim como é proposto em Lara Resende e Lopes (1981).

3 Estimativas da inflação desagregada para o Brasil

Na literatura brasileira, é mais comum encontrar estimativas para a forma reduzida da equação agregada (equação 25). Summa (2011) faz uma resenha dos resultados encontrados para as estimativas da forma reduzida agregada. Os principais resultados para a economia brasileira apontam para a existência de uma inércia parcial ($A1 + A2 < 1$)⁶; a ausência de uma relação significativa e sistemática entre pressões de demanda e inflação ($F = 0$)⁷; e uma relação clara e 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)); além de efeitos positivos da variação da taxa nominal de juros sobre a inflação (ver também Summa e Macrini (2011)).

Outros trabalhos estimam a forma reduzida da inflação desagregada. O que muda principalmente é a maneira que a inflação é desagregada. A primeira forma de desagregar a inflação brasileira consiste em dividir os preços em livres e monitorados.

As estimativas dos preços monitorados⁸ sempre encontram alguma relevância da taxa de câmbio e da inflação importada em US\$. BCB (2006) capta esse efeito ao mostrar que os IGPs são significativos na determinação da inflação dos monitorados. Braga (2011) estima os monitorados com um GARCH-M e encontra a importância da taxa de câmbio e do índice de preços das commodities para explicar a inflação dos monitorados, além do próprio IGP-M. IPEA (2013) estima os monitorados e encontra a relevância da taxa de câmbio, inflação das commodities (em US\$) e inércia, além de dummies que mostram uma diminuição da participação do preço das commodities sobre a inflação dos

⁶ Em muitos casos as equações são estimadas com inércia e expectativas. Ver Summa (2011) para mais os detalhes das estimativas de curva de Phillips agregada no Brasil.

⁷ Além dos artigos cobertos pela resenha, outros artigos encontram relação não significativa do hiato do produto com inflação, por exemplo, Sachsida, Ribeiro e Dos Santos (2009) e Braga (2012). Holland e Mori (2008) por outro lado encontram uma relação positiva do hiato do produto com a inflação. Summa e Macrini (2011) encontram uma relação não-linear entre hiato do produto e inflação sugerindo que hiatos maiores as vezes estão associados com inflação maior ou menor. Segundo a equação 25, podemos ver uma possível explicação para os resultados das estimativas do hiato do produto, que em geral não apresentam uma relação clara e sistemática entre inflação e pressões de demanda (Serrano e Summa, 2011), pois existem muitos efeitos nas duas direções da demanda sobre os custos salariais, sobre a produtividade e sobre a variação do mark-up.

⁸ Ver Martinez (2012) para uma descrição dos itens dos preços monitorados e detalhes institucionais de seus reajustes.

monitorados após 2006 e outra específica para fevereiro de 2013 (mês que houve diminuição exógena das tarifas de energia elétrica).

As maneiras mais comumente encontradas de desagregar os preços livres são: entre bens Comercializáveis e não-comercializáveis; bens Duráveis, semi-duráveis, não-duráveis e serviços; e entre Alimentos, bens Industriais e Serviços⁹.

Estimativas econométricas mais recentes para o primeiro tipo de desagregação da inflação dos preços livres entre comercializáveis e não comercializáveis podem ser encontrada em BACEN (2012). OS resultados encontrados mostram 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 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).” (BACEN,2012 p. 100).

Com relação à segunda forma de desagregação dos preços livres em duráveis, semi-duráveis, não-duráveis e serviços, Braga (2011) encontra que os bens duráveis dependem basicamente de inércia, variação do câmbio e variação do índice de commodities. Uma vez que estes em geral são comercializáveis ou dependem fortemente dos itens comercializáveis como custo, é de se esperar que reflitam mais os preços externos. Já os bens não duráveis dependem dos salários e da variação do câmbio e variação do índice de commodities, o que parece refletir os efeitos da variação dos custos internos. A taxa de desemprego é não significativa nas duas regressões. A inflação de serviços depende de inércia e dos salários, com a taxa de desemprego não significativa. Devido às dificuldades de estimar a regressão da inflação de serviços com série de salários mínimos pela natureza dos reajustes destes, a autora mostra que as séries acumuladas parecem seguir as mesma trajetória. Segundo Braga (2011) uma explicação para a inflação dos serviços ser mais alta no período recente pode ser devido ao fato dos salários do setor

⁹ Martinez e Cerqueira (2011) estimam a inflação desagregada em 9 grupos do IPCA, dividindo ainda esses grupos em comercializáveis, não-comercializáveis e monitorados.

serviços serem mais vinculados ao salário mínimo e à demanda (taxa de desemprego), enquanto a produtividade pode não reagir muito ao crescimento do setor.

A terceira desagregação dos preços livres é feita por BCB (2010) e consiste em dividi-los em “industrializados”, “alimentos e bebidas” e serviços. É importante notar que o BCB incorpora o item “alimentação fora de casa” dentro do grupo “serviços”. Estimativas recentes do BACEN (2010) 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.”

Um resultado bastante diferente foi encontrado em Jorge (2012) para os preços industriais. Utilizando o IPA desagregado, a autora mostra que os preços industriais de vários setores dependem em geral da inflação importada em R\$, porém não encontra evidências de pressões por parte da demanda, medida pelo grau de utilização da capacidade.

Assim, pela análise da literatura empírica, percebemos que existe uma série de questões controversas a respeito da significância estatística de algumas variáveis sobre a inflação. Dessa forma, procuraremos contribuir no sentido de testar se tais hipóteses se verificam com os dados brasileiros em um nível maior de desagregação. Além disso, conforme discutido nessa seção, a terceira forma de desagregação da inflação, proposta por BCB (2010), ainda foi pouco explorada empiricamente e o próprio texto de divulgação do BCB traz poucos detalhes sobre dados utilizados e métodos de estimação. Nesse sentido, buscaremos estimar as equações desagregadas da inflação brasileira dos monitorados, alimentos, bens industriais e serviços segundo as especificações do nosso modelo desagregado.

4 Dados e metodologia

Os dados utilizados para a estimação das equações desagregadas na forma reduzida têm frequência mensal e a amostra vai de ago/1999 a dez/2012. Utilizamos a desagregação da inflação do IPCA proposta em BCB (2010) entre preços monitorados e preços livres, este último desagregado em “industrializados”, “alimentos e bebidas” e serviços, incluindo o item “alimentação fora de casa” dentro do grupo “serviços” (ver apêndice)¹⁰.

Para medir o impacto da inflação importada em R\$, utilizamos a variação da taxa de câmbio nominal multiplicada pela inflação externa em US\$. Para esta última utilizamos uma série de indicadores, como a variação dos preços das importações e das exportações em US\$ da FUNCEX, e dos preços das *commodities* medidos pelo FMI¹¹.

Para medir o impacto de choques de demanda, utilizamos o hiato do produto industrial medido pela diferença da produção industrial da PIM/IBGE em relação a sua tendência medida pelo Filtro HP¹², o hiato do desemprego medido pela diferença entre a taxa de desemprego do SEADE em relação a sua tendência calculada pelo filtro HP, além das taxas de desemprego do SEADE (taxa de desemprego, desemprego aberto, oculto e precário) e da PME/IBGE¹³. Para medir o aquecimento das vendas de alimentos, utilizamos como *proxy* a variação das vendas reais no varejo, hipermercados e supermercados, medido pela PMC/IBGE. Utilizamos ainda dados sobre variação do custo de fretes agrícolas do INCT-FR, medido pelo DECOPE¹⁴. Por fim, para medir o impacto dos custos financeiros sobre a inflação, utilizamos a variação mensal da taxa Selic como uma aproximação.

Iniciamos a análise das séries pelos testes de raiz unitária. Os testes indicam que podemos 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 ADF, ainda que o seja pelo teste PP. Isso parece indicar uma alta

¹⁰ Agradecemos aqui os dados disponibilizados por Thiago Martinez para a desagregação proposta.

¹¹ 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 US\$.

¹² Pelo fato do PIB ser trimestral e do IBC-Br só começar a ser divulgado a partir de 2003.

¹³ A série da PME/IBGE inicia em 2002.

¹⁴ Calculado como uma média entre o custo do frete para as distâncias de 50km, 400 km, 800km, 2400 km e 6000 km.

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.

| Testes de Raiz Unitária | | |
|------------------------------------|----------------|-----------|
| | <i>valor p</i> | |
| | ADF | PP |
| 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 (em R\$) | 0,00 | 0,00 |
| Commodities Agrícolas (em R\$) | 0,00 | 0,00 |
| Commodities Industriais (em 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 |

Seguindo as especificações teóricas, as variáveis de custo foram incluídas no modelo com defasagens temporais, enquanto que 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 este tratamento, apesar do desvirtuamento em relação ao modelo teórico, é que esse indicador é também um objeto de política monetária. Dessa forma, se evita 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 da 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 necessária o exame prévio da endogeneidade de cada componente desagregada da inflação, com testes de exogeneidade de Granger (tipo Wald) a partir de uma especificação VAR. Os resultados mostram a exogeneidade do hiato do

produto em relação à inflação dos bens industrializados. O hiato do desemprego se mostrou exógena em relação à inflação de alimentos. Já no caso das vendas no varejo, os resultados apontam 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 considerada exógena 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 ao resultado dos testes de raiz unitária, optamos por testar também a relação de exogeneidade entre o hiato do desemprego e a primeira diferença da inflação de serviços. Os resultados apontam que, neste caso, o hiato do desemprego pode ser considerada uma variável exógena.

| Teste de bloco exogeneidade de Wald * | | |
|--|---------------------|----------|
| Endógena | Industrializados | varlor p |
| Excluída: | Hiato do Produto | 0.0289 |
| Endógena | Hiato do Produto | varlor 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 | varlor p |
| Excluída: | Hiato do Desemprego | 0.6036 |
| Endógena | Hiato do Desemprego | varlor p |
| Excluída: | Alimentos | 0.7904 |
| Endógena | Alimentos | varlor p |
| Excluída: | Varejo | 0.2875 |
| Endógena | Varejo | varlor p |
| Excluída: | Alimentos | 0.0100 |
| * Commodities Agrícolas inserida como exógena na especificação do VAR (2), de acordo com o critério de SC | | |
| Endógena | Serviços | varlor p |
| Excluída: | Hiato do Desemprego | 0.0024 |
| Endógena | Hiato do Desemprego | varlor p |
| Excluída: | Serviços | 0.0957 |
| * Commodities Agrícolas inserida como exógena na especificação do VAR (3), de acordo com o critério de SC. | | |
| Endógena | Diff Serviços | varlor p |
| Excluída: | Hiato do Desemprego | 0.003 |
| Endógena | Hiato do Desemprego | varlor 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 para a existência de um vetor de cointegração entre inflação de serviços e a taxa de desemprego, segundo o indicador do IBGE.¹⁵ Nesse caso, foi examinada ainda a relação de exogeneidade entre estas variáveis a partir de um modelo 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.

| Testes de Cointegração | |
|---|---------|
| Teste Traço | |
| Número de Vetores Cointegrantes | valor p |
| Nenhum | 0,0001 |
| Pelo menos um | 0,3964 |
| **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values | |
| Teste de Máximo Auto-Valor | |
| Número de Vetores Cointegrantes | valor p |
| Nenhum | 0,0000 |
| Pelo menos um | 0,3964 |
| **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values | |

¹⁵ Relações de cointegração também foram encontradas com os demais indicadores de taxa de desemprego. Os resultados dos testes foram omitidos por motivos de espaço.

5 Estimação e resultados

Começamos pela estimação da inflação dos monitorados. Seguindo Braga (2011), a equação dos monitorados é estimada por um modelo GARCH, levando em conta o papel da inércia inflacionária e da inflação importada medida em R\$ (medido pela taxa de variação da multiplicação da taxa nominal de cambio pelo índice de preço em US\$ de todas as commodities do FMI). Os resultados mostram que esses fatores apresentam coeficientes estatisticamente significativos. 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 preços dos monitorados assim como do patamar da inflação mensal a partir de 2005. Dessa forma, a variável $\sqrt{\text{GARCH}}$ é uma variável que modela essa redução da variância na equação da variância condicionada e, ao mesmo tempo, do patamar da esperança condicionada, se mostrando fortemente significativa em ambas as equações, o que mostra a importância das alterações ocorridas.¹⁶

¹⁶ Outra forma de modelar esta 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. Martinez e Cerqueira (2011) também analisam a importância das mudanças regulatórias sobre os preços monitorados e encontram uma componente de alteração estrutural em uma especificação do tipo ARMA.

GARCH Inflação mensal dos preços monitorados

Amostra ago/1999 a dez/2012

Método: ML - ARCH (Marquardt) - Distribuição Generalizada dos Erros (GED)

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

| Equação da Esperança condicionada | Coefficiente | Valor-p |
|-----------------------------------|--------------|---------|
| @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 | |

As equações da inflação de alimentos foram estimadas utilizando um modelo do tipo ARMAX com a matriz de variância-covariância foi corrigida pelo estimador de White, devido a indícios de heterocedasticidade. Nessa equação foi levado em conta o papel da inércia inflacionária representada pela componente AR. De acordo com as equações teóricas, essa inércia pode ser decorrente do reajuste dos salários nominais e dos preços monitorados, entre outras variáveis que entram nos custos dos alimentos. As outras variáveis exógenas são a inflação importada em R\$ (medida aqui pela taxa de variação da multiplicação da taxa nominal de cambio com o índice de preço em US\$ das commodities agrícolas do FMI), as pressões de demanda (hiato de desemprego ou variação das vendas no varejo) e choques de oferta (variável dummy de safra boa e safra ruim¹⁷).

As variáveis de inércia inflacionária e inflação importada medida em R\$ se mostram estatisticamente significativas. As variáveis de pressão de demanda não são

¹⁷ Essa variável *dummy* foi construída analisando a inflação de alimentos *non-tradables* 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, consideramos o valor 1 para os três meses da série safra ruim (boa), e zero no caso contrário.

estatisticamente significativas¹⁸, 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 Selic) 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 *non-tradables* se mostrou estatisticamente significativa.

ARMAX da Inflação dos Alimentos

Método: Mínimos Quadrados com heterocedasticidade corrigida através do método de White

Amostra ago/1999 a dez/2012

| 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 auto correlação LM (Breusch-Godfrey) | |
| COMMODITIESAGRICOLAS(-4) | 2.07 | 0.16 | Prob. F(1,136) | 0.79 |
| COMMODITIESAGRICOLAS(-5) | 3.12 | 0.09 | Prob. Chi-Square(1) | 0.78 |
| COMMODITIESAGRICOLAS(-6) | 2.71 | 0.11 | Prob. F(6,131) | 0.23 |
| COMMODITIESAGRICOLAS(-7) | 2.77 | 0.05 | Prob. Chi-Square(6) | 0.18 |
| HIATODESEMPREGO | -0.05 | 0.69 | Prob. F(12,125) | 0.30 |
| SELIC | 0.25 | 0.51 | Prob. 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 | | |

A tabela abaixo expõe o mesmo modelo com o indicador pressão de demanda representado pelas vendas no varejo. Essa demanda por alimentos tem do coeficiente com sinal contrário ao esperado. Esse coeficiente negativo e significativo, juntamente ao resultado do teste de Wald, nos 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 ou custo de vida gerando uma queda (aumento) nas vendas do varejo.

¹⁸ Outras tentativas com a própria taxa de desemprego (do DIEESE e IBGE) no lugar do hiato do desemprego também resultaram em coeficientes estatisticamente não significativos. Os modelos para cada uma destas variáveis não foram expostos por uma questão de espaço.

ARMAX da Inflação dos Alimentos

Método: Mínimos Quadrados com heterocedasticidade corrigida através do método de White

Amostra ago/1999 a dez/2012

| Variável | Coefficiente | 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 auto correlação LM (Breusch-Godfrey) | |
| COMMODITIESAGRICOLAS(-5) | 2.97 | 0.08 | Prob. F(1,136) | 0.75 |
| COMMODITIESAGRICOLAS(-6) | 2.43 | 0.12 | Prob. Chi-Square(1) | 0.74 |
| COMMODITIESAGRICOLAS(-7) | 3.06 | 0.04 | Prob. F(6,131) | 0.37 |
| VAREJO | -6.88 | 0.07 | Prob. Chi-Square(6) | 0.30 |
| SELIC | 0.24 | 0.51 | Prob. F(12,125) | 0.33 |
| FRETE(-1) | -0.06 | 0.06 | Prob. Chi-Square(12) | 0.23 |
| SAFRARUIM | 0.68 | 0.00 | | |
| SAFRABOA | -0.27 | 0.19 | | |
| AR(1) | 0.71 | 0.00 | | |
| AR(2) | -0.31 | 0.00 | | |

Estimamos 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 heterocedasticidade. Nessa equação foi levado em conta o papel da inércia inflacionária representada pela componente AR. De acordo com as equações teóricas, essa inércia pode ser decorrente do reajuste dos salários nominais e dos preços monitorados, entre outras variáveis que entram nos custos dos bens industriais. Para a inflação importada medida em R\$ foi utilizada a taxa de variação da multiplicação da taxa nominal de cambio pelo índice de preço em US\$ das commodities industriais do FMI. Essas duas variáveis são fortemente estatisticamente significativas para explicar a inflação de alimentos.

A variável de pressão de demanda escolhida é o hiato da produção industrial, pelo fato de ser restrita ao setor industrial. Esta variável não é estatisticamente significativa.¹⁹ A *proxy* do custo financeiro (a variação da taxa Selic) é estatisticamente significativa, conforme pode ser visto abaixo. Dessa forma, a inflação industrial é a única dentre as desagregações da inflação afetada positivamente pela variação da Selic. Uma hipótese para explicar esse fenômeno é a maior importância do capital de giro na indústria e no comércio de bens

¹⁹ Alternativamente foram testados outros indicadores e o resultado é que todos são não estatisticamente significativos, com exceção do nível da taxa de desemprego calculada pelo IBGE, que apresenta coeficiente negativo estatisticamente significante. Esses modelos foram omitidos por uma questão de espaço.

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 IPI²⁰ não apresentou significância estatística provavelmente por não ser um efeito permanente, mas do tipo *once-for-all*.

ARMAX da Inflação dos bens industrializados

Método: Mínimos Quadrados com heterocedasticidade corrigida através do método de White

Amostra jul/1999 a dez/2012

| Variável | Coefficiente | 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 auto correlação LM (Breusch-Godfrey) | |
| COMMODITIESINDUSTRIAIS(-3) | 0.46 | 0.38 | Prob. F(1,129) | 0.38 |
| COMMODITIESINDUSTRIAIS(-4) | 0.54 | 0.25 | Prob. Chi-Square(1) | 0.36 |
| COMMODITIESINDUSTRIAIS(-5) | 0.70 | 0.11 | Prob. F(2,128) | 0.38 |
| COMMODITIESINDUSTRIAIS(-6) | 0.20 | 0.69 | Prob. Chi-Square(2) | 0.34 |
| COMMODITIESINDUSTRIAIS(-7) | 1.24 | 0.00 | Prob. F(6,124) | 0.36 |
| SELIC | 0.34 | 0.02 | Prob. Chi-Square(6) | 0.29 |
| DUMMYIPI | 0.00 | 1.00 | Prob. F(12,118) | 0.33 |
| AR(1) | 0.60 | 0.00 | Prob. Chi-Square(12) | 0.25 |
| AR(11) | 0.30 | 0.00 | | |

Por fim, estimamos a equações de inflação de serviços também segundo 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 relacionado com o salário mínimo, e dos preços monitorados que entram nos custos, por exemplo. Dentre os indicadores de inflação importada, foi privilegiada a inflação importada medida em R\$ obtida pela taxa de variação da multiplicação da taxa nominal de cambio pelo índice de preço em US\$ das commodities agrícolas do FMI. Isso 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 abaixo.

²⁰ Essa variável foi definida como 1 nos meses de IPI reduzido e zero nos demais meses.

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 desemprego reduz a inflação dos serviços). A troca desse indicador pelo hiato do desemprego ou os níveis da taxa de desemprego medidas pelo DIEESE levou ao aparecimento de autocorrelação nos resíduos. Dessa forma, a especificação do ARMA foi alterada ampliada. Nesta formulação, a taxa de desemprego, seja medida pelo DIEESE ou SEADE, passa a ter coeficiente com sinal positivo e não significativo.²¹

Além dos testes de diagnóstico, devidos da possibilidade de regressão espúria, foram incluídos testes ADFs para os resíduos, que apontaram para 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.

ARMAX da Inflação dos serviços

Método: Mínimos Quadrados Ordinários

Amostra mar/2002 a dez/2012

| Variável | Coeficiente | Valor-p | | |
|---------------------------|-------------|---------|---|------|
| | | | R ² | 0.68 |
| C | 1.15 | 0.00 | R ² ajustado | 0.65 |
| TAXA DE EMPREGO IBGE | -0.12 | 0.00 | Valor P (do teste F) | 0.00 |
| COMMODITIES AGRICOLAS(-1) | 0.51 | 0.18 | Teste de auto correlação LM (Breusch-Godfrey) | |
| COMMODITIES AGRICOLAS(-2) | -0.74 | 0.05 | Prob. F(1,122) | 0.85 |
| COMMODITIES AGRICOLAS(-3) | 0.50 | 0.20 | Prob. Chi-Square(1) | 0.84 |
| COMMODITIES AGRICOLAS(-4) | 0.75 | 0.05 | Prob. F(6,90) | 0.67 |
| SELIC | 0.05 | 0.81 | Prob. Chi-Square(6) | 0.60 |
| AR(1) | 0.00 | 0.98 | Prob. F(12,84) | 0.33 |
| AR(12) | 0.50 | 0.00 | Prob. Chi-Square(12) | 0.24 |
| AR(24) | 0.30 | 0.00 | Teste de heterocedasticidade de Breush-Pagan | |
| | | | Prob. F(6,99) | 0.22 |
| | | | Prob. Chi-Square(6) (T*R ²) | 0.22 |
| | | | ADF resíduos | 0.00 |

²¹ Importante notar que a amostra é diferente, e provavelmente o fato da amostra começar em 2001 para o caso da taxa de desemprego do DIEESE, que foi um período em que a taxa de desemprego aumentou e a inflação também (devido ao forte choque cambial) pode ter contribuído para este resultado.

ARMAX da Inflação dos serviços

Método: Mínimos Quadrados Ordinários

Amostra ago/1999 a dez/2012

| Variável | Coefficiente | 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 | Prob. F(1,119) | 0.35 |
| COMMODITIESAGRICOLAS(-3) | 0.65 | 0.06 | Prob. Chi-Square(1) | 0.32 |
| COMMODITIESAGRICOLAS(-4) | 0.69 | 0.06 | Prob. F(6,114) | 0.22 |
| SELIC | -0.08 | 0.67 | Prob. Chi-Square(6) | 0.17 |
| AR(1) | 0.07 | 0.39 | Prob. F(12,108) | 0.23 |
| AR(12) | 0.51 | 0.00 | Prob. Chi-Square(12) | 0.16 |
| AR(24) | 0.31 | 0.00 | Teste de heterocedasticidade de Breush-Pagan | |
| MA(1) | 0.18 | 0.15 | Prob. F(6,126) | 0.27 |
| MA(2) | 0.13 | 0.15 | Prob. Chi-Square(6) (T*R ²) | 0.27 |
| MA(3) | 0.22 | 0.02 | ADF resíduos | 0.00 |

Porém, como vimos na seção anterior, devido à provável existência de da raiz unitária na série de inflação de serviços, foi também considerada a estimação da variação da inflação dos serviços (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.

ARMAX da Inflação dos serviços na Primeira Diferença

Método: Mínimos Quadrados com heterocedasticidade corrigida através do método de White

Amostra ago/1999 a dez/2012

| Variável | Coefficiente | 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 auto correlação LM (Breusch-Godfrey) | |
| COMMODITIESAGRICOLAS(-2) | -0.89 | 0.09 | Prob. F(1,123) | 0.59 |
| COMMODITIESAGRICOLAS(-3) | 0.56 | 0.12 | Prob. Chi-Square(1) | 0.78 |
| SELIC | 0.15 | 0.28 | Prob. F(2,122) | 0.58 |
| AR(12) | 0.53 | 0.00 | Prob. Chi-Square(2) | 0.62 |
| AR(24) | 0.27 | 0.00 | Prob. F(6,118) | 0.74 |
| MA(1) | -0.81 | 0.0 | Prob. Chi-Square(6) | 0.72 |
| MA(2) | -0.17 | 0.1 | Prob. F(12,112) | 0.40 |
| | | | Prob. Chi-Square(12) | 0.34 |
| | | | Teste de heterocedasticidade de Breusch-Pagan-Godfrey | |
| | | | Prob. F(5,128) | 0.81 |
| | | | Prob. Chi-Square(5) | 0.80 |

Os resultados descritos acima parecem corroborar algumas conclusões para inflação desagregada que já estavam presentes nas discussões da inflação agregada, além de levantar alguns pontos específicos para explicar o comportamento diferente da inflação dos 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 US\$ em conjunto afetam todos os itens desagregados da inflação aqui discutidos. Assim, devido às características da economia brasileira dessa variável afetar os preços dos produtos *tradables*, os custos dos bens *non tradables* (inclusive serviços) e também os preços monitorados torna essa variável bastante relevante para explicar a dinâmica inflacionária.²²

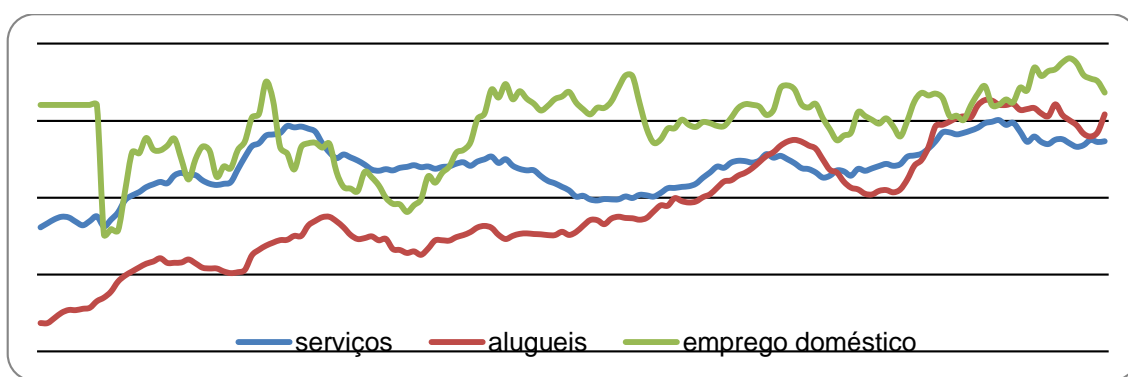
Com relação à inércia, vimos que a inflação de serviços parece ser a que possui maior grau de inércia. Isso pode ser interpretado, segundo nossa derivação da forma funcional, de três formas: que o setor serviços é basicamente não-comercializável e com isso os salários são um fator importante de custo e mais facilmente repassado para os preços; que o crescimento da produtividade dos serviços evolui de maneira menos rápida que na agricultura e 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, podemos ver dois fatores que parecem ter contribuído para essa se situar em um patamar mais alto recentemente. Primeiro, note que a inflação dos serviços domésticos passa, a partir de 2006, a ficar sempre acima da inflação de serviços. Isso 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.

²² A partir de 2006 o Banco Central do Brasil passou a divulgar um índice de preços de commodities medidos em Reais, que são determinantes para a inflação brasileira (BCB, 2010b).

Em segundo, notamos que os aluguéis também passam a operar em um patamar mais alto, sobretudo a partir de 2008. A questão aqui é que o índice capta diretamente os aluguéis como um serviço, porém os aluguéis 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 recente dos preços dos imóveis em grandes capitais 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.

Inflação dos serviços e sub-itens aluguéis e empregado doméstico – acum. 12 meses



Fonte: IBGE, Banco SIDRA.

6 Conclusão e considerações finais

No presente artigo buscamos modelar a dinâmica da inflação brasileira desagregada sob a ótica da inflação de custos levando em conta o fato que existe uma interdependência nas cadeias produtivas que se reflete na inflação do Índice Agregado de preços ao consumidor bem para estimar esse modelo de inflação desagregado em sua forma reduzida, para assim discutir possíveis explicações para a diferença do patamar de cada um dos indicadores desagregados de inflação. Os resultados encontrados ao estimar as formas reduzidas das equações desagregadas de inflação mostram (1) que a taxa de câmbio e a inflação importada em US\$ em conjunto afetam todos os itens desagregados da inflação (via preços monitorados, produtos industriais e agrícolas *tradables* e via custos dos bens non tradables, inclusive serviços); (2) que é difícil associar pressões de demanda com a inflação. Em termos desagregados, apenas a inflação de serviços parece responder 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 e o efeito diferenciado sobre a inflação de serviços; (3) cuja inércia parece ser maior que as demais, que pode ser interpretado pelos fatos que o setor serviços ser basicamente não-comercializável, 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).

Porém, essas são apenas primeiras impressões que podemos tirar da estimação da forma reduzida da inflação desagregada, sendo portanto necessário em um próximo trabalho avaliar de maneira mais minuciosa a relação entre salários e inflação, por um lado, e a própria dinâmica da inflação salarial e sua relação com o mercado de trabalho, por outro lado, tal qual proposto em nosso modelo apresentado na seção 2, para endossarmos ou não as impressões expostas nesse trabalho.

Bibliografia

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

BASTOS, C.; BRAGA, J. (2010) Conflito distributivo e inflação no Brasil: uma aplicação ao período recente. In: XV ENCONTRO NACIONAL DA SOCIEDADE DE ECONOMIA POLITICA, São Luis do Maranhão.I

BCB – BANCO CENTRAL DO BRASIL. [\(2006\) Preços Monitorados e Administrados por Contrato e os Índices Gerais de Preços](#) Brasília, v., n. Dez.2006

BCB – BANCO CENTRAL DO BRASIL. (2010a) Previsão de inflação com Curvas de Phillips com preços desagregados. Relatório de inflação, Brasília, v. 12, n. 1, mar. 2010.

BCB – BANCO CENTRAL DO BRASIL. (2010b) Repasse dos Preços das Commodities para o IPCA e Índice de Commodities Brasil . Relatório de inflação, Brasília, v. 12, n. 4,dez. 2010.

BCB – BANCO CENTRAL DO BRASIL. (2012a) Projeção de Inflação Utilizando Modelo Semiestructural Desagregado: Bens Comercializáveis e Não Comercializáveis Relatório de inflação, Brasília, v. 14, n.3, set. 2012.

BCB – BANCO CENTRAL DO BRASIL. (2012b) A Evolução Recente do Custo Unitário do Trabalho no Brasil. Relatório de inflação, Brasília, v. 14, n.41, dez. 2012.

BRAGA, J. (2006) Raiz unitária, inércia e histerese: o debate sobre as mudanças da NAIRU na economia americana nos anos 1990. Tese de Doutorado, IE-UFRJ, 2006.

BRAGA, J.(2011) A inflação brasileira na década de 2000 e a importância de políticas não monetárias de controle TD 1672.

BRAGA (2012) O atual regime de política econômica favorece o desenvolvimento? Textos para Discussão CEPAL n. 16.

IBGE (2005) Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor, Estrutura de Ponderações a Partir da Pesquisa de Orçamentos Familiares 2002-2003. Rio de Janeiro: Relatório metodológico nº 34, 2005.

IPEA (2010) Decomposição e determinantes da inflação no Brasil no período 2007-2009 (cap. 7) Brasil em Desenvolvimento : Estado, planejamento e políticas públicas / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.- Brasília : Ipea, 2010DAI

IPEA (2012) Mercado de Trabalho in. Carta de Conjuntura n.16 set. 2012.

IPEA (2013) A dinâmica dos preços administrados in. Carta de Conjuntura n.18 abr. 2013.

JORGE, C.T. (2012) Análise desagregada da inflação por setores industriais da economia brasileira entre 1996 e 2011. Dissertação de Mestrado, IE-UFRJ.

KALECKI, M. (1971) Class Struggle and the Distribution of National Income. *Michal Kalecki*. *Kyklos*, vol. 24, issue 1, pages 1-9, 1971.

LARA REZENDE, A. ; LOPES, F. (1981), Sobre as causas da recente aceleração inflacionaria, *Pesquisa e Planejamento Economico*, 11, no. 3, 599-616.

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

LIMA, G. SETTERFIELD, M. (2010) Pricing behavior and the cost-push channel of monetary policy, *Review of Political Economy*, v. 22, I.1, pp. 19-40

MARTINEZ, T. (2012) Inflação e o padrão de crescimento brasileiro: considerações a partir da desagregação do ipca, TD 1804

MARTINEZ, T. S.; CERQUEIRA, V. S. (2011) “Estrutura da Inflação Brasileira:determinantes e desagregação do IPCA”. Rio de Janeiro: IPEA. (Texto para Discussão n. 1634).

MARTINEZ, T ; BRAGA, J. (2012) Crescimento liderado pelos salários, política monetária e inflação no Brasil. V Encontro da AKB: São Paulo.

MODIANO, E. (1983) A dinâmica de salários e preços na economia brasileira: 1966/81. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 13(1):39-68, 1983.

MODIANO, E. (1985) Salários, preços e cambio: os multiplicadores dos choques numa economia indexada. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 15, n.1, 1985.

PALUMBO, A. (2008a) Demand and supply forces vs institutions in the interpretations of the Phillips curve, mimeo, Dipartimento di Economia, Roma Tre, 2008

PALUMBO, A. (2008b) I metodi di stima del PIL potenziale tra fondamenti di teoria economica e contenuto empirico, Department of Economics-University Roma Tre. Available at: <http://ideas.repec.org/p/rtr/wpaper/0092.html> [Acessado novembro 11, 2012].

PIVETTI, M. (1991): An Essay on Money and Distribution, MacMillan, Basingstoke, London.

SACHSIDA, A.; RIBEIRO, M.; DOS SANTOS, C. H. (2009) A curva de Phillips e a experiência brasileira. Ipea, 2009 (Texto para Discussão, n. 1.429).

SERRANO, F. (1996). The sraffian supermultiplier. Tese (Doutorado não publicada). Cambridge University.

SERRANO, F. (2007). “Histéresis, dinâmica inflacionaria y el supermultiplicador sraffiano.” Seminarios Sraffianos, Universidad Nacional de Luján-Grupo Luján. Colección Teoría Económica, Ediciones Cooperativas. Available at: <http://www.elgermen.com.ar/wordpress/wp-content/uploads/Serrano-F-Hist%C3%A9resis-Din%C3%A1mica-Inflacionaria-y-el-Supermultiplicador-Sraffiano.pdf>

SERRANO, F. (2010a) “O conflito distributivo e a teoria da inflação inercial”, Revista de economia contemporânea , vol.14 no.2, mai-ago2010.

SERRANO, F. (2010b). “Juros, Câmbio e o Sistema de Metas de Inflação no Brasil”. São Paulo-FGV, Revista de Economia Política. 2010.

SERRANO, F.; SUMMA, R. (2011) Política macroeconômica, crescimento e distribuição de renda na economia brasileira dos anos 2000, IV encontro da associação Keynesiana Brasileira, agosto 2011.

SERRANO, F. ; SUMMA, R. (2012) A desaceleração rudimentar da economia brasileira desde 2011 OIKOS (Rio de Janeiro), Vol. 11, No 2

SUMMA, R. (2011). “Uma avaliação crítica das estimativas da curva de Phillips no Brasil.” *Revista Pesquisa & Debate*, São Paulo, volume 22, n. 2 (40).

SUMMA, R. (2012). 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. (2011). “Estimando a curva de Phillips brasileira no período do sistema de metas de inflação por redes neurais.” In: *Anais do XIV Encontro de Economia da Região Sul: ANPEC-SUL*.

STIRATI, A. (2001). Inflation, Unemployment and Hysteresis: an Alternative View. *Review of Political Economy*, 13(4), p.427–451

SYLOS LABINI, P. (1979). Preços e distribuição de renda na indústria de transformação. In Labini, P.(1984). *Ensaio sobre desenvolvimento e preços*. Forense-Universitária, 1984.

SYLOS LABINI, P. (1984). Preços rígidos, preços flexíveis e inflação. In InLabini, P. (1984). *Ensaio sobre desenvolvimento e preços*. Forense-Universitária, 1984.