

# Dispersão na Fixação de Preços no Brasil

Diogo Guillén\*, Márcio Garcia†

**Contents:** 1. Introdução; 2. Dados e Estatísticas de Posição; 3. Metodologia; 4. Resultados Econométricos; 5. Resultados; 6. Conclusão.

**Keywords:** Política Monetária, Taxa de Juros, Índices de Preços Desagregados.

**JEL Code:** E30, E50, E52, F41.

Estudamos os impactos de uma mudança na taxa de juros e na taxa de câmbio sobre a inflação no Brasil. Com a desagregação do IPCA em 512 subitens, é possível mostrar que, após um aumento da taxa de juros ou uma depreciação cambial, a dispersão dos preços se altera. Os resultados indicam, ainda, que leva entre seis e doze meses até que a estrutura de preços volte a ser aquela que prevalecia antes da mudança. Este resultado é interessante por mostrar que não só o nível de preços agregado é afetado, mas a distribuição também, e leva até um ano para que esta se restabeleça.

*We study how inflation in Brazil reacts to changes in the interest rates and in the exchange rate. Using a disaggregation of IPCA within 512 items, it is possible to show that, after an interest rate increase or exchange rate depreciation, price dispersion alters. Our results indicate, furthermore, that it takes from six to twelve months until price structure returns to the one that existed before the change. This result seems interesting because it shows that all price distribution is affected by a macroeconomic shock.*

## 1. INTRODUÇÃO

A literatura recente em macroeconomia tem abordado dois temas de suma importância de forma um tanto quanto independente. Por um lado, há vários estudos discutindo como se dá o processo de reajuste de preços usando microdados. Neste campo, sobressaem o trabalho de Bils e Klenow (2004), assim como o esforço de coleta de preços de Cavallo (2010). Duas conclusões principais emergem dessa literatura: o reajuste de preços é heterogêneo e depende das condições macroeconômicas (Gagnon, 2009).

Por outro lado, é evidente a importância do entendimento de como a inflação reage a mudanças dos juros ou do câmbio não só do ponto de vista acadêmico como de condução de política. No entanto, há

\*Princeton University, Department of Economics. Fisher Hall, Princeton, NJ, USA, 08544-1021. E-mail: dguillen@princeton.edu

†Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Centro de Ciências Sociais, Departamento de Economia. Rua Marquês de São Vicente, 225, Gávea, Rio de Janeiro, CEP 22453-900 RJ, Brasil. E-mail: mgarcia@econ.puc-rio.br



uma predominância dos estudos empíricos brasileiros preocupando-se com o nível agregado de preços, mas ignorando uma dimensão tão importante quanto esta que é a mudança de preços relativos.

Embora exista evidência empírica suficiente para garantir que a política monetária não é neutra com relação aos movimentos de preço e produto agregados, não sabemos se ela é neutra com relação aos preços relativos. Desse modo, é importante saber se, por exemplo, após uma mudança na taxa de juros, há um aumento da dispersão de preços ou não, o que sugere a mudança de preços relativos na economia, conforme será mais bem explicado posteriormente.

A literatura referente ao estudo de choques monetários sobre preços relativos não é muito extensa; destacam-se alguns artigos principais. Balke e Wynne (2007) analisam a resposta da dispersão dos preços que compõem o PPI (*Producer Price Index*) após um choque monetário, aplicando uma metodologia econométrica de VAR com a utilização de equações para cada um dos preços que compõem o PPI, conforme será melhor descrito na próxima seção. Outro artigo que merece menção é o de Bils et alii (2003), que utiliza dados de consumo para fazer a análise, sendo bastante semelhante, na formalização metodológica, ao artigo de Balke e Wynne (2007). O trabalho de Bils e Klenow (2004) também é uma boa referência na análise da frequência de reajuste de preços nos Estados Unidos, fundamentado em uma base de dados bastante completa. Por fim, um artigo recente de Boivin et alii (2007) elabora um estudo do impacto de um choque monetário sobre os preços relativos utilizando um FAVAR (*Factor Augmented Vector Auto Regression*), que permite decompor a variação dos preços por conta de um choque setorial e por conta de um choque agregado.

No entanto, deve ser mencionado que a literatura de preços relativos está intimamente ligada à literatura de heterogeneidade na definição de preços. Suponha uma economia que tenha dois bens, um é reajustado mensalmente e o outro é reajustado anualmente. Se houver um choque monetário, é bem provável que o preço relativo dos bens se altere em virtude da incapacidade de reajustar os preços com a mesma frequência. Carvalho (2006) mostra que choques monetários em economias com reajuste heterogêneo de preços tendem a ter maiores e mais persistentes efeitos do que em economias não heterogêneas.<sup>1</sup> Berriel e Sinigaglia (2008) mostram que a função perda quando há heterogeneidade entre os setores é composta pela variância das inflações setoriais e hiatos setoriais, indicando que a política ótima também deveria considerar esta heterogeneidade. Aoki (2001) mostra que, se há um setor com preços flexíveis e outro com preços rígidos, o Banco Central deve olhar o setor de preços rígidos ao determinar sua política monetária, o que pode ser interpretado como uma meta no núcleo da inflação.<sup>2</sup>

Esta breve resenha da literatura nos permite entender, em grande parte, a motivação de estudar questões de preços relativos no Brasil. Conforme apresentamos, há artigos na literatura que avaliam como a política monetária ótima deve ser alterada quando há mudança nos preços relativos,<sup>3</sup> outros artigos estudam o papel da heterogeneidade na definição de preços sobre o impacto no choque monetário.<sup>4</sup> Dessa maneira, é oportuno tentarmos entender como variações inesperadas no ambiente macroeconômico podem modificar a estrutura de preços relativos no Brasil.<sup>5</sup>

Além desta dimensão até então não estudada para o Brasil, ao utilizar séries de preço desagregadas também é possível compreender melhor o *price puzzle*, que pode não ser captado quando utilizamos séries agregadas.<sup>6</sup>

<sup>1</sup>Os resultados do artigo foram obtidos a partir da calibragem com dados dos Estados Unidos.

<sup>2</sup>Benigno (2004) também segue uma linha semelhante de estudo de heterogeneidade, mas avaliando a política monetária ótima em uma união monetária com dois países.

<sup>3</sup>Aoki (2001) e Benigno (2004) são exemplos.

<sup>4</sup>Carvalho (2006).

<sup>5</sup>Deve ser mencionado, ainda, que o interesse pelo estudo da neutralidade da moeda também motiva o artigo, pois a neutralidade exigiria que os preços relativos não se alterassem.

<sup>6</sup>Uma possibilidade para que não captássemos o *price-puzzle* agregado, seguindo Barth e Ramey (2001), seria se o canal de crédito fosse muito significativo em algumas indústrias, mas no agregado não o fosse. Outra possibilidade seria se, de alguma forma,

Este artigo contribui para a literatura porque introduz, no estudo da política monetária brasileira, séries de preços desagregadas, permitindo avaliar mudanças de preços relativos, além de fenômenos que costumam ocorrer apenas no âmbito da firma ou da indústria, e que são obscuros quando tratamos de dados agregados.

Utilizando a metodologia de vetores auto-regressivos para as variáveis agregadas junto com estimações individuais dos componentes do IPCA em relação às variáveis agregadas, podemos ver qual a resposta de cada um dos componentes a um choque. A opção neste artigo, na tentativa de sermos agnósticos, é de não avaliar choques estruturais, apenas choques reduzidos, ou seja, uma análise com inovações na equação de juros na forma reduzida do VAR, com alguns comentários sobre como se comportam os gráficos se optássemos pela ordenação de Cholesky.

Os resultados para uma inovação na equação de juros e na equação de câmbio sugerem que há um aumento inicial da variância entre os componentes do IPCA, levando cerca de 12 meses para que a distribuição de preços relativos volte a ser aquela que prevalecia antes do choque no caso de juros e 9 meses no caso do câmbio. Se dividirmos a amostra entre bens *tradeables* e *non-tradeables*, observa-se que leva mais tempo para que *tradeables* voltem à distribuição que prevalecia antes do choque.

Além desta introdução, este artigo apresenta estatísticas descritivas, metodologia, resultados econométricos abordaremos também os efeitos de um aumento da taxa de juros e da depreciação cambial sobre a distribuição de preços. Posteriormente, dividimos a análise entre *tradeables* e *non-tradeables* e concluímos o artigo.

## 2. DADOS E ESTATÍSTICAS DE POSIÇÃO

Neste estudo, utilizamos 512 índices de preços diferentes, desagregação máxima divulgada pelo IBGE, definidos como subitens do IPCA. No entanto, como o IBGE alterou os índices que compõem o IPCA em julho de 2006, restringimos a atenção à amostra que começa em agosto de 1999 e vai até julho de 2006.<sup>7</sup> Ainda que esta não seja uma grande amostra, há elementos que nos permitem sustentar a manutenção deste período. Em primeiro lugar, não houve mudança de regimes cambiais, o que alteraria o modo como o choque monetário afeta os preços e constituiria uma variável omitida. Além disso, nesta época, o regime de metas de inflação foi o único sistema monetário utilizado pelo Banco Central, de modo que também conseguimos controlar para esta natureza de efeitos. Outra razão para não alterarmos o período amostral se deve ao fato de que, se quiséssemos expandir a amostra, os índices que compõem o IPCA se alterariam, o que acarretaria uma série de modificações simplesmente pelo aumento ou redução do número de séries no IPCA.<sup>8</sup> Dessa forma, as 82 observações (meses) que utilizaremos em nossas regressões parecem um número suficiente para as estimações. Vale ainda ressaltar que optamos por não retirar nenhum dos subitens componentes do IPCA, pois não há evidência de sazonalidade na dispersão, que é nosso maior interesse.<sup>9</sup>

---

ao agregar as diversas séries de preço que constituem o nível de inflação da economia, os movimentos se cancelariam, obtendo um padrão menos acentuado. Para maiores detalhes de *price-puzzle* no Brasil, Minella (2003).

<sup>7</sup>Neste período da amostra não houve mudanças dos índices que compõem o IPCA.

<sup>8</sup>Ver Balke e Wynne (2007).

<sup>9</sup>Realizamos o teste de Kolmogorov-Smirnov para avaliar se há mudança na distribuição comparando todos os meses do ano. Desse modo, avaliamos se a distribuição de janeiro é igual à de fevereiro, março etc.; se a de fevereiro é igual à de março, abril etc. Dentre os sessenta e seis testes, só podemos rejeitar a hipótese nula de igualdade de distribuições em dois deles (referentes aos pares março-outubro e março-novembro).

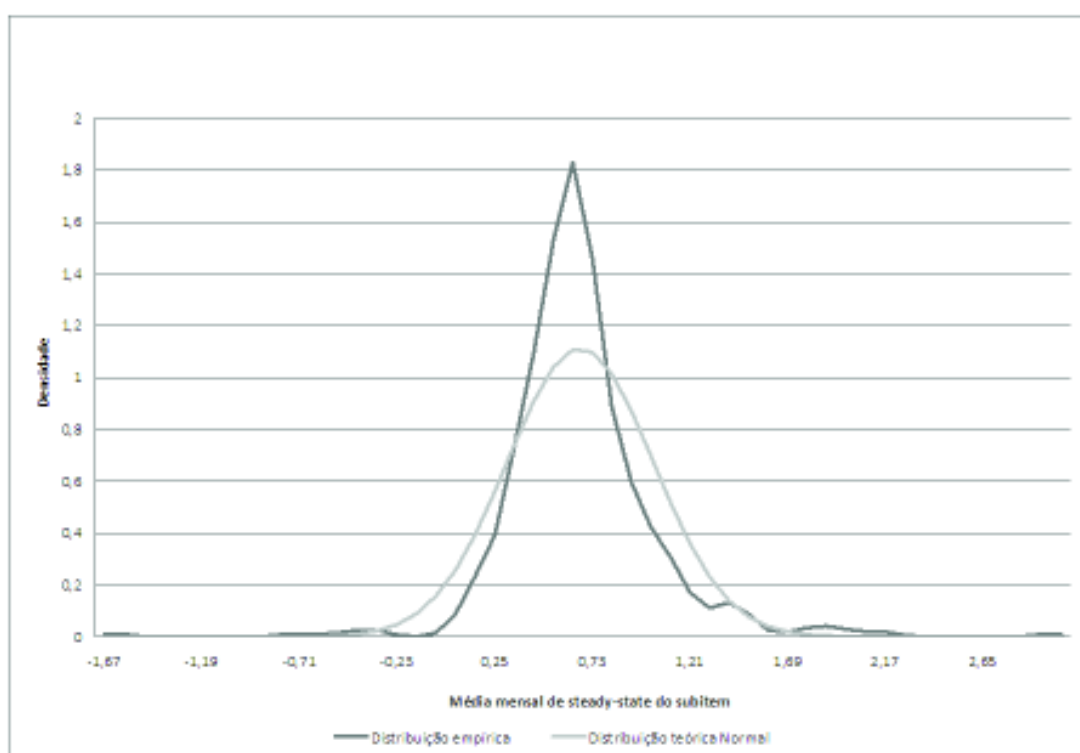


Além das séries referentes aos índices de preços, utilizamos variáveis macroeconômicas, sendo estas: câmbio (média mensal), juros (Selic), inflação (IPCA mensal) e o hiato do produto industrial<sup>10</sup> a partir do filtro de Hodrick-Prescott.

Inicialmente, é importante entender como se comporta a distribuição *cross-section* dos preços, visto que nosso interesse reside, justamente, nos preços relativos.

Para começar, apresentamos a distribuição das médias amostrais da inflação de cada uma das séries de preços que constituem o IPCA,<sup>11</sup> conforme pode ser visto na Figura 1. Além disso, o gráfico mostra a densidade normal para que possamos comparar as duas distribuições. A distribuição apresentada abaixo foi feita por uma aproximação da distribuição de Kernel.<sup>12</sup>

Figure 1: Densidade empírica da distribuição *cross-section* das médias dos subitens do IPCA comparada à densidade normal



A principal característica da distribuição *cross-section* das séries é que ela é leptocúrtica, ou seja, sua distribuição está muito mais concentrada em torno da média do que o comportamento apresentado

<sup>10</sup> A estimação usual teria PIB, ao invés do produto industrial. No entanto, como já mencionamos anteriormente, temos um número reduzido de observações. Desse modo, optamos por utilizar o produto industrial porque conseguimos manter periodicidade mensal na amostra, ao passo que a utilização do PIB nos obrigaria à estimação com base trimestral.

<sup>11</sup> A média utilizada não leva em consideração o peso de cada uma das séries porque não queremos impor diferentes pesos na distribuição. Interessa-nos o preço relativo, independentemente se o produto referente ao produto pesa mais ou menos na cesta.

<sup>12</sup> Não utilizamos ponderação nesta seção porque o objetivo é entender a frequência dos reajustes, independentemente do peso dado a cada uma das categorias dentro do IPCA.

pela distribuição normal.<sup>13</sup> Na prática, isto significa que a maior parte dos reajustes se dá em valores muito próximos à moda, sendo muito raros os reajustes ora muito positivos, ora muito negativos.

Outra característica importante é a assimetria da distribuição para a direita, sugerindo que a massa à esquerda é maior, pois a cauda à direita é mais longa.<sup>14</sup>

A Figura 1, por se tratar da média de inflação de cada uma das séries, pode ser interpretada, grosso modo, como a distribuição de *steady-state* das inflações, o que pode ser útil para comparar, por exemplo, com a distribuição quando ocorre um choque monetário. Com o objetivo de analisarmos com um pouco mais de rigor a diferença entre a densidade empírica de *steady-state* dos subitens e a densidade da normal, apresentamos um teste para avaliar a normalidade da distribuição *cross-section* das inflações mensais, no que se refere à curtose, assimetria e a ambos os conceitos juntos.

Table 1: Teste de normalidade da distribuição *cross-section* das inflações que compõem o IPCA (*p*-valor apresentado)

Teste de normalidade da distribuição <i>cross-section</i> do IPCA	
	<i>p</i> -valor
Pr(assimetria)	0,0
Pr(curtose)	0,0
Pr(assimetria e curtose)	0,0

Conforme pode ser visto na Tabela 1, rejeitamos a hipótese de normalidade para a distribuição *cross-section* das inflações de *steady-state*.

Tendo analisado o comportamento de *steady-state* da distribuição de preços, devemos avaliar como a média e a variância, respectivamente, se comportaram ao longo da amostra, o que pode ser visto na Figura 2.

Nota-se que a média *cross-section*, ou seja, o IPCA com pesos uniformes, tem um pico no início de 2003. Isto pode ser explicado por um repasse cambial nos preços, visto que a taxa de câmbio passou de 2,36 em dezembro de 2001 para 3,63 em dezembro de 2002, tal como é observado para a série de IPCA. Cabe ressaltar que a média *cross-section* não é a inflação agregada porque estamos considerando que todos os itens têm o mesmo peso na cesta; caso isto fosse verdade, a média *cross-section* coincidiria com a inflação. No entanto, mesmo não coincidindo, os resultados são bastante semelhantes, ainda que o IPCA pareça ter um comportamento mais suave do que aquele observado pelo IPCA com pesos uniformes.

Análise análoga deve ser feita com relação ao desvio padrão. No entanto, ainda que o desvio padrão tenha aumentado neste mesmo período, este aumento não é tão expressivo quanto no caso da média, como pode ser observado na Figura 3. Conforme o gráfico do desvio padrão documenta, houve outros períodos em que a variância também foi alta.

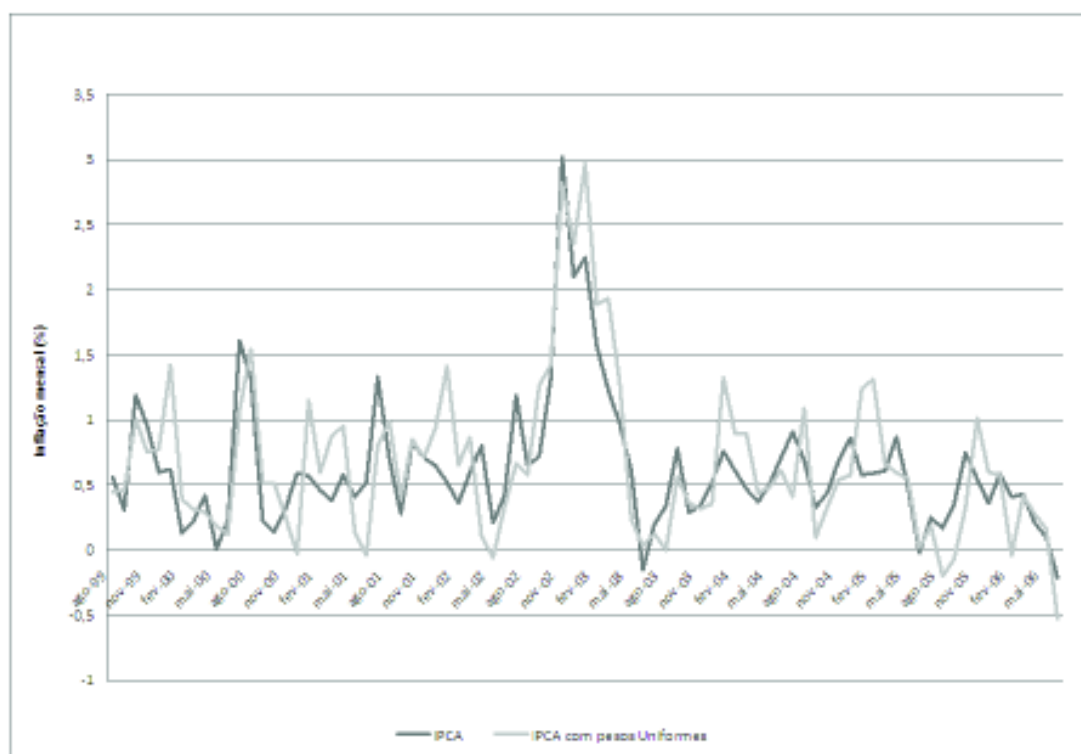
Cabe ressaltar, ainda, a diferença entre os índices de desvio padrão quando levamos em consideração o peso de cada subitem dentro da cesta do IPCA. Utilizando os pesos divulgados pelo IBGE para cada um dos subitens, que são variantes no tempo, construímos o desvio padrão com e sem a ponderação utilizada pelo IBGE no índice. É de se notar, então, como houve um desacoplamento, em 2003, entre os dois índices, provavelmente pelo efeito cambial, que deve ter um impacto distinto em ambos índices

<sup>13</sup>A média temporal da curtose é de 45,52, indicando que a distribuição é, de fato, leptocúrtica.

<sup>14</sup>Cabe ressaltar também que reajustes negativos são menos prováveis de ocorrer do que reajustes positivos. Os resultados para a distribuição do CPI norte-americano encontram uma distribuição assimétrica positiva e leptocúrtica (Balke e Wynne, 2007).



Figure 2: IPCA vs. IPCA com pesos uniformes



Fonte: IBGE.

apresentados. Mais ainda, os índices que parecem mais divergir entre si devem ter um peso menor, uma vez que o desvio padrão *cross-section* ponderado é consistentemente menor.<sup>15</sup>

A questão que surge, então, é se podemos fazer algum tipo de relação entre a média e o desvio padrão da distribuição *cross-section*.<sup>16</sup> A Figura 4 mostra que, com o aumento da média, parece haver um aumento da variância *cross-section*, sugerindo que o primeiro e o segundo momento são correlacionados.

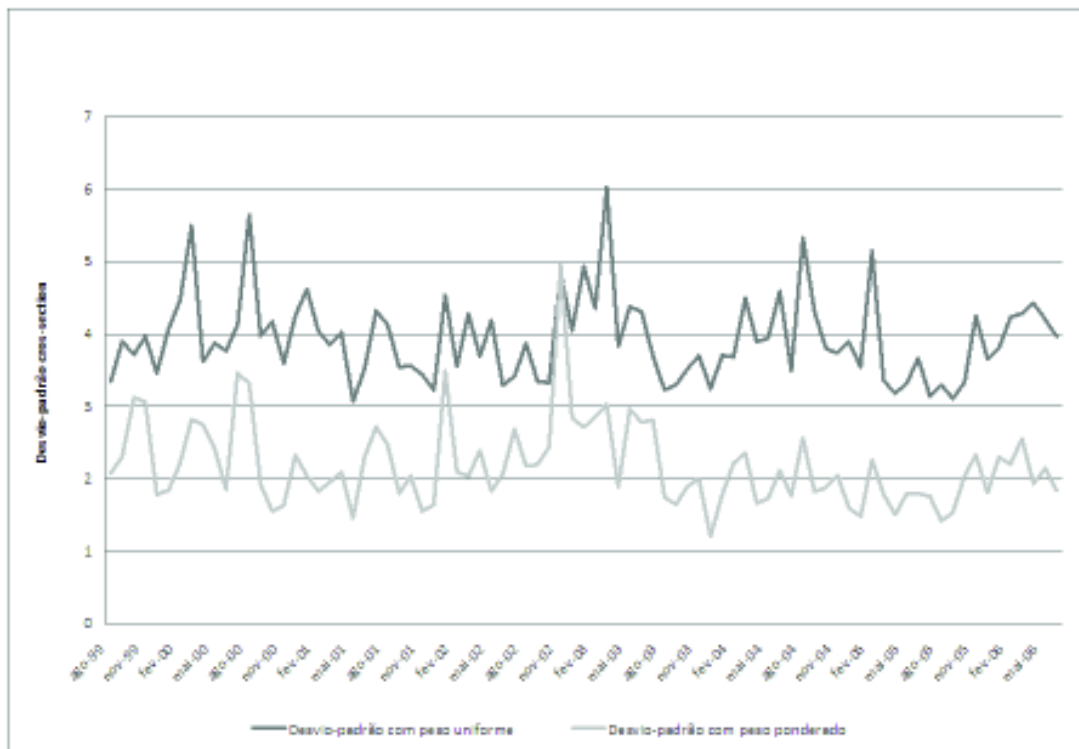
Neste gráfico, cada ponto é um mês da amostra, de tal modo que temos 83 pares de observações de média e desvio padrão *cross-section* do IPCA.

Este resultado de correlação positiva entre a média *cross-section* e o desvio padrão nos leva a fazer outras conjecturas referentes às correlações entre estas variáveis e algumas variáveis macroeconômicas.

Seguindo no estudo de tentar identificar se existe alguma relação entre os diferentes momentos da distribuição do IPCA, apresentamos, na Tabela 2, os coeficientes de correlação entre os momentos.

<sup>15</sup>O IPCA é um *Índice de Laspeyres* de base móvel, que considera não haver efeito substituição entre os produtos (se um item do índice sobe, o consumidor não reduz o seu consumo substituindo-o por outro, simplesmente esse produto passa a ter um peso maior na sua cesta de compras). Cabe citar que “sabendo que os índices do IBGE empregam em sua fórmula de cálculo o *Índice de Laspeyres*, é necessário que a estrutura de gastos esteja atualizada para o período-base de comparação do novo indicador. Por isso, um dos procedimentos técnicos utilizados pelo IBGE nesta revisão constitui-se na atualização dos pesos obtidos na POF, corrigindo-os desde o período utilizado como referência da nova estrutura de ponderação” (Série Relatórios Metodológicos, vol. 34).

<sup>16</sup>A análise apresentada utiliza a ponderação proposta pelo IBGE na construção do IPCA.

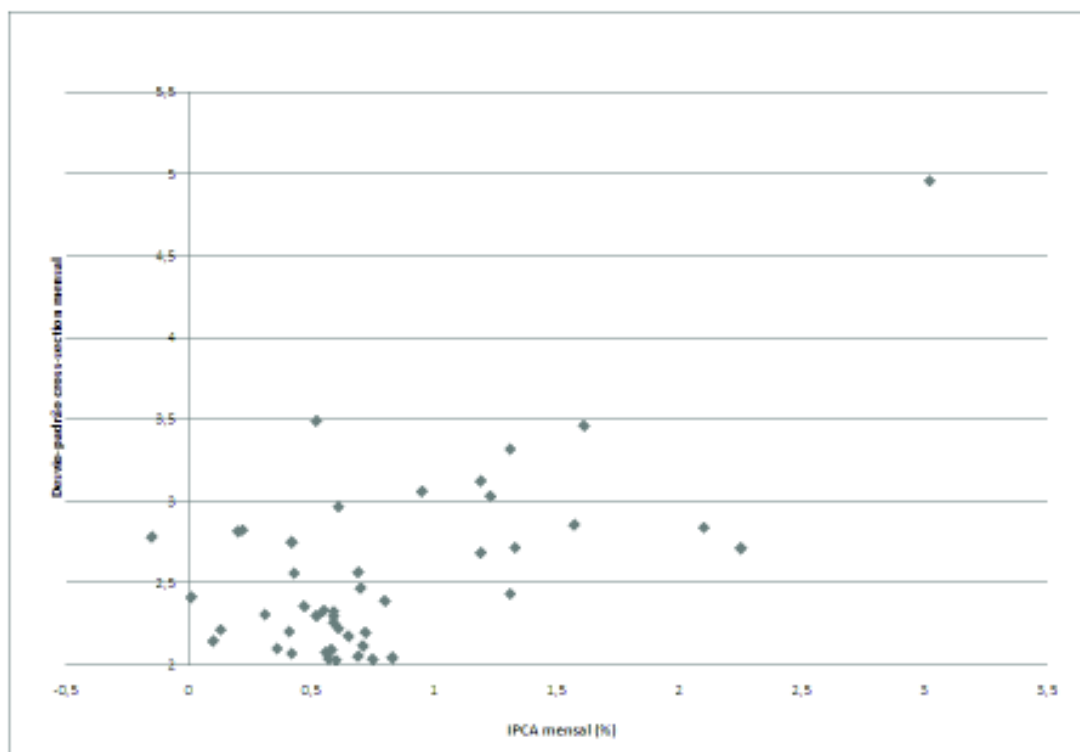
Figure 3: Desvio padrão *cross-section* da inflação (peso uniforme e peso ponderado)

Fonte: IBGE.

Table 2: Coeficientes de correlação entre diferentes momentos estatísticos do IPCA

	Média	Variância	Coefficiente de variação	Terceiro momento	Curtose	Quarto momento	Assimetria
Média	1,00						
Variância	0,65	1,00					
Coefficiente de variação	-0,11	0,05	1,00				
Terceiro momento	0,59	0,74	-0,06	1,00			
Curtose	-0,24	-0,09	0,28	0,31	1,00		
Quarto momento	0,40	0,69	0,16	0,89	0,48	1,00	
Assimetria	0,24	0,20	-0,07	0,61	0,59	0,46	1,00

Fonte: IBGE.

Figure 4: Média e desvio padrão *cross-section* do IPCA

Fonte: IBGE.

A opção por apresentarmos, conjuntamente, momentos e momentos centrais advém de dois fatores. Em primeiro lugar, a assimetria e a curtose são conceitos já intuitivos, que nos permitem uma interpretação mais imediata dos resultados. Além disso, como estamos dividindo pela variância, os resultados tendem a ser mais difíceis de serem mantidos.

Deve-se ressaltar, inicialmente, que todos os momentos foram obtidos a partir de um corte transversal nos subitens que compõem o IPCA, de tal modo que temos uma série de primeiro, segundo, terceiro e quarto momentos da distribuição *cross-section* do IPCA. Em posse disso, é possível avaliar a correlação entre as séries.

Conforme mencionado anteriormente, a média e a variância apresentam alta correlação positiva, resultado que parece intuitivo se lembrarmos da Figura 4. No entanto, a Tabela 2 apresenta resultados extremamente interessantes. De forma geral, os momentos parecem ser muito ligados, de tal modo que, a um aumento da média, haveria um aumento dos momentos mais altos analisados. Mais do que uma evidência definitiva da mudança do padrão da distribuição quando há uma mudança na média do IPCA, esta tabela parece passar um resultado incontestante de que os demais momentos da distribuição devem ser analisados.

Deve ser notado que esta análise descritiva pode servir como um primeiro teste para distinguir as diversas teorias existentes de rigidez de preço. Em primeiro lugar, ainda que não seja uma evidência tão conclusiva quanto àquela sugerida utilizando microdados, a existência de variância *cross-section* é compatível com a ideia de preços rígidos. Mais ainda, é possível distinguir entre diferentes teorias



baseando-se nos resultados encontrados. Teorias baseadas numa loteria de reajuste de preços, estilo Calvo, não explicariam a correlação entre o coeficiente de variação e a média (seria zero nestes modelos). Cabe ressaltar que este argumento vale para loterias informacionais e loterias de reajuste de preços. Além disso, o comportamento dos momentos de ordens superiores também não é como sugeriria um modelo básico de reajuste de preços tal qual o de Calvo ou Taylor. Se introduzíssemos *state-dependent pricing*, a teoria talvez pudesse ser realinhada à evidência empírica. Teorias baseadas em menu-cost teriam que considerar o custo de menu dependendo das condições macroeconômicas para obter estes resultados.

Desse modo, um estudo mais aprofundado, utilizando arcabouço econométrico, será feito, tentando avaliar como a distribuição de preços como um todo reage a uma variação do câmbio ou dos juros.

### 3. METODOLOGIA

Nesta seção, apresentamos a metodologia apropriada para o estudo do choque monetário sobre os preços relativos. Em primeiro lugar, é importante definir como se dará a estimação dos resultados para então definir como será construído o choque monetário.

Na realização deste exercício, temos dois tipos de variáveis: variáveis macroeconômicas e variáveis que compõem o IPCA. A metodologia utilizada para a estimação dos resultados é baseada em VARs, bastante semelhante àquela proposta por Balke e Wynne (2007).

Inicialmente, fazemos um VAR de variáveis macroeconômicas, escolhendo o número de defasagens por um critério de informação, com o hiato do produto industrial ajustado sazonalmente, IPCA, juros e variação cambial.

No entanto, isto não basta, pois queremos saber como se comportam as variáveis que compõem o IPCA. Desse modo, precisamos acrescentar uma equação que explique como o índice de preços em questão se comporta face a mudanças nas variáveis macroeconômicas. Sob a hipótese de que cada um dos índices tem peso muito pequeno para que afete as variáveis macroeconômicas, não é necessário incluir esta variável em nosso VAR. Desse modo, o que fazemos é acrescentar uma equação referente ao índice de preços em questão com o mesmo número de defasagens do vetor auto-regressivo, tendo 512 sistemas de equações:

Seja  $S_i$  o sistema de equações referente ao índice de preços  $i$ , onde:

$$S_i = \left\{ \begin{array}{l} i \in [1,512] \\ VAR \\ p_{it} = a_1 e_{t-1} + a_2 i_{t-1} + a_3 ipca_{t-1} + a_4 y_{t-1} + u_t \end{array} \right\} \quad (1)$$

Escrevendo  $S_i$  em formato matricial para o caso particular de um VAR com apenas uma defasagem no formato reduzido:

$$\begin{pmatrix} \text{câmbio}_t \\ \text{juros}_t \\ ipca_t \\ y_t \\ p_{it} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} & a_{14} & 0 \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} & a_{24} & 0 \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & a_{34} & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & a_{44} & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & a_{55} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \text{câmbio}_{t-1} \\ \text{juros}_{t-1} \\ ipca_{t-1} \\ y_{t-1} \\ p_{it-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \\ u_{5t} \end{pmatrix} \quad (2)$$

Procederemos da seguinte maneira: uma vez encontrado o VAR que rege a economia, assim como todas as equações que definem os preços desagregados, calculamos o valor estimado para cada uma das variáveis dependentes, se as variáveis independentes forem iguais às suas respectivas médias. Como estamos tratando de um vetor auto-regressivo, o sistema converge para um valor constante em cada



uma das variáveis. O ponto principal do artigo, então, é analisar o que ocorre com cada um dos índices de preços desagregados quando há um aumento da taxa de juros ou uma depreciação cambial no estado de equilíbrio. A opção pela utilização deste método, em detrimento do mais usual referente às funções de resposta a impulso, decorre do fato de que não queremos impor uma ordenação na matriz de covariância. Além disso, a previsão será feita com base nos coeficientes das próprias equações, isto é, estamos supondo uma estrutura de mínimos quadrados ordinários e apenas utilizamos a generalização que é um vetor auto-regressivo. Desse modo, não é necessária a inclusão de variáveis contemporâneas nas equações de preços individuais. Cabe destacar que optamos por utilizar a mesma estrutura ótima de defasagens do vetor auto-regressivo nas equações de preços individuais para manter o tratamento dos dados. Deve ser ressaltado que as defasagens maiores aparecem apenas à medida que afetam o coeficiente da primeira defasagem.

De todo modo, como forma de discutirmos um choque estrutural, também obtivemos os resultados sob a hipótese de Cholesky, com ordenação discutida na seção abaixo. Ao longo do artigo, faremos alguns comentários sobre como os resultados divergem se analisarmos os efeitos de um choque estrutural sob esta hipótese, ainda que a interpretação seja bastante distinta.

Toda a análise que se segue está baseada na estimação pontual dos coeficientes, sem considerar o intervalo de confiança sobre o qual se fazem as previsões. Optamos por proceder desta forma, em primeiro lugar, pelo fato de que, por estarmos tratando de 512 índices de preços, uniformizamos as regressões, sem nos preocupar com a significância estatística de cada um dos coeficientes. Além disso, dado o período amostral reduzido, os intervalos de confiança tendem a ser grandes, o que impossibilitaria a análise subsequente.<sup>17</sup>

#### 4. RESULTADOS ECONOMÉTRICOS

Nesta seção, explicaremos como escolhemos o número de defasagens do VAR das variáveis macroeconômicas, assim como as equações que ditam o comportamento das séries que compõem o IPCA.

Para escolher o VAR correto, analisamos qual das especificações possui um menor valor para os critérios de informação. Dessa forma, a única alteração no VAR se refere às defasagens incluídas, visto que as variáveis (hiato do produto industrial ajustado sazonalmente, variação mensal do IPCA, juros e variação cambial) se mantêm as mesmas em todas as especificações. Em virtude de termos um número reduzido de observações, devemos optar por um vetor auto-regressivo que seja parcimonioso no número de defasagens. Dessa forma, os critérios de Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ)<sup>18</sup> sugerem o uso de apenas uma defasagem.

Para ilustrar os resultados encontrados, mostramos as funções de resposta a impulso para o VAR de variáveis macroeconômicas estimado. Note que, na obtenção das funções de resposta a impulso, é necessário definirmos uma ordem, uma vez que estamos triangularizando a matriz *à la* Cholesky. Os resultados foram obtidos com a seguinte ordenação: hiato do produto industrial, IPCA, juros e variação cambial. Isto significa que, por exemplo, o hiato industrial afeta (mas não é afetado por) as demais variáveis contemporaneamente. A Figura 5 apresenta os resultados a um choque de um desvio padrão nas variáveis.

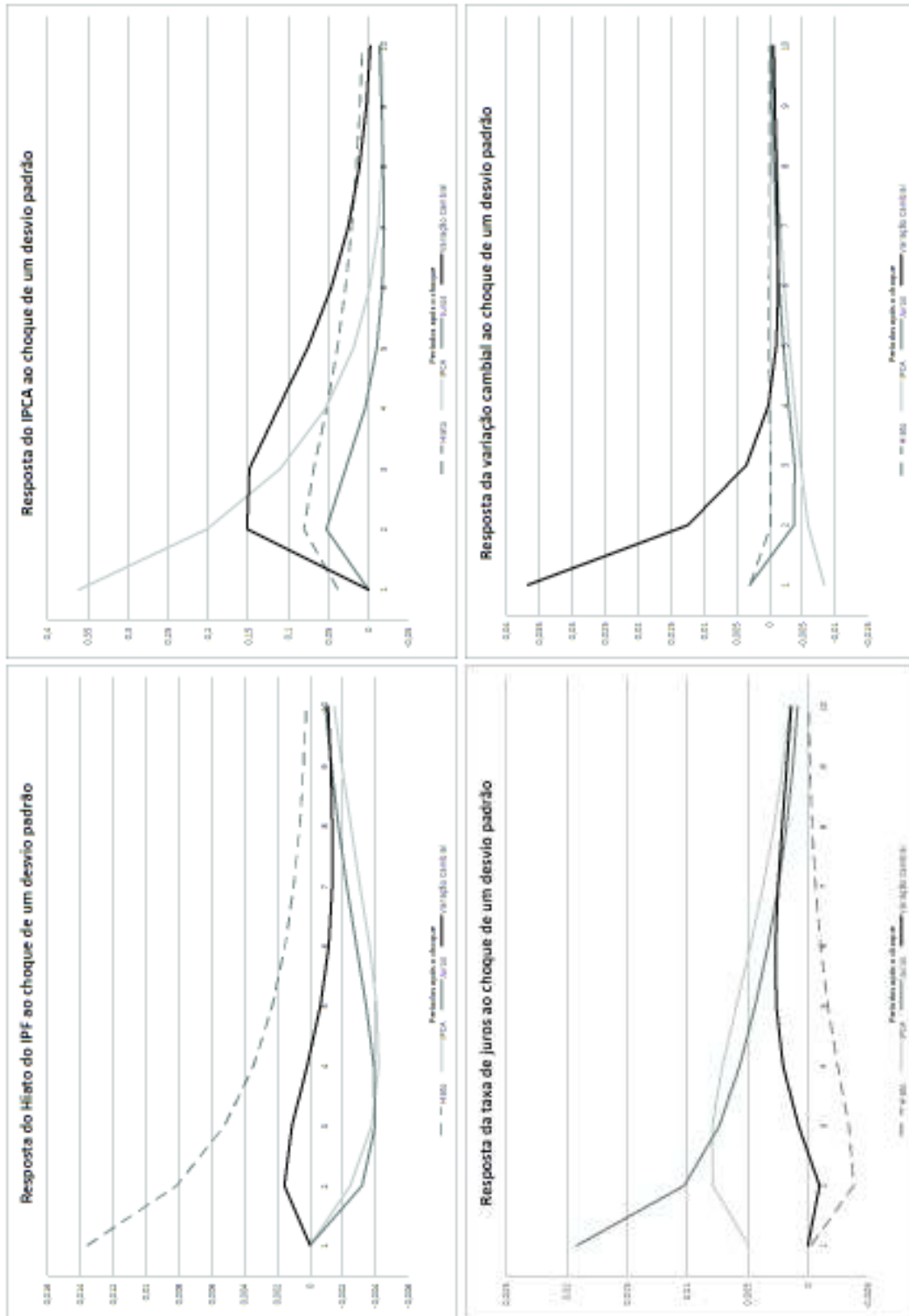
<sup>17</sup>Os autores avaliaram estes intervalos de confiança com simulações de Monte Carlo, supondo independência na distribuição dos parâmetros, como forma de robustez e para entender o papel dos intervalos de confiança sobre os resultados.

<sup>18</sup> As fórmulas dos critérios de Schwarz e Hannan-Quinn são apresentadas abaixo:

$$BIC = n \ln \left( \frac{SQR}{n} \right) + k \ln(n)$$

$$HQC = n \ln \left( \frac{SQR}{n} \right) + 2k \ln(n)$$

Figure 5: Funções de Resposta a Impulso no VAR macroeconômico estimado





As funções de resposta a impulso apresentam um comportamento, em linhas gerais, compatível com o que esperávamos. O hiato responde negativamente aos juros, que responde positivamente ao aumento do IPCA, que por sua vez responde positivamente a uma variação cambial positiva. Além destes resultados, há evidência de *price-puzzle*, uma vez que o IPCA aumenta quando há um choque positivo nos juros, mas depois se reduz. Um resultado paradoxal é a queda da taxa de juros frente a um choque positivo no hiato. Ainda que o coeficiente negativo não seja estatisticamente significativo, não está em linha com uma política monetária que reage a choques no nível de atividade para evitar surtos inflacionários.

Já definido e apresentado o VAR, resta-nos realizar as 512 equações referentes aos índices que compõem o IPCA. Por restrição de espaço, não é possível mostrar todas as equações.<sup>19</sup> Desse modo, apresentaremos algumas estatísticas descritivas.

Dado nosso interesse em avaliar o comportamento dos preços em resposta a uma mudança nos juros, apresentamos principalmente os dados referentes ao coeficiente de juros defasados, presente em todas as equações de preço.

Table 3: Estatísticas descritivas das equações de preço desagregado

	Número de coeficientes		Média dos coeficientes		
	Positivos	Negativos	Geral	Positivos	Negativos
P(-1)	319	193	0,1	0,2	-0,1
Hiato (-1)	258	254	0,1	13,4	-13,4
IPCA (-1)	434	78	0,7	1,0	-0,5
Juros (-1)	296	216	-0,1	9,2	-12,9
Variação cambial (-1)	308	204	2,9	8,7	-5,9

Na Tabela 3, expomos o número de coeficientes positivos e negativos encontrados quando estimamos as 512 equações de subitens. Além disso, apresentamos a média incondicional dos parâmetros, a média dado que o coeficiente era positivo e a média dado que o coeficiente era negativo. Os resultados mostram que, em média, o câmbio tem um impacto positivo no índice de preços, assim como o hiato do produto e a inércia inflacionária do próprio índice.

## 5. RESULTADOS

Nesta seção, apresentamos os resultados de um choque sobre a distribuição de preços, supondo um VAR na forma reduzida. O procedimento inicial analisado nesta seção foi o de encontrar o valor estimado de cada variável a partir do *steady-state* em que o modelo se encontra passados 500 períodos. Como estamos tratando de um vetor auto-regressivo, o sistema converge para um valor constante em cada uma das variáveis. Uma vez que convergiu, prossegue-se dando um choque de 1% sobre a taxa de juros de equilíbrio. Dessa maneira, não estamos captando um choque monetário puro, tal como normalmente se observa quando utilizamos funções de resposta a impulso. Há três motivações que nos levaram a preferir esta metodologia.

Em primeiro lugar, há o interesse preditivo, isto é, dado que o Banco Central alterou a taxa de juros, independente dos efeitos da taxa de juros sobre as outras variáveis, é nosso interesse avaliar o que

<sup>19</sup>Não apresentaremos os resultados para cada uma das 512 equações por restrição de espaço, mas os resultados podem ser obtidos requisitando-se ao autor. Da mesma forma, cabe mencionar que muitos dos coeficientes não são estatisticamente significantes, mas utilizamos seu valor pontual na realização do exercício.

ocorre com a dispersão de preços. É possível, portanto, que quando avaliemos o aumento da taxa de juros, isto também possa estar correlacionado, por exemplo, com uma depreciação cambial. Isto não é uma fraqueza do exercício, pois queremos saber o que de fato ocorre com a distribuição de preços, e não o que ocorreria se houvesse um choque monetário puro. Segundo, a utilização de funções de resposta a impulso dificulta a análise entre os diversos VARs construídos para cada um dos subitens, pois não sabemos qual era a variância entre os índices de preços antes do choque. Por fim, há restrições para identificação do VAR. A utilização da decomposição de Cholesky, por exemplo, é extremamente arbitrária e nossos resultados estariam muito sensíveis à ordenação escolhida. Ainda que a literatura utilize uma certa ordenação com frequência, não há unanimidade com relação a este ponto e, mais ainda, modelos microfundamentados não parecem corroborar este ponto.<sup>20</sup> De todo modo, discutimos brevemente como os principais resultados se alteram se utilizássemos a decomposição de Cholesky sob a ordenação anteriormente discutida no VAR.

A partir de então, analisa-se a resposta desagregada do índice de preços enfocando três âmbitos distintos:

- (i) média,
- (ii) variância, assimetria e curtose e
- (iii) distribuição.

Para facilitar o entendimento, apresentamos os resultados em subseções distintas.

### 5.1. Avaliação dos resultados I – Taxa de juros

Nosso objetivo, aqui, não é apresentar o impacto do choque monetário puro sobre a distribuição de preços, mas tentar prever a estrutura de preços a partir da elevação da taxa de juros. No entanto, alguns comentários sobre como a distribuição de preços se altera após um choque monetário *à la* Cholesky serão feitos ao longo do texto.

#### 5.1.1. Média

O interesse pela média após uma elevação da taxa de juros é imediato, visto que esta é o alvo do Banco Central no regime de metas de inflação. Ainda que nossa metodologia não seja a mais apropriada para avaliar o impacto de um choque monetário meramente sobre a inflação, é interessante mostrar o que ocorre nesta situação. Além disso, aproveitamos para mostrar a diferença entre o gráfico do IPCA estimado no VAR e o IPCA construído a partir das variáveis.

Há dois motivos para que as linhas do IPCA e do IPCA construído sejam diferentes. Em primeiro lugar, estamos utilizando a média dos pesos da amostra para construir o IPCA, mesmo sabendo que estes pesos são variantes no tempo. Além disso, é importante lembrar que a estimação segue caminhos diferentes. O IPCA foi obtido utilizando apenas o VAR macroeconômico composto pelo hiato industrial, juros, variação cambial e pelo IPCA. Por outro lado, o IPCA construído é obtido ao realizarmos as 512 equações dos índices de preço desagregados e só então agregando todos estes itens a fim de obter o IPCA.

Diante do que foi exposto, o resultado chama atenção pela coerência na estimação, visto que, apesar de não apresentar o mesmo resultado pontual, a trajetória após uma elevação da taxa de juros parece ser semelhante para o IPCA e para o IPCA construído.<sup>21</sup>

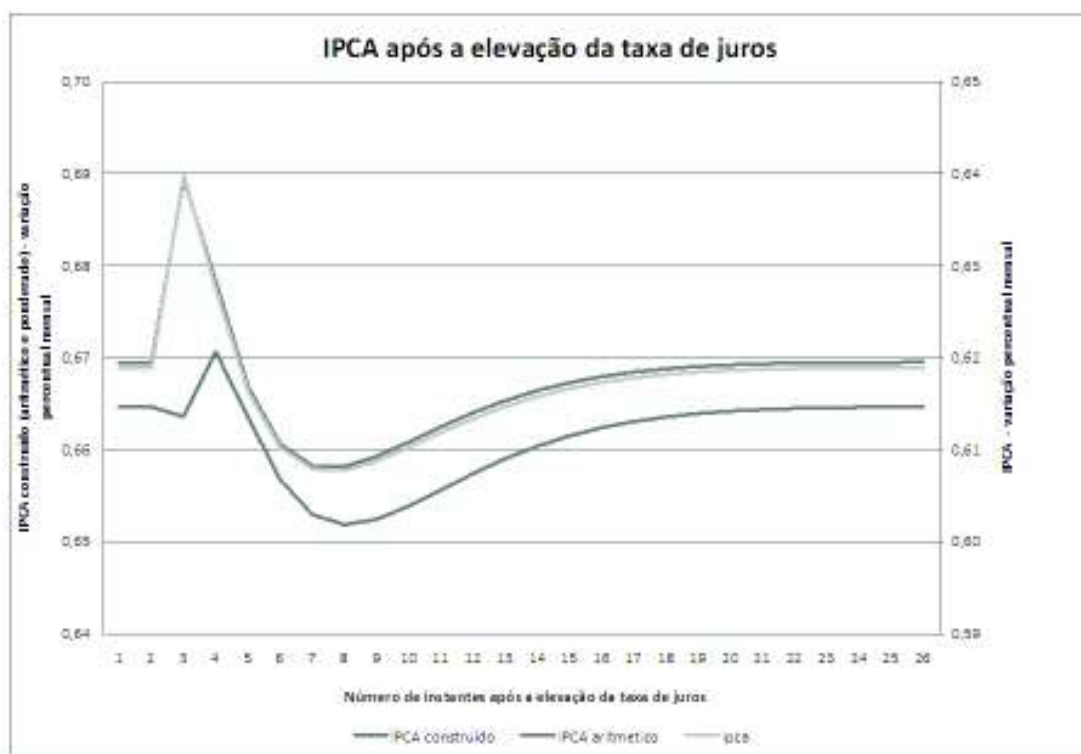
Uma outra forma de avaliar como se dá a dinâmica do IPCA desagregado após um choque monetário é através da ponderação dos subitens. Comparando o resultado do IPCA agregado com aquele que

<sup>20</sup> Woodford (2007).

<sup>21</sup> A utilização de um intervalo de confiança torna a comparação extremamente ruidosa, pois estamos somando 512 equações.



Figure 6: IPCA, IPCA aritmético e IPCA ponderado



emergiria se supuséssemos que todos os índices têm o mesmo peso, poderíamos responder a uma questão complementar à primeira: será que há uma realocação de inflação tal que os índices com maior peso levariam a inflação a aumentar? A Figura 6 apresenta o resultado da variação percentual mensal para os diferentes índices.

Os resultados mostram que a inflação dada pela uniformização dos pesos, na ausência de choques monetários, é menor do que aquela medida pelo IPCA. No entanto, na ocorrência de um aumento dos juros, há uma alteração, sugerindo que o efeito do aumento é menor se ignorarmos os pesos dos subitens. Além disso, haveria uma maior defasagem na resposta do índice de preços a uma elevação da taxa de juros.

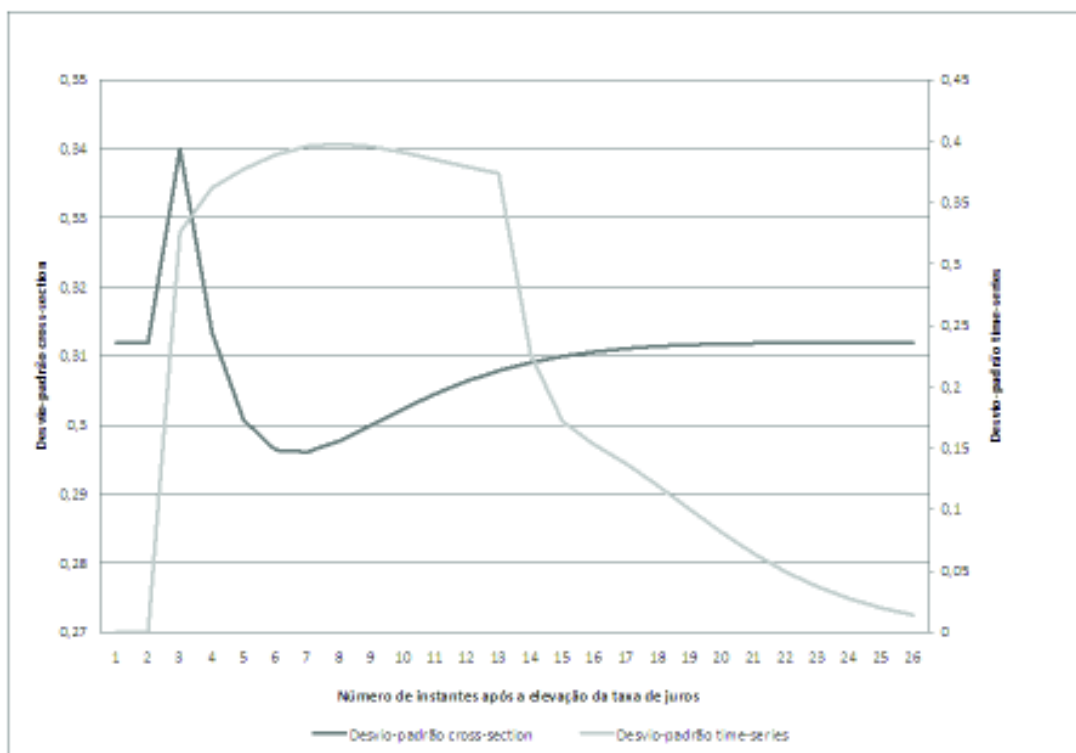
### 5.1.2. Desvio padrão, assimetria e curtose

Para analisar a variância dos preços relativos após uma elevação da taxa de juros, há duas dimensões que deveriam ser observadas: *cross-section* e *time-series*. A variância *time-series* mostra como cada um dos índices de preços se comporta ao longo do tempo, ao passo que a variância *cross-section* mostra a dispersão de preços entre os diversos índices.

O desvio padrão *cross-section* deve ser visto com cautela porque, ainda que estivéssemos no *steady-state*, o desvio padrão seria positivo, pois os índices de preços são diferentes entre os subitens. Desse

modo, prosseguimos na análise observando este desvio padrão, mas partindo do que poderia ser denominado de desvio padrão *cross-section* de equilíbrio.<sup>22</sup>

Figure 7: Desvio padrão após a elevação da taxa de juros



Conforme pode ser depreendido do gráfico acima, após um aumento na taxa de juros há um aumento incontestável da variância entre as distintas classes que compõem o IPCA. Isto advém, naturalmente, do fato de que há preços que são reajustados, ao passo que outros não o são. Assim, a rigidez de preços provoca um aumento na variância. Mais ainda, cabe ressaltar que o aumento da variância possui um padrão tal que seu máximo é um período após o choque e depois inicia a volta ao seu estado de equilíbrio, que leva cerca de dezoito meses para se completar. No entanto, que entre cinco e dezoito meses a variância chega a se reduzir, indicando um reajuste mais concentrado em torno da média entre os subitens.<sup>23</sup>

Este aumento da variância *cross-section* pode ser visto como uma evidência de que os preços não se ajustam da mesma maneira. Após o aumento da taxa de juros, há duas fontes de explicação para que a variância *cross-section* aumente: heterogeneidade na definição de preços ou heterogeneidade na resposta ao aumento da taxa de juros. Para melhor entendimento, suponha que os bens fossem homogêneos na definição de preços e na resposta à taxa de juros. Desse modo, todos os bens responderiam, no

<sup>22</sup>Cabe ressaltar que a variância foi construída utilizando os pesos médios da amostra como base. Além disso, utilizamos a média oriunda da estimação do VAR e não aquela construída através dos pesos. Isto não é de grande importância porque a trajetória dos dois é muito semelhante, permitindo dizer que não teria grande efeito sobre a trajetória do desvio padrão.

<sup>23</sup>Se utilizarmos o coeficiente de variação (desvio padrão/média), o resultado se mantém. Ainda assim, deve-se mencionar que o gráfico é semelhante ao da média do IPCA.



mesmo instante, da mesma maneira e a variância seria nula. Este ponto é extremamente difícil de ser separado, uma vez que só temos o índice de preços para cada um dos subitens.

Na tentativa de entendermos melhor as fontes de variância entre os índices desagregados, construímos o desvio padrão *time-series*.

Surgem duas questões: o período analisado e a forma de agregação dos resultados para cada um dos subitens. Optamos por traçar a variância de 10 períodos de cada um dos subitens e, para analisar os resultados agregados, calculamos a média ponderada (pelos pesos médios) das variâncias de cada um dos resultados encontrados. Isto significa que estamos apresentando a variância média de 10 períodos dos índices de preços desagregados, a partir do aumento da taxa de juros.

A Figura 7 mostra o que ocorre com a variância média de 10 períodos do IPCA desagregado. Conforme se observa, há um aumento da variância atingindo seu máximo oito meses após o choque. No entanto, o período em que a variância se mantém alta é bastante extenso, chegando a quinze meses após a elevação da taxa de juros. A questão que surge, quando analisamos o resultado, é se isto pode ser visto como uma evidência a favor de preços rígidos, uma vez que a variância aumenta após o choque. Tal como construído, este gráfico não deve ser visto como sustentando esta teoria. Isto ocorre pelo fato de que a variância se dá na dimensão *time-series*, e não *cross-section*.

Conclui-se é que a variabilidade média de preços se mantém alta por um longo período após uma inovação nos juros. Quando utilizamos a decomposição de Cholesky, obtemos um aumento do desvio padrão *time-series* temporário, assim como uma redução *cross-section* temporária, sugerindo que possa haver heterogeneidade na resposta aos juros.

Além do desvio padrão, avaliamos os resultados para assimetria e curtose *cross-section*.<sup>24</sup> Os resultados sugerem que a distribuição se altera no que se refere aos momentos centrais de ordem mais alta.

Especificamente com relação à curtose, há um aumento com trajetória semelhante àquela observada para o desvio padrão *cross-section*. De todo modo, é notável que a redução do desvio padrão seja mais firme do que a redução da curtose. Dessa forma, podemos dizer que a distribuição fica mais leptocúrtica quando há uma elevação da taxa de juros.

Com relação à assimetria, esta se reduz, mas permanece positiva, levando vinte períodos até retornar ao valor de *steady-state* anterior à elevação da taxa de juros.

### 5.1.3. Distribuição *cross-section*

Uma outra dimensão extremamente importante é a distribuição *cross-section* dos índices de preços a cada instante de tempo. Neste exercício, é possível analisar como se dá a mudança dos preços ao longo do tempo, permitindo, assim, discutir algumas questões sobre rigidez de preços.

A distribuição apresentada abaixo, tal como realizada na seção anterior, foi feita por uma aproximação de um histograma com vinte intervalos.<sup>25</sup>

Para facilitar o entendimento do gráfico, apresentamos a distribuição antes do choque e a distribuição a partir do choque, até voltar ao estado de equilíbrio.

O *eixo-z* apresenta a frequência. No *eixo-y*, temos as variações das distintas classes que compõem a distribuição. Por fim, no *eixo-x* temos o período amostral, indicando como a distribuição se altera no tempo. Note que cada linha refere-se a um período. Obviamente, quando a distribuição se altera na Figura 8 é porque há um choque. A partir de então, avaliamos como a distribuição se altera até se estabilizar novamente.<sup>26</sup>

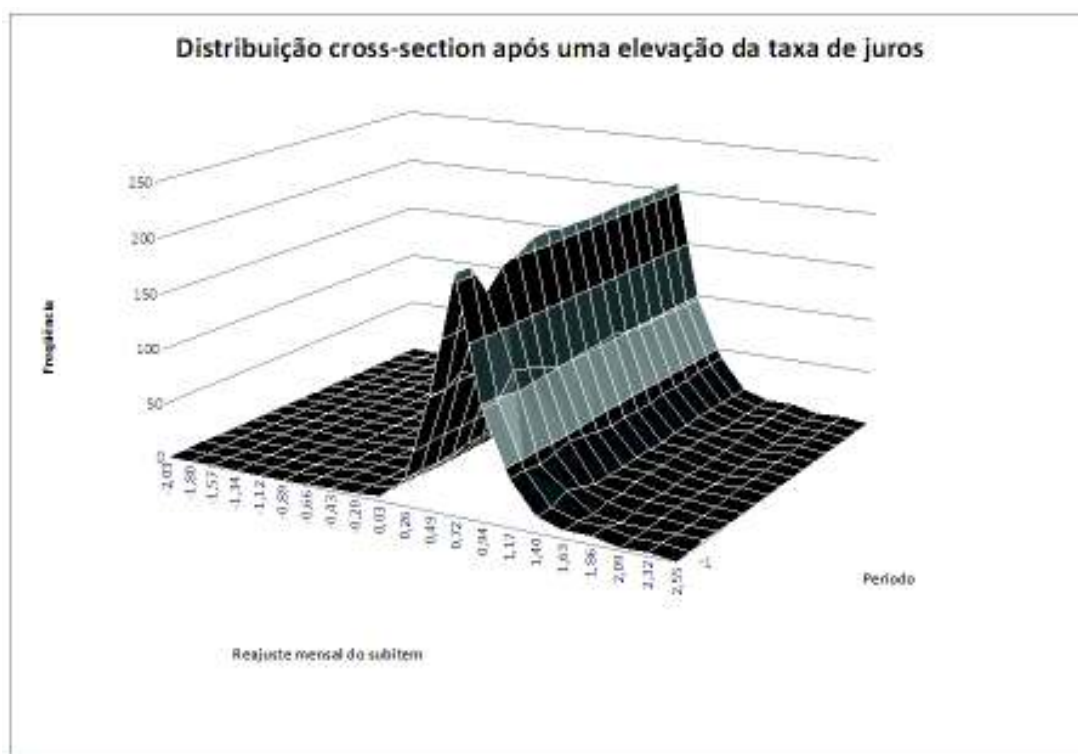
<sup>24</sup>Mais uma vez, cabe ressaltar que utilizamos os pesos médios da amostra para identificar os momentos da distribuição.

<sup>25</sup>Não utilizamos ponderação nesta seção, pois queremos saber a frequência dos reajustes, independente do peso dado a cada uma das categorias dentro do IPCA.

<sup>26</sup>O gráfico possui 14 períodos, começando um período antes da elevação da taxa de juros e terminando no período em que a distribuição é estatisticamente equivalente àquela que prevalecia antes da elevação da taxa de juros, isto é, 12 períodos após o choque.



Figure 8: Distribuição antes e depois da elevação da taxa de juros



As considerações principais sobre a distribuição anterior ao choque foram feitas anteriormente, na Figura 1, destacando-se a assimetria para a esquerda e o perfil leptocúrtico. Resta-nos, então, avaliar o que ocorre com a distribuição após a elevação da taxa de juros. Em um primeiro momento, a distribuição se alarga, indicando que há um aumento da variância e a distribuição fica ainda mais assimétrica para a esquerda.<sup>27</sup>

Para tornar o argumento mais concreto, propomos o teste de Kolmogorov-Smirnov, tendo como base a distribuição *cross-section* da inflação no *steady-state*. A distribuição apresentada foi construída com amplitude entre as classes que minimize o erro quadrático médio integrado se a distribuição fosse gaussiana, opção mais comumente utilizada.<sup>28</sup> Exemplificando, um teste seria o de avaliar se a distribuição *cross-section* das inflações cinco meses após o choque é igual à distribuição no *steady-state*. Os resultados indicam que, até doze meses após o choque, a distribuição é, a 5% de significância, distinta da distribuição de *steady-state*.<sup>29</sup>

O crucial é entender que, qualquer que seja a razão para que a distribuição se altere, isto deve ser levado em consideração na condução da política monetária. Seja para o melhor entendimento do mecanismo de transmissão da política monetária, que pode apresentar maiores defasagens com hetero-

<sup>27</sup>O oposto ocorre quando há um choque monetário *à la* Cholesky – a distribuição afunila inicialmente.

<sup>28</sup>Não apresentamos esta distribuição graficamente pois os intervalos são distintos entre as séries analisadas.

<sup>29</sup>Cabe ressaltar que os resultados não ocorrem por ciclos econômicos; estamos tratando de sazonalidade utilizando o hiato industrial dessazonalizado. Além disso, antes da elevação da taxa de juros, a hipótese de que as distribuições eram equivalentes para qualquer par de meses era satisfeita.



geneidade na definição de preços,<sup>30</sup> seja na resposta ótima do Banco Central, que deve avaliar apenas os preços rígidos.<sup>31</sup> O importante é perceber que a distribuição de preços deve ser considerada na condução da política monetária.

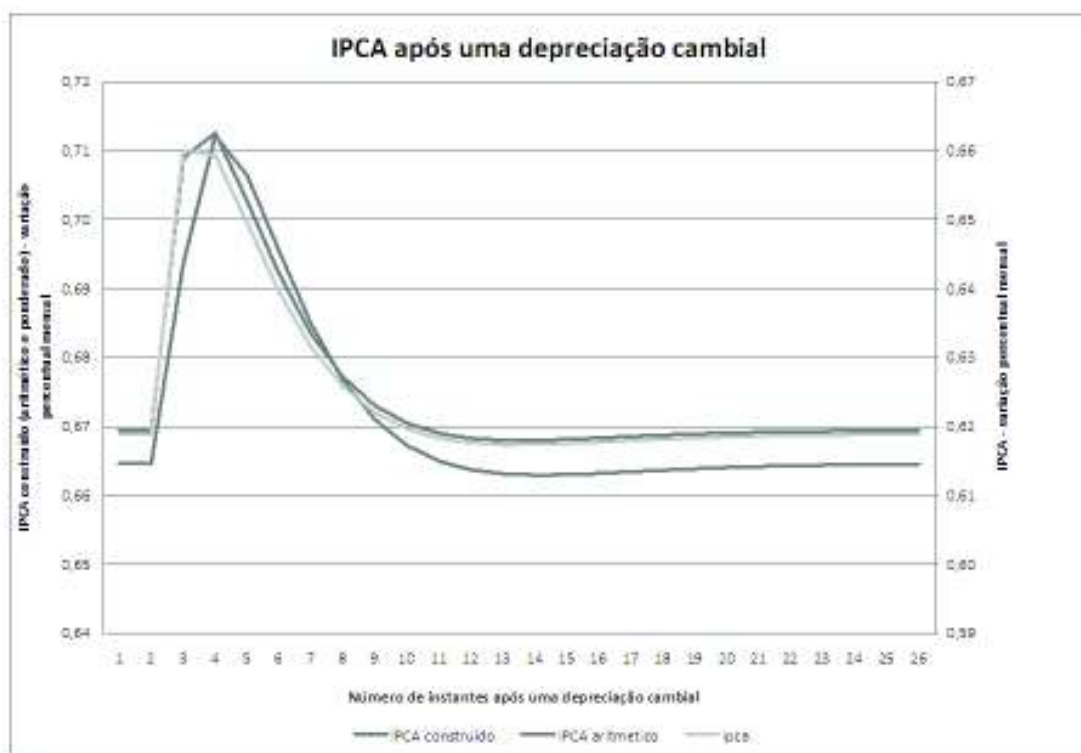
## 5.2. Avaliação dos resultados II – Depreciação cambial

De maneira análoga àquela que apresentamos para o caso de aumento na taxa de juros, avaliamos o que ocorre quando há um choque na taxa de câmbio. Para facilitar o entendimento, o choque cambial analisado neste artigo será dado por um aumento de 10 centavos na variação cambial de *steady-state* do período.

### 5.2.1. Média

As médias da inflação, ponderada e aritmética, além do IPCA estimado no VAR macroeconômico, quando há uma depreciação cambial, são apresentados na Figura 9.

Figure 9: IPCA, IPCA ponderado e IPCA aritmético



Os resultados encontrados sugerem que as três medidas caminham juntas, sendo que a inflação construída com a utilização dos pesos médios é bem semelhante àquela obtida através do VAR macroeconômico. Tal como foi observado para o caso de aumento da taxa de juros, o IPCA aritmético parece

<sup>30</sup>Carvalho (2006).

<sup>31</sup>Aoki (2001).

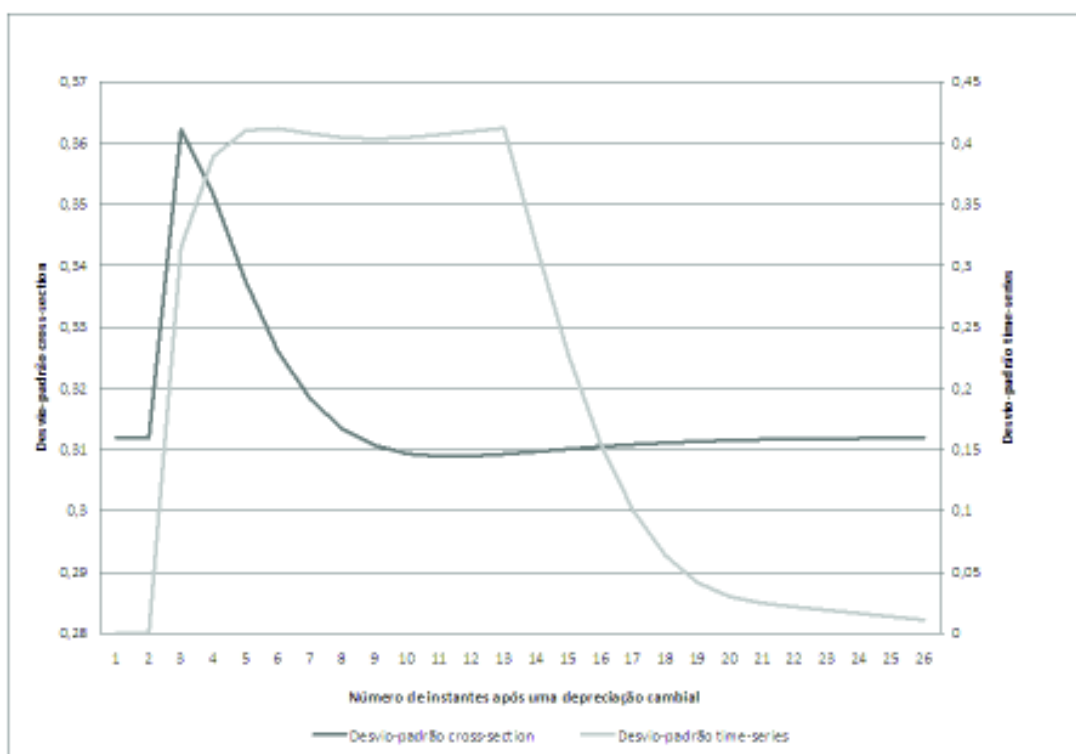
ter maior defasagem até sua resposta máxima. Este gráfico passa a ideia de que as trajetórias do IPCA ponderado pelos pesos médios e o IPCA agregado se comportam de maneira bastante semelhante, ainda que o valor em si dos dois seja distinto. Através do gráfico, vemos uma diferença "constante" de aproximadamente 0,05%.

### 5.2.2. Desvio padrão, curtose e assimetria

A variância da distribuição dos preços que compõem a cesta do IPCA foi obtida da mesma maneira do que aquela apresentada para o caso de elevação da taxa de juros: a variância *time-series* e a variância *cross-section*. A variância *cross-section* é dada pela variância da inflação desagregada do IPCA, ao passo que, para a variância *time-series*, utilizamos a variância de dez períodos para cada um dos itens. Uma vez obtida a variância, traçamos a média aritmética de todas as variâncias com o objetivo de identificar qual a variância média e o desvio padrão médio.

A Figura 10 ilustra o desvio padrão *cross-section* e *time-series* quando há uma depreciação cambial.<sup>32</sup>

Figure 10: Desvio padrão após uma depreciação cambial



Com relação ao desvio padrão *time-series*, a Figura 10 mostra que este aumenta e depois se mantém constante até 14 períodos após o choque, semelhante ao resultado encontrado no exercício de elevação dos juros. Já o desvio padrão *time-series* sofre um aumento no início e, dez períodos depois, retorna ao seu valor de equilíbrio.

<sup>32</sup>A opção pelo desvio padrão em detrimento da variância permite mantermos a unidade de medida, tal como estamos acostumados quando analisamos o IPCA.

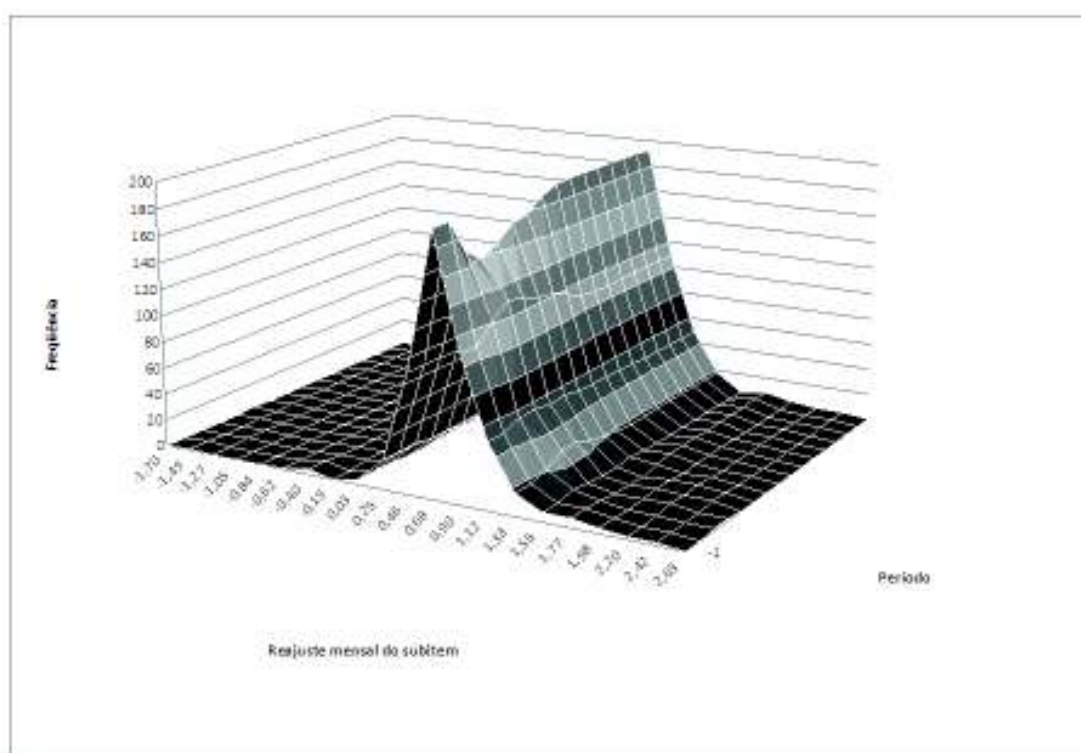


Por fim, devemos avaliar como a curtose e a assimetria se comportam após uma depreciação cambial. A curtose aumenta e a assimetria se reduz, ainda que apresente um comportamento um pouco oscilatório.

### 5.2.3. Distribuição cross-section

Apresentamos a distribuição *cross-section* antes da depreciação cambial e após a distribuição. O gráfico da distribuição *cross-section* antes e depois do choque é mostrado na Figura 11.

Figure 11: Distribuição *cross-section* após uma depreciação cambial



É interessante ressaltar que a mudança da distribuição após uma depreciação cambial é drástica. Há uma redução na frequência cujo intervalo é mais provável de ocorrer, indicando um aumento da frequência nas caudas (o oposto ocorre se utilizamos um choque cambial com identificação por Cholesky). Além disso, a distribuição permanece instável, voltando à distribuição anterior ao choque após cerca de sete períodos.

De maneira mais rigorosa, fizemos um teste de Kolmogorov-Smirnov para avaliar a equivalência das distribuições. Os resultados encontrados sugerem que leva cerca de nove meses até que a distribuição seja estatisticamente igual àquela que foi encontrada antes do choque.

### 5.3. Resultados adicionais

Nesta seção, propomos uma nova análise dos resultados que consiste em dividir os bens entre *tradeables* e *non-tradeables*. A ideia, basicamente, é que a resposta entre os bens *tradeables* e *non-tradeables* é diferente, uma vez que o papel do mercado externo é bastante distinto para os dois tipos de bens.

O primeiro passo consiste em identificar os bens *tradeables* e *non-tradeables*. Com o objetivo de sermos mais rigorosos com relação a cada um dos subitens analisados, construímos um novo índice que define a que classe pertence cada um dos bens.<sup>33</sup>

Com estes novos índices de *tradeables* e *non-tradeables*, normalizamos os índices de modo a mostrar o que ocorre quando há um aumento da taxa de juros ou uma depreciação cambial.

Os resultados indicam que o desvio padrão é menor para *non-tradeables*, mas isto ocorre pelo fato de que temos um menor número de subitens compondo o índice de *non-tradeables*.<sup>34</sup> É interessante perceber, ainda, que a trajetória de *non-tradeables* é bastante mais atenuada do que a trajetória observada para *tradeables*, tanto no desvio padrão *cross-section* quanto no desvio padrão *time-series*.

Finalmente, uma análise sobre a distribuição *cross-section* permite avaliar quanto tempo leva até que as distribuições voltem a ser equivalentes ao que ocorria antes da elevação do câmbio ou da depreciação da taxa de juros.

Table 4: Teste de Kolmogorov-Smirnov separando entre *tradeables* e *non-tradeables* (número de meses até que a distribuição seja equivalente àquela que prevalecia antes do choque)

	Depreciação do câmbio	Aumento da taxa de juros
<i>Tradeables</i>	9	13
<i>Non-tradeables</i>	4	3

A Tabela 4 mostra que a distribuição dos bens *tradeables* tende a demorar mais a voltar à distribuição anterior à elevação dos juros ou à depreciação cambial do que a distribuição de bens *não-tradeables*. Uma possível resposta para isto é que os bens *tradeables*, em grande parte, dependem de contratos que são renegociados com uma frequência menor do que a frequência observada por bens *não-tradeables*.<sup>35</sup>

## 6. CONCLUSÃO

O artigo mostrou o que ocorre com os subitens do IPCA após um choque monetário. A partir de um VAR anexado de 512 equações, geramos a resposta da economia a um choque nos juros de 1%. Os resultados são, de certo modo, surpreendentes.

A variância aumenta, tal como esperado, mas se reduz rapidamente após um instante máximo, chegando a ser menor do que a variância *cross-section* de equilíbrio. Além disso, a assimetria e a curtose também reagem, reforçando as características leptocúrtica e assimétrica à esquerda da distribuição de preços logo após o aumento da taxa de juros.

Por fim, analisando-se a distribuição *cross-section*, observamos que há um aumento da variância, indicado por um maior peso nas caudas, nos primeiros meses após o choque. Mais ainda, o teste

<sup>33</sup> Por restrição de espaço, optamos por não apresentar a tabela no texto, mas ela pode ser obtida requerendo-a ao autor.

<sup>34</sup> De acordo com o índice construído, há 117 produtos *non-tradeables* e 395 *tradeables*.

<sup>35</sup> A distinção dos parâmetros de reajuste de preços domésticos e importados de Calvo não é ainda uma unanimidade na literatura. Tome, como exemplo, Lubik e Schorfheide (2005), que constroem um modelo Bayesiano de economia aberta calibrado. Para o reajuste de preços domésticos, os autores utilizam o resultado encontrado por Bils e Klenow (2004), mas para os bens importados apenas mantêm o mesmo valor do parâmetro de reajuste de preços domésticos, sem grandes explicações.



de Kolmogorov-Smirnov de igualdade de distribuições mostrou que leva cerca de 12 meses até que a distribuição seja estatisticamente equivalente àquela que prevalecia antes da elevação da taxa de juros.

Com relação à depreciação cambial, os resultados também são bem interessantes. Qualitativamente, os resultados são semelhantes, mas leva cerca de nove meses até que a distribuição volte a ser equivalente àquela que ocorria antes do choque. Além disso, diferentemente do que ocorria para o caso de elevação da taxa de juros, não há uma redução da variância *cross-section* em nenhum momento após a depreciação cambial.

Por fim, dividimos o IPCA entre bens *tradeables* e *non-tradeables* tentando avaliar se há alguma diferença na resposta destes bens. O resultado sugere que o tempo de resposta dos bens *tradeables*, isto é, o número de períodos até que a distribuição volte ao seu *steady-state*, é maior do que o tempo de resposta dos bens *non-tradeables*.

Diante destes resultados, este artigo procurou ilustrar possíveis efeitos da política monetária que normalmente são esquecidos. A distinção entre *tradeables* e *non-tradeables*, por exemplo, é uma evidência a favor de uma política ótima do Banco Central como advogada por Aoki (2001), que sugere levarmos em conta apenas o setor de bens cujos preços são rígidos. Novos estudos, que tentem minimizar as mudanças de preços relativos, deveriam levar em consideração a dispersão de preços no desenho de política monetária.

## BIBLIOGRAPHY

- Aoki, K. (2001). Optimal monetary policy responses to relative-price changes. *Journal of Monetary Economics*, 48(1):55–80.
- Balke, N. & Wynne, M. (2007). The relative price effects of monetary shocks. *Journal of Macroeconomics*, 29(1):19–36.
- Barth, M. & Ramey, V. (2001). The cost channel of monetary transmission. *NBER Macroeconomics Annual*, 16:199–240.
- Benigno, P. (2004). Optimal monetary policy in a currency area. *Journal of International Economics*, 63(2):293–320.
- Berriel, T. & Sinigaglia, D. (2008). Optimal fiscal and monetary policy under sectorial heterogeneity. Princeton University, mimeo.
- Bils, M. & Klenow, P. (2004). Some evidence on the importance of sticky prices. *Journal of Political Economy*, 112:947–985.
- Bils, M., Klenow, P., & Kryvtsov, O. (2003). Sticky prices and monetary policy shocks. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 27(1):2–9.
- Boivin, J., Giannoni, M., & Mihov, I. (2007). Sticky prices and monetary policy: Evidence from disaggregated U.S. data. NBER Working Paper Series 12824.
- Carvalho, C. (2006). Heterogeneity in price stickiness and the real effects of monetary shocks. *Frontiers of Macroeconomics*, 2(1):1–56.
- Cavallo, A. (2010). Scraped data and sticky prices: Frequency, hazards and synchronization. Working Paper.
- Gagnon, E. (2009). Price setting during low and high inflation: Evidence from Mexico. *Quarterly Journal of Economics*, 124(3):1171–1219.

- Lubik, T. & Schorfheide, F. (2005). A Bayesian look at new open economy macroeconomics. Working Paper for 2005 NBER Macroannual.
- Minella, A. (2003). Monetary policy and inflation in Brazil (1975-2000): A VAR estimation. *Revista Brasileira de Economia*, 57(3):605–635.
- Woodford, M. (2007). Forecast targeting as a monetary policy strategy: Policy rules in practice. In *John Taylor's Contributions to Monetary Theory and Policy*. Federal Reserve Bank of Dallas.