

COMPORTAMENTO DOS PREÇOS NO BRASIL: EVIDÊNCIAS UTILIZANDO MICRODADOS DE PREÇOS AO CONSUMIDOR*

Rebecca Barros**

Silvia Matos***

Utilizando uma base de microdados inédita, este trabalho apresenta as principais características do comportamento de preços individuais para a economia brasileira. Acima de todas as economias já analisadas, o Brasil possui uma frequência mediana de variação de preços de 54,8%, o que implica, pela mensuração indireta, uma duração de 1,3 mês. Assim como as evidências internacionais: *i)* o comportamento dos preços entre os produtos é heterogêneo; *ii)* não há evidência de rigidez para baixo nos preços; e *iii)* as variações individuais de preços são de grande magnitude se comparadas aos resultados agregados.

1 INTRODUÇÃO

O comportamento dos preços individuais acarreta uma série de desdobramentos cujos impactos teóricos são amplamente debatidos na literatura, mas cujas evidências empíricas ainda carecem de maior investigação. A falta de compreensão sobre o comportamento individual dos preços dá margem a distintas abordagens para a análise de aspectos que vão desde a velocidade e intensidade de transmissão da política monetária aos movimentos da taxa de câmbio real. Além disso, podemos ainda mencionar que o melhor entendimento da estratégia de *price setting* das firmas levaria ao aprimoramento da modelagem teórica, cujas abordagens e conclusões podem sofrer alterações expressivas na presença de fatos estilizados constatados pela literatura empírica.

A ausência de estudos que pudessem apresentar empiricamente um diagnóstico do processo de definição e o grau de rigidez de preços nos países deveu-se menos à relevância do tema e mais à indisponibilidade de informações estatísticas no nível de microdados que pudessem servir de base para estas análises. Há até bem pouco tempo os dados disponíveis permitiam apenas a realização de estudos pontuais, concentrados em mercados específicos, não havendo possibilidade de realizar análises generalizadas aos diversos setores da economia.¹ Estes, por sua vez, apontavam para a existência de uma rigidez de preços elevada, onde, em média, os preços se modificavam a cada 12 meses.

* Os autores agradecem à equipe do Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getúlio Vargas (Ibre/FGV), em especial a Andre Furtado Braz e João Luis Ferreira Chaves o apoio metodológico e computacional. Os autores também agradecem os comentários e sugestões de dois pareceristas anônimos. Os erros remanescentes são de responsabilidade dos autores e as opiniões expressas não refletem as posições da FGV ou do Ibre.

** Doutora em economia (EPGE/FGV) e economista do Ibre/FGV.

*** Doutoranda em economia (EPGE/FGV) e economista do Ibre/FGV.

1. Cecchetti (1986), Carlton (1986), Blinder *et al.* (1998), entre outros.

Esse campo de estudo ganhou impulso recentemente devido ao acesso dos pesquisadores a microdados abrangentes, normalmente associados às pesquisas de índices de preços ao consumidor (IPCs) dos países. Bils e Klenow (BK) (2002), valendo-se de dados do Bureau of Labor Statistics (BLS), utilizados para a construção do Consumer Price Index (CPI) americano, deram início a esta nova geração de artigos. Esse estudo alterou dramaticamente o consenso predominante até então, pois concluiu que a duração média dos preços era de apenas 4,3 meses e não mais de 12 meses. Simultaneamente, uma série de estudos utilizando bases de dados similares para diversos outros países começou a surgir, ainda sem chegar a conclusões definitivas, porém aprimorando sensivelmente a compreensão acerca do tema. Antigos elementos estão finalmente sendo investigados empiricamente, como a heterogeneidade setorial, a assimetria e as magnitudes de variações de preços entre os produtos.

Os estudos empíricos foram realizados para países em períodos e condições inflacionárias distintos, mas o caso brasileiro, que conta com um manancial de circunstâncias propícias a esses estudos, pouco foi contemplado. Em Barros e Schechtman (2001) foram feitas análises sobre a distribuição de preços dos itens que compõem o IPC do Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getúlio Vargas (Ibre/FGV), mas ainda sem explorar os microdados. Ferreira (1994) procurou testar a existência de rigidez para o caso brasileiro utilizando uma pequena amostra de dados desagregados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Mais recentemente, Gouvêa (2007), utilizando uma significativa amostra para os microdados do Ibre/FGV, iniciou as investigações para o Brasil. Finalmente, Lopes (2008) investigou o caso da cidade de São Paulo utilizando dados da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (Fipe).

A cobertura da amostra do presente estudo, com continuidade nos itens elementares, abrange o período de abril de 1996 a agosto de 2007, e, portanto, até onde temos conhecimento, é o maior horizonte de tempo com dados de frequência mensal já utilizado neste tipo de pesquisa. Adicionalmente, devido a uma particularidade metodológica do IPC/FGV, a coleta de preços para uma grande parte dos produtos ocorre decenalmente, permitindo, portanto, investigações em frequências superiores às mensais.²

No período analisado, a inflação brasileira atravessou uma fase de grande oscilação dentro do horizonte observado. Até dezembro de 1998, o Brasil vivia sob o regime de câmbio fixo, rompido em janeiro de 1999 após não mais resistir às sucessivas crises cambiais internacionais. Nesse momento, o país experimentava os menores níveis inflacionários jamais vistos em décadas. Em particular, o mês de janeiro de 1999 foi o que apresentou a menor inflação acumulada em 12 meses

2. Este artigo ainda não contempla as análises com frequência superior à mensal.

pelo IPC/FGV de todo o período analisado – 1,0%. Em seguida, após sofrer o impacto da desvalorização cambial do real de mais de 50% contra o dólar, a inflação estabilizou-se, a partir do ano de 2000, em torno dos 6%, e seguiu nessa trajetória até meados de 2002.

Com a retomada da pressão cambial devido às incertezas com a política a ser adotada com a provável vitória do partido de oposição, iniciou-se um novo período de elevação inflacionária, dessa vez muito mais pujante, que culminou com a sua elevação a 16,9%, em maio de 2003. Dissipadas as desconfianças após a adoção de políticas macroeconômicas ortodoxas, a inflação retoma o caminho da estabilidade e inicia o seu processo de arrefecimento, atingindo, no final do período amostral, valores próximos dos 4,0% ao ano (a.a.).

Analisar o impacto dessas oscilações macroeconômicas na estratégia de precificação das firmas não é o objetivo deste trabalho, que se resume a documentar os principais fatos estilizados relativos ao comportamento dos preços ao consumidor no Brasil, no período da amostra. A pretensão deste trabalho ainda não foi explorar essas particularidades, e sim suprir uma lacuna empírica e apresentar os principais fatos estilizados sobre o processo de definição de preços ao consumidor final no país.³ Esta é a primeira vez que o conjunto de dados contendo 100% dos itens elementares utilizados para a construção do IPC/FGV foi investigado, portanto, era imprescindível, neste momento, consolidar o conhecimento acerca das características fundamentais dos preços da economia brasileira antes de iniciar estudos mais específicos.

O objetivo deste artigo é descrever alguns dos principais fatos estilizados do comportamento dos preços ao consumidor no Brasil, em linha com a literatura nacional e internacional de evidências microeconômicas de *price-setting*. Ao longo do artigo, serão citadas as motivações para que se justifique a relevância de se estudar cada um desses fatos, porém sem o propósito de exaurir os desdobramentos de cada tópico na literatura teórica ou empírica da área.

De todas as economias já cobertas por esse tipo de estudo, a economia brasileira apresentou a maior frequência de variação de preços. No caso brasileiro, pelo menos, metade das firmas modifica seus preços em 54,8% dos meses, o que implica uma duração mediana de 1,3 mês.

As taxas de variação de preços individuais são de grande magnitude se comparadas ao valor da inflação agregado. Isto não contraria os modelos de custo de ajustamento *à la* custo de menu, e pode ser explicado pela elevada presença de variações negativas de preços, que respondem por mais de um terço das modificações mensais.

3. Para uma análise do comportamento dos preços e o ambiente macroeconômico, ver Barros, Bonomo, Carvalho e Matos (BBCM) (2009).

A presença de heterogeneidade setorial, consenso na literatura empírica, foi corroborada também para o caso brasileiro. Temos como exemplo o caso dos alimentos *in natura*, liderando a lista, com 66,2% dos seus itens variando a cada mês. Enquanto isso, no outro extremo, há os itens como serviços médicos, cuja frequência de variação foi de apenas 5,0%. Agrupando as estatísticas para os 12 meses do ano, não encontramos evidência de sazonalidade nos dados agregados.

O restante deste artigo está organizado como se segue. A seção 2 descreve em detalhes o banco de dados utilizado no trabalho e os tratamentos estatísticos realizados na base. Em seguida, a seção 3 apresenta os fatos estilizados para a economia brasileira. Na seção 4 é feito um estudo comparativo com as evidências internacionais. Por fim, a seção 5 apresenta as conclusões e possíveis extensões da linha de pesquisa na área.

2 DESCRIÇÃO E TRATAMENTO DA BASE DE DADOS

2.1 Descrição da base de dados do IPC/FGV

A base de dados deste trabalho foi composta a partir dos preços utilizados para calcular o IPC pelo Ibre/FGV. O Ibre/FGV calcula o IPC desde 1944, mas infelizmente os dados primários não foram armazenados para todo esse período. Por outro lado, os dados atualmente disponíveis abrangem mais de 11 anos de pesquisa sistemática, de março de 1996 a agosto de 2007, com a cobertura de 100% do IPC brasileiro, totalizando mais de 9 milhões de cotações de preços de itens ativos, isto é, que estavam fazendo parte efetivamente do cálculo do IPC no momento.⁴

Todos os dados utilizados referem-se aos itens mais desagregados da cesta de consumo utilizada para o cálculo do IPC e foram coletados diretamente pela equipe de coletores do Ibre/FGV nos locais de compra, seja através de *palm tops*, seja através do preenchimento de formulários. Utilizando o jargão interno do Ibre/FGV, nos referiremos a esses itens individuais como “insumos” a partir de agora.

Os insumos são identificados por uma chave, através da qual é possível obter a completa descrição de características do produto, como marca, tamanho, embalagem, modelo, além da cidade, do bairro e do estabelecimento onde foi feita a coleta. Pode-se citar como exemplo do grau de detalhamento da informação sobre o insumo o sabão em pó em embalagem de 500g da marca Omo do tipo multiação, no supermercado X, localizado no bairro Y da capital Z.

Adicionalmente, a cotação de preço é registrada com data precisa da coleta, e não apenas o mês de referência, e pode vir acompanhada de comentários que os

4. Em BBCM (2009) esta restrição é retirada e é utilizada uma base também com os itens inativos, totalizando mais de 22 milhões de cotações de preços.

coletores são instruídos a inserir caso haja algum movimento atípico nos preços ou algum fato relevante que mereça uma justificativa adicional.

Por se tratar de unidades de bens e serviços mais desagregadas do IPC, os insumos não constituem em si uma categoria publicada do índice e, dessa forma, não possuem uma estrutura de ponderação associada a eles. Por sua vez, conjuntos de insumos são agregados para compor os chamados produtos e estes, sim, possuem uma estrutura de ponderação estabelecida através das Pesquisas de Orçamento Familiar (POFs) realizadas periodicamente pelo Ibre/FGV. Atualmente o IPC/FGV é formado por 456 produtos, constituídos por aproximadamente 135 mil insumos.

Desde a década de 1990, ao longo de cada mês, três versões do IPC são produzidas e diferem entre si apenas pela periodicidade da coleta. Dessa forma, uma larga parte dos insumos, mais especificamente os insumos referentes a alimentação, higiene e limpeza, é coletada a cada dez dias.⁵ A consequência disso é que, até onde temos conhecimento, essa é a única base de dados que permite a realização de estudos com frequência superior à mensal.⁶

A cobertura geográfica do IPC variou durante o período de análise. Até dezembro de 2000, o índice era calculado apenas para as regiões metropolitanas (RMs) do Rio de Janeiro e São Paulo. A partir de janeiro de 2001, dez outras grandes capitais foram inseridas no cálculo: Belém, Belo Horizonte, Brasília, Curitiba, Florianópolis, Fortaleza, Goiânia, Porto Alegre, Recife e Salvador. Por fim, desde março de 2005, a pesquisa nas cinco menores cidades foi descontinuada, e atualmente a pesquisa abrange as sete maiores capitais do país.⁷

É importante destacar que durante o período de cobertura, há flutuações no número de insumos coletados, seja pela variação da cobertura geográfica seja por novas inclusões/exclusões de insumos. Entretanto, esses movimentos não implicam perda de encadeamento, uma vez que as chaves de cada insumo são mantidas e a comparabilidade preservada. Claro que a exclusão ou a inclusão de novos insumos gera problemas de truncagem à direita ou à esquerda, mas ao menos fica garantido que as comparações de preços sejam realizadas exatamente entre os mesmos insumos ao longo do tempo, e em nenhum momento enfrentamos questões de substituição, comuns a outras bases de dados.

5. Mais recentemente o IPC/FGV passou a ser calculado semanalmente, o que elevou ainda mais a frequência de coleta no mesmo estabelecimento num determinado mês.

6. A coleta de dados para o IPC do México, cujos microdados foram utilizados por Gagnon (2007), é realizada semanalmente, mas os dados são agregados e armazenados mensalmente e não há registro das informações semanais.

7. Foi descontinuada a pesquisa nas cidades de Belém, Curitiba, Florianópolis, Fortaleza e Goiânia.

2.2 A estrutura de ponderação dos dados

Como dito anteriormente, a amostra de dados se estende de abril de 1996 a agosto de 2007. Nesse período, o Ibre/FGV realizou três POFs, cujos resultados foram postos em prática nos anos de 1999, 2001 e 2004. Entre os períodos das POFs, os pesos dos produtos são modificados mensalmente de acordo com a dinâmica de preços relativos, como prevê a metodologia de Laspeyres base móvel, da qual o IPC se utiliza.

Decidimos utilizar como estrutura de ponderação os pesos da última POF do período, ou seja, janeiro de 2004. Os resultados apresentados neste trabalho, a menos que previamente mencionados, serão referentes à mediana ponderada dos dados agregados excluindo os preços administrados.

2.3 O tratamento da base de dados

Antes de iniciarmos a análise, faz-se necessário o tratamento da base de dados bruta, visto que os dados nela contidos ainda não foram submetidos a nenhum processo de crítica ou avaliação do seu conteúdo. Apesar de os pesquisadores de campo serem instruídos a verificar atentamente os preços coletados entre duas visitas ao estabelecimento pesquisado, eventualmente podem ocorrer falhas na armazenagem dos dados. Além disso, as constantes inserção e exclusão de novos insumos podem viesar o resultado final das estatísticas computadas.

Realizamos diversos procedimentos de tratamento da base, tanto no sentido de excluir cotações consideradas *outliers* quanto no de filtrar da amostra insumos pouco significativos por serem pouco longevos ou por possuírem poucas observações válidas de preços.

A extensão da base de dados nos permitiu ser conservadores nesse tratamento, de forma a garantir plena segurança nos dados efetivamente utilizados. A seguir descrevemos em mais detalhes tais procedimentos.⁸

2.3.1 Exclusão de insumos com curto período de observação

Por se tratar de uma pesquisa cujo objetivo principal é o de identificar as características dos preços dos produtos no varejo, e o fato de observarmos que as estatísticas são intertemporalmente sensíveis, procuramos trabalhar apenas com insumos que apresentassem uma trajetória longa o suficiente para que os resultados encontrados tivessem representatividade estatística.

De forma *ad hoc*, excluímos da amostra os insumos que não possuíam trajetória superior a 5 anos de observação, ou seja, 60 meses. Acreditamos que este

8. Nas análises apresentadas não consideramos imputação de preços não observados. Ver BBCM (2009) para uma discussão detalhada sobre o assunto.

seja um período extenso o suficiente para garantir confiabilidade estatística para as nossas análises. De um total de 135.434 insumos, foram preservados 31.774 na amostra.

2.3.2 Exclusão de insumos com poucos preços válidos observados

Outro fator que procuramos evitar foi o da inclusão de insumos com poucos preços válidos, dessa forma excluímos aqueles que continham mais de 30% dos meses sem cotação de preços. Ademais, retiramos da amostra insumos cuja ausência sequencial de preços tenha se mantido por um período superior a 12 meses.

O objetivo desse tratamento, além de procurar evitar viesar as estatísticas, foi também o de garantir que estávamos tratando efetivamente de insumos válidos. Em conversa com os coordenadores da pesquisa de preços do Ibre/FGV, fomos instruídos a proceder dessa forma, visto que não era esperado que um insumo pudesse manter-se sem informação por um período elevado e em seguida voltar a ter cotações sem que suas características individuais fossem alteradas (ou seja, deveriam ser considerados como outro insumo). Esses procedimentos eliminaram outros 2.207 insumos, resultando em um total de 29.537 insumos efetivamente utilizados para os cálculos dos resultados apresentados neste trabalho.

A princípio, esses tratamentos podem parecer extremamente rigorosos, mas destacamos que ainda dispomos, em média, de 65 longas e compactas trajetórias individuais de preços para representar cada produto do IPC, número bastante representativo.

2.3.3 Tratamento de *outliers*

O tipo de falha nas cotações de preços mais comum é o gerado por erro de digitação, sendo o exemplo mais frequente a falha na digitação das unidades.⁹ Neste caso, não há como verificar se houve tal falha a não ser pela consulta ao coletor, que é feita apenas no momento do fechamento do índice mensal. Entretanto, mesmo que confirmado o problema, não há uma correção dessas cotações no Banco de Preços, o que as mantém intactas assim como foram coletadas.

Para solucionar essa e outras modalidades de erro humano na imputação dos dados, adotamos um critério *ad hoc*, similar ao adotado por Klenow e Kryvtov (2008), que foi o de excluir da amostra cotações cujos preços excedessem o fator de dez para números superiores e nove para inferiores com relação ao seu antecessor.

2.3.4 O tratamento dos descontos temporários de preços (promoções)

Dentro da literatura de *price setting* há um grande debate sobre como tratar os descontos temporários de preços, a forma como eles se comportam e se devem

9. Por exemplo, um produto que custava R\$ 1,99 é registrado como tendo preço de R\$ 19,9.

ou não ser considerados nos cálculos das estatísticas da área. Trabalhos recentes mostram que as promoções representam parcelas significativas das variações de preços de varejo. De acordo com Klenow e Kryvstov (2008), elas representam 11% das cotações e 20% das variações de preços são devidas a elas nos Estados Unidos. Nakamura e Steinsson (2008) encontraram que a frequência mediana de variação de preços também nos Estados Unidos pode se alterar de 8,7% para 19,4%, dependendo do tratamento dado a esses descontos temporários. Para o Brasil, Barros e Ayres (2009) encontraram que as promoções podem representar mais de 7% das cotações de preços e ser responsáveis por cerca de 20% das mudanças de preços.

Se as promoções devem ou não ser consideradas na análise ainda não é consenso na literatura, e é uma área ainda a ser explorada em maior profundidade. Não é ambição deste artigo abordar o tema e, diante disso, optamos por excluir da análise os preços promocionais.

Definimos como promoção, assim como Kackmeister (2002), todo evento onde os preços se reduzem em um determinado mês e reverteriam ao mesmo nível no mês subsequente. Mais especificamente:

$$p_{prom,jt}^n = \emptyset \text{ caso}$$

$$p_{jt-1}^n = p_{jt+1}^n \text{ e } p_{jt-1}^n > p_{prom,jt}^n$$

Obviamente este é um critério que é passível de críticas, e poderia ser estendido para comportar retornos a preços diferentes do anterior às promoções. Entretanto é o que acreditamos ser mais conservador e mais apropriado, do nosso ponto de vista, dentro do escopo deste artigo.

2.3.5 O tratamento dos bens administrados

O Brasil possui em seu IPC produtos com preços que ficaram conhecidos como preços livres, que são os que têm a sua variação derivada a partir das forças de mercado; e os administrados, cujos limites são definidos em esferas estatais, ou por contratos predefinidos de médio e de longo prazos. Estes últimos, pela natureza da construção de seus preços, possuem uma baixa frequência de variação, em geral de um ano. Atualmente, em torno de 30% da ponderação dos produtos do IPC são de bens cujos preços são considerados administrados.

A sua exclusão para o cálculo das estatísticas é um tema também controverso, visto que a sua ortogonalidade com o nível de atividade econômica é discutível. Embora os preços desses produtos apresentem uma inércia maior e respondam mais lentamente às pressões de oferta e demanda de mercado, eles não são dissociados do ritmo da economia no médio prazo.

Dessa forma, decidimos computar as estatísticas agregadas excluindo os produtos administrados, contudo, calculamos os resultados considerando também a sua inclusão. Esses resultados serão apresentados sempre que se mostrarem relevantes.

3 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA O BRASIL

A seguir são apresentados os principais resultados empíricos encontrados no trabalho. Esses resultados são sensíveis às hipóteses utilizadas tanto no tratamento da base de dados quanto na metodologia de cálculo das estatísticas de tendência central dos dados.

3.1 Resultados agregados

Sejam $n = 1, \dots, N$ os produtos do IPC e $j = 1, \dots, J$ os insumos de cada um desses produtos a cada mês $t = 1, \dots, T$. Dessa forma, p_{jt}^n refere-se ao preço do insumo j relativo ao produto n coletado no mês t . Para manter a coerência, trabalharemos, neste momento, apenas com as últimas cotações de preços a cada mês, ou seja, quando houver mais de um, utilizaremos sempre o coletado mais próximo ao final do mês.

3.1.1 Frequência de movimentos de preços

Em modelos macroeconômicos, em geral, a frequência de variação de preços está associada à velocidade de resposta dos índices de preços a choques, idiossincráticos ou agregados, o que estaria diretamente ligado ao impacto real desses choques na economia. Em modelos de *time series* mais recentes (BOIVIN, GIANNONI e MIHOV, 2009; MACKOWIAK, MOENCH e WIEDERHOLT, 2009) este *mapping* não se tem mostrado indiferente à natureza dos choques e, aparentemente, os índices responderiam mais rapidamente a choques específicos do que a choques macroeconômicos. Essas recentes evidências, entretanto, não reduzem a relevância de se estudar a frequência de variações de preços, dada, principalmente, a sua relação com a função impulso-resposta dos preços a choques macroeconômicos.¹⁰

A frequência de variação de preços neste trabalho foi calculada da seguinte forma. Sejam:

$$I_{jt}^n = 1 \text{ se } p_{jt}^n \neq p_{j,t-1}^n \text{ e } p_{jt}^n, p_{j,t-1}^n \neq \emptyset \text{ e} \quad (1)$$

10. Como outro exemplo da relevância de se estudar a frequência de movimentos de preços, é possível mostrar, sob certas hipóteses, que o grau de rigidez da economia pode estar diretamente relacionado à volatilidade das taxas de câmbio real entre países. Ver Kehoe e Midrigan (2007).

$$I_{jt}^n = 0 \text{ se } p_{jt}^n = p_{jt-1}^n \text{ e } p_{jt}^n, p_{jt-1}^n \neq \emptyset \quad (2)$$

os indicadores da ocorrência de variação de cada insumo dentro do produto em questão.

Para cada produto, a frequência de variação de preços no período amostral foi definida como:

$$f_j^n = \frac{\sum_{j=1}^J \sum_{t=1}^T I_{jt}^n}{N_{jt}} \quad (3)$$

onde N_{jt} representa o número de observações para as quais o indicador I_{jt}^n foi computado. Em seguida, esses resultados foram ponderados para compor os resultados agregados do IPC como um todo.¹¹

Os resultados encontrados indicaram uma elevada frequência de variação comparada aos números internacionais. A frequência mediana de variações de preços no IPC brasileiro é de 54,8%. Esse número se reduz para 46,7% se considerarmos a média ponderada como medida de tendência central, refletindo o fato de que há produtos com baixa frequência numa cauda da distribuição. A tabela 1 resume esses resultados.

Esses números se alteram sensivelmente se incluirmos os produtos com preços administrados. De 54,8%, a frequência mediana se reduz a 43,5%, resultado esperado visto que os produtos administrados são reajustados com menor frequência.

TABELA 1

Estatísticas agregadas ponderadas: excluindo bens administrados

Frequência de movimentos de preços (%)		Magnitude (% de variação)	
Média	Mediana	Média	Mediana
46,7	54,8	1,7	1,2
Frequência de movimentos de preços (% do total)		Magnitude (% de variação)	
Positiva	Negativa	Positiva	Negativa
61,0	39,0	5,2	-13,5
Duração implícita dos preços (meses)			
Média		Mediana	
Contínua	Discreta	Contínua	Discreta
3,6	4,2	1,3	1,8

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados de preços ao consumidor do Ibre/FGV.

11. As estatísticas foram computadas para cada produto apenas, não considerando desagregações em termos de insumos. Ver BBCM (2009) para uma investigação sobre o assunto.

3.1.2 Assimetria da frequência de movimentos de preços

Do total da fração média de variação de preços, 39,0% são compostos de variações negativas e 61,0% de positivas, algo surpreendente se levarmos em conta o ambiente econômico brasileiro, com inflações positivas. Com esse resultado é possível constatar que as variações de preços não são simétricas, mas estão muito distantes de caracterizar uma economia com rigidez para baixo de preços.

Um dos principais motivos de se estudar a assimetria da frequência de movimentos dos preços diz respeito a uma indicação mais precisa da natureza dos modelos teóricos mais aderentes à realidade empírica. Os resultados aqui encontrados confirmam as evidências internacionais e também contestam os modelos tradicionais de rigidez, os quais assumem que as mudanças de preços se dariam apenas em resposta a choques agregados, predominantemente positivos, em um ambiente de inflação minimamente maior que zero (TAYLOR, 1980; CALVO, 1983; CAPLIN e SPULBER, 1987; DOTSEY, KING e WOLMAN, 1999; MANKIW e REIS 2002). Com isso, ganhariam respaldo empírico os modelos que incluem choques idiossincráticos como fatores fundamentais para as mudanças de preços (GOLOSOV e LUCAS, 2007).

3.1.3 Duração de preços

Na ausência de heterogeneidade intertemporal e intersetorial, pode-se afirmar que a estimativa da duração dos preços seria uma das principais medidas para representar o tamanho dos contratos em uma economia, o que naturalmente já justificaria uma investigação desta variável. Na literatura de modelos macroeconômicos microfundamentados, uma das questões principais a ser respondida é que tipo de modelo (puramente *time-dependent*, puramente *state-dependent* ou qualquer combinação entre esses dois extremos) encontraria mais respaldo na realidade. Modelos *time-dependent* trazem uma implicação de uma duração fixa, já os *state-dependent* associam essa duração à situação momentânea da economia.

Existem algumas abordagens para se estimar essa medida. Neste artigo apresentamos apenas os resultados da abordagem indireta, calculando-a através dos resultados individuais das frequências. A abordagem direta necessita de um tratamento estatístico mais detalhado da amostra para considerar os casos de trajetórias truncadas à direita e à esquerda.¹² Gouvêa (2007) utiliza a abordagem direta para analisar a duração dos dados brasileiros, usando um subconjunto dos dados aqui empregados. No entanto, é importante ressaltar dois pontos importantes a respeito do cômputo da duração a partir do método implícito:

12. O cálculo da duração direta das trajetórias de preços é obtido, em geral, a partir de trajetórias não censuradas, ou seja, trajetórias de preços que são iniciadas e terminadas com uma variação de preços. Entretanto, ao descartar informação há um risco de viés de seleção, pois aqueles preços que ficam mais rígidos por mais tempo possuem maior probabilidade de serem censurados. Em BBCM (2009) são apresentadas as duas metodologias.

1) Por um lado é difícil derivar a distribuição completa da duração dos preços. De acordo com Baudry *et al.* (2004), se as variações de preços forem estacionárias e homogêneas na dimensão da *cross-section*, a inversa da frequência de variação de preços converge para a duração média, considerando a hipótese de variação discreta mensal dos preços:

$$Dur_n = \frac{1}{fr_j^n} \quad (4)$$

Analogamente, considerando a possibilidade de variação contínua dos preços, temos que a *duration* do produto é definida como:

$$Dur_n = \frac{-1}{\ln(1 - fr_j^n)} \quad (5)$$

2) Por outro lado, na presença de heterogeneidade, a relação entre frequência e duração agregada é alterada. A duração calculada a partir da inversão da frequência agregada é menor que a média das durações calculadas em nível mais desagregado, devido à desigualdade de Jensen.¹³ Dessa forma, apresentamos apenas as estatísticas agregadas construídas a partir dos produtos.

Para a medida de duração contínua o produto mediano apresentou uma duração de 1,3 mês, ou seja, cerca de 50% dos produtos variam mensalmente.¹⁴ Em termos médios, apresentados na tabela 1, esse número se eleva substancialmente para 3,6 meses, apontando mais uma vez para a dispersão existente na distribuição da frequência dos preços entre os diferentes produtos e comprovando a presença de itens com elevada duração na cesta do IPC.

De acordo com a medida discreta o produto mediano apresentou uma duração de 1,8 mês, enquanto em termos médios essa estatística se eleva substancialmente para 4,2 meses.

3.1.4 Assimetria das taxas de variação de preços

Definindo as taxas de variação:

$$Tx_{j,t}^n = (p_{j,t}^n / p_{j,t-1}^n) - 1 \quad (6)$$

13. A desigualdade de Jensen é dada por: $(E(1/F) > 1/E(F))$, onde E representa o valor esperado e F a frequência calculada. Em BBCM (2009) são apresentadas as estatísticas agregadas calculadas a partir dos insumos individuais.

14. Considerando a estrutura de ponderação do IPC.

$$Tx_j^n = \frac{\sum_{t=1}^T Tx_{j,t}^n}{T} \quad (7)$$

$$Tx^n = \frac{\sum_{j=1}^J Tx_j^n}{J} \quad (8)$$

Em seguida, esses resultados foram agregados utilizando a estrutura de ponderação do IPC. A taxa média de variação de preços no período foi de 1,7% ao mês (a.m.), resultado acima da média mensal do IPC que foi de 0,5% no mesmo horizonte temporal. A média de variações positivas foi de 5,2% contra 13,5% de variações negativas, o que indica que as reduções de preços, quando ocorrem, são de grande magnitude.¹⁵

Os números aqui encontrados mostram que as variações positivas e negativas são consideráveis, se comparadas aos resultados agregados, um ponto que favorece a possibilidade de existência de algum custo de ajustamento de preços do tipo custo de menu.

3.2 Heterogeneidade setorial

Todas as análises realizadas até o momento basearam-se em estatísticas agregadas para o IPC brasileiro. Entretanto, uma das conclusões unânimes nos estudos já realizados em outras economias é o fato de existir uma grande heterogeneidade entre os diversos setores econômicos, de forma que qualquer agregação levaria a interpretações imprecisas dos resultados. O caso brasileiro não fugiu à regra e há evidências de elevada heterogeneidade no comportamento dos diversos preços no país.

A incorporação da heterogeneidade setorial é um dos fatores mais complexos quando se discute o aprimoramento dos modelos macroeconômicos para mapear o comportamento empírico observado, principalmente, em estudos de microdados como este. Em particular, Carvalho (2006) deriva uma nova Curva de Phillips que incorpora a heterogeneidade da rigidez de preços entre os setores. Nesse caso, ele encontra que choques monetários tendem a ter efeitos maiores e mais persistentes em uma economia com firmas heterogêneas do que em uma economia com firmas idênticas e o mesmo grau de rigidez real e nominal. O processo agregado de ajustamento a choques nominais gerado pelo modelo neste caso é mais lento na economia heterogênea em relação à economia com apenas um único setor. Ademais, ajustamentos macroeconômicos agregados mais lentos podem ser consistentes com elevada velocidade de ajustamento observada nos microdados.

Portanto, a principal recomendação de todos os estudos empíricos sobre rigidez de preços utilizando microdados é que os modelos teóricos necessitam conter ao menos

15. Neste caso, as variações nulas foram computadas como positivas.

dois setores com características de *price setting* distintas se quiserem replicar a economia. Ao que foi possível extrair desses estudos, a heterogeneidade setorial é influenciada, principalmente, pelo grau de suscetibilidade a choques de oferta, pela elasticidade renda e preço da demanda e pelo estágio de processamento industrial do bem em questão.

Na busca por agrupar os produtos em setores homogêneos, utilizamos o seguinte critério: classificamos os produtos como livres e administrados, em seguida pelo grau de comercialização (comercializáveis e não comercializáveis) e, por fim, pelo destino dos produtos. Essa classificação resultou em 17 classes, que acreditamos serem mais homogêneas e, portanto, mais apropriadas para analisar os resultados.

3.2.1 Heterogeneidade setorial: resultados

A tabela 2 apresenta os resultados agregados de acordo com o critério de classificação apresentado. Como se pode observar, os dados brasileiros corroboram o fato de que se faz necessária a segmentação setorial para replicar, em modelos teóricos, a estrutura de *pricing* da economia.

TABELA 2
Estatísticas por classes de produtos

	Frequência (%)		Duração ¹	Magnitude (Variação %)	Frequência (% do total)		Magnitude (Variação %)	
	Média	Mediana	Mediana	Mediana	Positiva	Negativa	Positiva	Negativa
Preços livres								
Não comercializáveis								
Alimentação fora de casa	13,6	13,2	7,042	0,88	73,41	26,59	1,42	-15,04
Serviços de residência	26,9	38,2	2,078	1,09	60,42	39,58	2,37	-11,67
Serviços de transportes	24,0	11,1	8,483	0,83	60,53	39,47	2,12	-14,16
Serviços médicos	6,5	5,0	19,532	0,67	65,05	34,95	1,11	-21,06
Serviços pess. e rec.	12,9	10,3	9,196	0,65	61,07	38,93	2,84	-19,43
Serviços educacionais	10,7	9,6	9,956	0,71	76,54	23,46	0,97	-11,24
Comercializáveis								
Alimentos <i>in natura</i>	62,4	66,2	0,922	4,62	52,33	47,67	17,54	-22,98
Alimentos processados	58,0	59,1	1,117	1,42	55,00	45,00	6,12	-11,60
Artigos de residência	44,5	48,9	1,489	1,27	56,75	43,25	5,26	-12,23
Vestuário	61,5	65,5	0,939	4,88	51,92	48,08	17,24	-23,16
Leitura e recreação	22,3	19,9	4,517	1,31	60,23	39,77	3,26	-15,82
Auto e acessórios	50,6	44,4	1,703	0,90	57,07	42,93	2,50	-6,83
Outras despesas	17,8	11,0	8,611	0,61	68,96	31,04	1,33	-10,18
Higiene e cuidados pessoais	43,1	45,4	1,652	1,35	56,30	43,70	4,99	-13,42
Combustíveis e lubrificantes	48,4	53,7	1,299	0,94	56,39	43,61	2,73	-6,75
Preços administrados								
Serviços federais	27,0	28,2	3,024	0,67	67,62	32,38	1,53	-8,02
Serviços municipais	12,2	16,6	5,521	0,88	79,77	20,23	0,98	-5,92

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados de preços ao consumidor do Ibpe/FGV.

Nota: ¹ Continua em meses.

Sob essa classificação, os alimentos *in natura* apresentaram a maior frequência mediana, 66,2%, seguidos de perto pelo vestuário com 65,5%. No extremo oposto, os serviços, mais especificamente os serviços médicos, com 5,0% e os serviços educacionais com 9,6%, apresentaram uma reduzida frequência e, conseqüentemente, uma duração mais elevada, de 19,5 e 10,0 meses, respectivamente.

É possível notar a heterogeneidade entre as classes também a partir da proporção de reajustes positivos e negativos, por exemplo, enquanto quase mais de 75% das variações dos serviços educacionais são positivos, a classe vestuário possui uma distribuição quase simétrica entre os aumentos e as reduções de preços.^{16, 17}

3.3 Hazard function

Finalmente, para completar a análise descritiva dos fatos estilizados, utilizamos uma abordagem não paramétrica (Kaplan-Meier) da função de risco (*hazard*) na amostra. A função de risco informa sobre a probabilidade da ocorrência de um determinado evento investigado (variação de preço) condicionada à sobrevivência no tempo t . Mais precisamente, ela fornece, para cada duração, em meses, a probabilidade de observarmos uma nova variação de preço.

Em termos matemáticos a função de risco $h(t)$ é dada por:

$$h(t) = \frac{f(t)}{S(t)}$$

em que $f(t)$ é a função de densidade de probabilidade de o preço variar no período t e $S(t)$ é a função de sobrevivência, a qual mede a probabilidade de o preço não variar pelo menos até o período t .

Em primeiro lugar há diversos métodos de estimação dessa função, tais como métodos paramétricos, semiparamétricos e não paramétricos. Em particular, nos métodos paramétricos e semiparamétricos o modelo amplamente utilizado é o modelo de risco proporcional, ou seja, a razão entre duas funções de risco para dois indivíduos distintos não varia com o tempo:

$$h(t/x) = h_0(t)\Omega(x, \beta)$$

onde $\Omega(x, \beta)$ é alguma função de x , em que x representa um vetor de variáveis explicativas e β o vetor correspondente dos coeficientes a serem estimados e que

16. Uma possível explicação para a simetria da classe vestuário é a sazonalidade dos produtos comercializados, o que gera uma redução significativa e generalizada de preços em períodos de mudança de estação.

17. Os resultados desagregados para todos os produtos do IPC podem ser solicitados às autoras.

descrevem como cada variável característica afeta a probabilidade de variação de preço. Observa-se também que $\Omega(x=0, \beta) = 1$ e $h_0(t)$ é uma função risco quando com $x=0$, denominada *baseline hazard function*. O modelo é denominado proporcional, pois se as variáveis explicativas forem centralizadas, de forma que um item com $x=0$ tenha valores iguais às médias populacionais, então $h_0(t)$ representará a função risco de um item “médio” na população analisada. Conseqüentemente, o efeito das variáveis explicativas é mensurado através da multiplicação da função risco do item médio, $h_0(t)$, por alguma função $\Omega(x, \beta)$ dos desvios das variáveis explicativas de seus valores médios.

Por este método obtém-se o efeito marginal de cada uma das variáveis explicativas sobre a função de risco esperada. No método paramétrico, as funções específicas mais usadas para $h_0(t)$ são a exponencial, Weibull e log-logística. A escolha da distribuição adequada deve ser feita com base nas características de cada uma delas e sua relativa adequação ao fenômeno analisado. Em particular, a distribuição exponencial assume que a função risco é constante no tempo. Por sua vez, a distribuição de Weibull flexibiliza a parametrização exponencial, permitindo uma função de risco crescente ou decrescente. Já a distribuição log-logística contempla uma função de risco sem comportamento monotônico.

Este método possui algumas limitações. Por um lado é necessário especificar a função h_0 , por outro, quando há presença de heterogeneidade não observada, as estimativas obtidas podem ser viesadas. Como há pouca flexibilidade na abordagem paramétrica, esse procedimento é pouco utilizado. Para contornar esse problema, modelos não paramétricos ou semiparamétricos são bastante utilizados. Em particular, no modelo semiparamétrico de Cox, a função $h_0(t)$ depende apenas do tempo, sem possuir uma distribuição paramétrica. O componente paramétrico do modelo é dado pela função $\Omega(x, \beta) = \exp(x'\beta)$. Embora o procedimento de Cox dispense hipóteses acerca da forma funcional da função $h_0(t)$, ao adotar a hipótese de proporcionalidade, ela restringe a maneira pela qual as variáveis explicativas afetam a função de risco.

Neste artigo optou-se por utilizar o método não paramétrico de Kaplan-Meier, de acordo com outros estudos similares para outros países (DHYNE *et al.*, 2006; DIAS, MARQUES e SILVA, 2005; HIGO e SAITA, 2007).¹⁸ Neste método a estimação é implementada sem que se faça nenhuma hipótese sobre a distribuição de probabilidade do tempo das funções $f(t)$ e $S(t)$. Pela estimativa de Kaplan-Meier a função de risco é calculada como:

$$h(t) = \frac{m_t}{n_t}$$

18. Serão objeto de pesquisa futura duas alternativas de estimações da função de risco que incorporam a heterogeneidade não observada entre os diversos produtos: uma abordagem semiparamétrica com especificação paramétrica da heterogeneidade (NAKAMURA e STEINSSON, 2008) e uma estimação paramétrica, mas que contemple uma especificação não paramétrica da heterogeneidade (ALVAREZ, BURRIEL e HERNANDO, 2005).

onde m_t representa o número de falhas registradas, ou seja, a quantidade de variações de preços que ocorreram no instante t e n_t representa a população existente antes que a mudança ocorresse.

Em segundo lugar, é importante ressaltar que diferentes teorias de *price setting* geram diferentes formatos da função de risco. Como mencionado anteriormente, os modelos microfundamentados de *price setting* podem ser classificados em dois grandes grupos: modelos *time-dependent* e modelos *state-dependent*. No primeiro grupo a probabilidade condicional de variação de preços depende apenas do período ao qual o preço é fixado, ou seja, a *hazard function* tem um formato fixo em termos de duração de preço. Em particular, se estamos em um modelo de Calvo (1983), a função de risco é constante, pois a cada período apenas uma fração das firmas ajustará os seus preços. Por sua vez, no modelo de Taylor, o valor da função de risco é zero em todos os períodos exceto no período prefixado no contrato. Já no segundo grupo, a probabilidade condicional de variação de preços depende das variáveis de estado da economia, como preços relativos e taxa de inflação da economia. Em particular, no artigo de Dotsey, King e Wolman (1999) os autores mostram que a função de risco é crescente no estado estacionário do modelo apresentado, ou seja, quanto mais tempo o preço se mantém fixo, o preço relativo observado se desviará do preço relativo ótimo, então a probabilidade condicional de variação do preço se eleva à medida que este permanece constante.

De acordo com os resultados empíricos obtidos até então, a *hazard* agregada estimada mostrou-se decrescente, ou seja, haveria uma menor probabilidade de reajuste de preço quanto maior for o período do último reajuste, um resultado que contradiz a teoria de rigidez de preço discutida anteriormente (ver gráfico 1). Esse resultado pode ser explicado pelo viés de agregação. Mais especificamente, se agregarmos um bem que possui elevada flexibilidade de preço a outro bem com uma rigidez de preço maior, a *hazard* agregada converge para a *hazard* do bem com maior duração.¹⁹

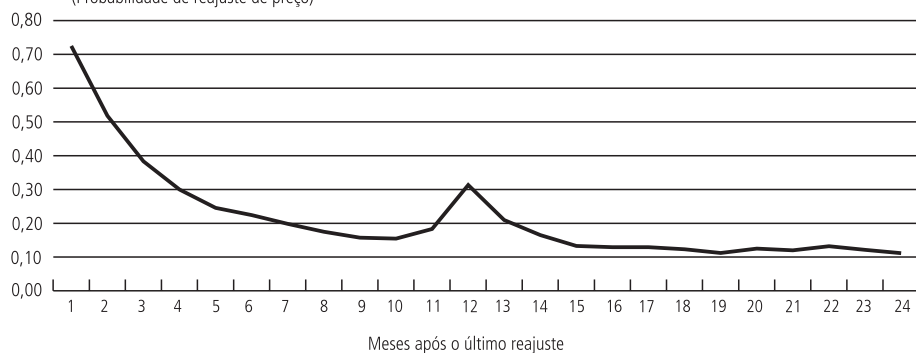
Outro aspecto a ser ressaltado do gráfico 1 é que existe maior probabilidade de reajustes de preços após 12 meses sem reajuste, o que indica a existência de regras de reajustes de preços *à la* Taylor (1980), ou seja, alguns reajustes de preços ocorrem apenas nas datas prefixadas nos contratos.

Para reduzir o viés de agregação, calculamos a função de risco para cada classe discutida anteriormente. Como esperado, observamos características muito distintas entre os diversos setores. Nos gráficos 2 e 3, apresentamos as funções de risco para as classes de alimentos *in natura* e serviços educacionais, respectivamente. Note que nos alimentos *in natura* há alta probabilidade de reajustes nos primeiros meses logo após o último reajuste, enquanto na classe de serviços educacionais, esta probabilidade é muito baixa, exceto em datas específicas que acreditamos que sejam as datas de vencimento dos contratos (12, 18 e 24 meses).

19. Para a descrição deste resultado, ver Alvarez, Burriel e Hernando (2005).

GRÁFICO 1
Hazard function agregada

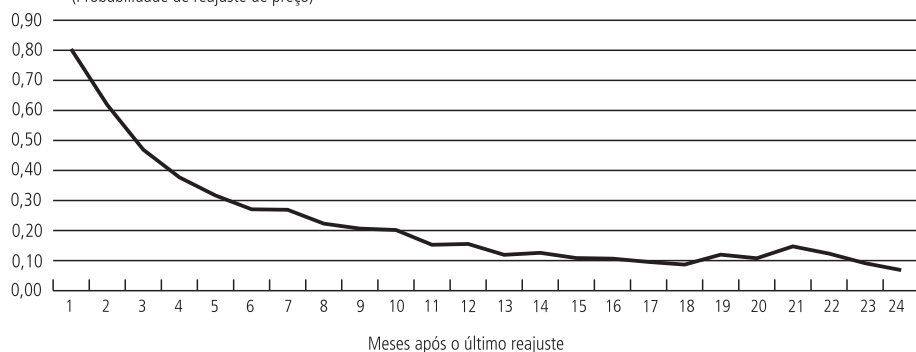
(Probabilidade de reajuste de preço)



Fonte: Elaboração própria com base nos microdados de preços ao consumidor do Ibre/FGV.

GRÁFICO 2
Hazard function: classe selecionada – alimentos *in natura*

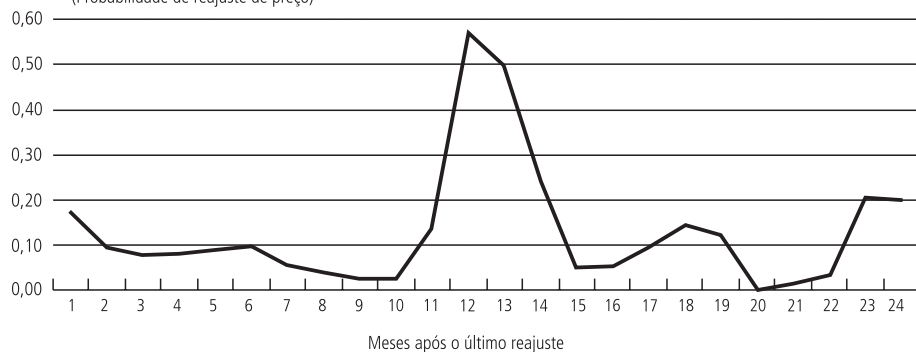
(Probabilidade de reajuste de preço)



Fonte: Elaboração própria com base nos microdados de preços ao consumidor do Ibre/FGV.

GRÁFICO 3
Hazard function: classe selecionada – serviços educacionais

(Probabilidade de reajuste de preço)



Fonte: Elaboração própria com base nos microdados de preços ao consumidor do Ibre/FGV.

Para reduzir ainda mais o viés de agregação, estimamos pelo mesmo método as *hazard functions* para cada produto que pertença à classe alimentos *in natura*. Mesmo assim, os principais resultados qualitativos permanecem. Resultado similar foi obtido por Nakamura e Steinsson (2008), mesmo aplicando um método semi-paramétrico de estimação que inclui uma especificação paramétrica para controlar a heterogeneidade dos diversos produtos do CPI americano.

4 EVIDÊNCIAS INTERNACIONAIS

Como já havíamos mencionado, o início das pesquisas com microdados abrangendo a estrutura ampla de preços ao consumidor se deu apenas recentemente, mais especificamente com o artigo de Bils e Klenow em 2002. Esse artigo alterou sobremaneira o consenso que até então prevalecera de que os preços se modificavam, em média, a cada 12 meses.

Utilizando a tábua de *Commodities and Services Substitution Rate*, que mede, entre outras coisas, a incidência mensal de variação de preços a cada produto para os anos de 1995 a 1997 do BLS, com uma cobertura em torno de 70% do CPI americano, eles verificaram que a frequência mediana de variação de preços era de 20,9%, implicando uma duração de 4,3 meses. Filtrando linearmente as promoções, essa duração elevava-se para 5,5 meses.²⁰ Os resultados para os diversos segmentos da economia mostraram-se heterogêneos, principalmente entre produtos como os alimentos *in natura* e outros produtos com pouco valor adicionado ao longo da cadeia produtiva e os mais industrializados. Os autores concluem que a inflação seria mais volátil e menos inercial do que previam os modelos de *price setting* tradicionais à la Calvo e Taylor.

Nakamura e Steinsson (2008) confrontaram os resultados de BK utilizando, no lugar da tábua de substituições, os dados do CPI Research Database, também do BLS, que se constitui dos preços efetivos para cada item elementar utilizado no cálculo do IPC americano. A frequência mediana encontrada para o período de 1998 a 2005 foi de 19,4%, resultando em uma duração de 4,6 meses.

O tratamento dos descontos temporários foi realizado excluindo-se da amostra os preços marcados com a anotação de promoções. Nesse caso, a frequência mediana se reduziu substancialmente para 11,1%, provocando uma elevação na duração para 11 meses, resultado similar ao consenso que prevalecia anteriormente ao artigo de Bils e Klenow (2002).

Assim como os resultados encontrados para o caso brasileiro, Nakamura e Steinsson (2008) não encontraram evidências de rigidez para baixo nos preços, uma vez que constataram que um terço das variações de preços seria negativo.

20. Os dados não permitiam um tratamento específico para cada produto.

Uma comprovação adicional da relevância do tema que aqui estudamos, além dos esforços individuais dos pesquisadores, é o empenho conjunto dos economistas do Eurosystem (reunião de bancos centrais dos países que utilizam o euro como moeda) com a criação de um grupo de estudo na área denominado Inflation Persistence Network (IPN). A base de dados abrange informação dos IPC's de dez países, coletadas pelo National Statistical Institutes (NSI's) local. Dhyne *et al.* (2005) apresentam detalhadamente a cobertura temporal e o universo de produtos analisados em cada país.²¹

De acordo com essa base de dados, a frequência mensal de variação de preços na zona do euro é de apenas 15,1%, o que resulta em uma duração de 13 meses. A heterogeneidade entre os países não se mostrou significativa. Entretanto, mais uma vez, foi observada uma grande diferença nos diagnósticos entre produtos, resultado robusto que se manteve em todos os países analisados.

Gagnon (2007) analisou os microdados de preços médios mensais para a economia mexicana, computados pelo Banco do México para o período de janeiro de 1994 a dezembro de 2004. Os dados mexicanos têm a particularidade de abranger um momento econômico peculiar: em novembro de 1994, a taxa de inflação, que estava em torno de 6,5%, atingiu 92% em abril de 1995 e, no ano seguinte, reduziu-se novamente para valores inferiores a dois dígitos.

O foco do trabalho foi menos o de gerar fatos estilizados e mais o de encontrar os fatores determinantes para a frequência agregada dos preços. Entretanto, ajustando os dados para garantir comparabilidade com os estudos para a zona do euro e dos Estados Unidos, Gagnon encontrou que a frequência média de variação de preços para o México situou-se entre os da economia americana (NK ainda não havia sido publicado) e a europeia, na maior parte do tempo. A menos do período de elevada inflação, quando foi de três meses, a duração de preços mexicana situou-se entre seis e dez meses.

4.1 Comparação com o caso brasileiro

Para favorecer a comparabilidade entre os resultados internacionais e os encontrados para a economia brasileira no que diz respeito à frequência de variações de preços, construímos cestas de bens similares às utilizadas nos estudos acima descritos. Nas tabelas 3 e 4, encontram-se os resultados para as frequências de variações de preço agregadas entre os grupos e os tipos de bens de acordo com a classificação utilizada nos diversos artigos citados.

Os resultados para o Brasil, agregados em grupos similares, confirmam a maior volatilidade dos preços brasileiros, comprovada pelas estatísticas agregadas. A exceção foram os energéticos, que, por uma particularidade da economia brasileira que

21. Alemanha, Áustria, Bélgica, Finlândia, França, Itália, Luxemburgo, Países Baixos, Portugal e Espanha.

possui boa parte dos preços dos seus combustíveis regulada, apresentaram uma frequência abaixo da verificada nos Estados Unidos e países da Zona do Euro.

TABELA 3
Comparações internacionais: agregação 1
(Em %)

	Brasil	Zona do euro – IPN ¹	Estados Unidos ¹	México ²
	Abr./1996 – ago./2007	Jan./1996 – dez./2000	Jan./1995 – dez./1997	Jul./2000 – jun./2002
Inflação média	6,50	1,60	2,30	4,40
Frequência por tipo de bem				
Alimentos não processados	66,2	28,3	47,7	55,0
Alimentos processados	59,1	13,7	27,1	20,0
Bens industriais (ex. energia)	58,2	9,2	22,4	39,3
Energia	53,7	78,0	74,1	16,8
Serviços	11,3	5,6	15,0	8,9

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados de preços ao consumidor do Ibre/FGV, Dhyne *et al.* (2005) e Gagnon (2007).

Notas: ¹ Inflation Persistence Network (IPN). Ver Dhyne *et al.* (2005).

² Ver Gagnon (2007).

TABELA 4
Comparações internacionais: agregação 2
(Em %)

	Brasil	Estados Unidos ¹		México ²	
	Abr./1996 – ago./2007	Jan./1995 – dez./1997	Mar./1995 – fev./1997	Jul./2000 – jun./2002	Jan./2003 – dez./2004
Inflação média	6,50	2,30	27,90	4,40	3,80
Frequência por tipo de bem					
Alimentação	58,9	25,3	39,5	35,2	33,8
Artigos de residência	48,9	26,4	27,1	17,5	17,2
Vestuário	65,5	29,2	27,0	14,4	9,1
Transporte	35,2	39,5	44,6	19,6	19,9
Serviços médicos	26,9	9,3	17,1	10,2	11,4
Recreação	11,5	11,3	11,1	7,3	11,8
Outros	32,2	11,0	20,1	14,6	15,2

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados de preços ao consumidor do Ibre/FGV, Bils e Klenow (2002) e Gagnon (2007).

Notas: ¹ Inflation Persistence Network (IPN). Ver Dhyne *et al.* (2005).

² Ver Gagnon (2007).

5 CONCLUSÃO

Os trabalhos desta linha de pesquisa ainda estão distantes de atingir uma maturação. Mais especificamente, no caso de estudos com base na economia brasileira, estes trabalhos estão apenas se iniciando. De fato, o Banco de Preços do Ibre/FGV nunca havia sido explorado para fins de pesquisa até recentemente, e apenas servia como alimentador para o cálculo dos índices de preços da FGV.

Devido à recente viabilidade de estudos utilizando bases mais abrangentes tanto no sentido intertemporal quanto interprodutos, ainda há uma vasta gama de questões a ser explorada nesta literatura. Entre as que destacamos, e nas quais estamos baseando as nossas próximas pesquisas, encontram-se: *i*) o desenvolvimento de metodologias para reduzir o viés de agregação; *ii*) o desenvolvimento de metodologias para computar estas estatísticas ao longo do tempo; *iii*) a análise da interdependência dessas variáveis com o nível de atividade e conseqüentemente com o grau de intensidade da política monetária; e *iv*) em uma abordagem mais microeconômica, a realização de um estudo acerca da motivação e da dinâmica de preços promocionais.

ABSTRACT

Using an original micro database, this paper presents the main stylized facts from individual consumer price behavior in the Brazilian economy. Among all analyzed countries, Brazil has the highest median frequency of price changes of 54.8% per month, which implies, through an indirect approach, a median duration of 1,3 months. In accordance with the international evidence: *i*) we observe a marked degree of heterogeneity in the price setting behavior; *ii*) we do not find evidence of downward price rigidity; *iii*) the size of the individual price changes are large as compared to the aggregate measure.

REFERÊNCIAS

- ALVAREZ, L.; BURRIEL, P.; HERNANDO, I. *Do decreasing hazard functions for price changes make any sense?* 2005 (ECB Working Paper, n. 461).
- BARROS, R.; AYRES, J. *How do temporary sales behave in a variable macroeconomic environment?* 2009. Mimeografado. Disponível em: <<http://virtualbib.fgv.br/ocs/index.php/sbe/EBE09/paper/view/1118>>
- BARROS, R.; BONOMO, M.; CARVALHO, C.; MATOS, S. *Price setting in a variable macroeconomic environment: evidence from Brazilian CPI.* 2009. Mimeografado. Disponível em: <www.aeaweb.org/aeal/conference/program/retrieve.php?pdfid=487>
- BARROS, R.; SCHECHTMAN, J. Medidas de núcleo de inflação para a economia brasileira: utilização de médias aparadas utilizando o IPC-DI/FGV. ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 29., Salvador, 2001. *Anais...* Salvador, BA: ANPEC, dez. 2001.
- BAUDRY, L.; LE BIHAN, H.; SEVESTRE, P.; TARRIEU, S. *Price rigidity in France – evidence from consumer price micro-data.* 2004 (ECB Working Paper, n. 384).

BILS, M.; KLENOW, P. *Some evidence on the importance of sticky prices*. 2002 (NBER Working Paper, n. 9.069).

BLINDER, A.; CANETTI, E.; LEBOW, D.; RUDD, J. *Asking about prices*. New York: Russell Sage Foundation, 1998.

BOIVIN, J.; GIANNONI, M.; MIHOV, I. Sticky prices and monetary policy: evidence from disaggregated U.S. Data. *American Economic Review*, v. 99, p. 350-384, Mar. 2009.

CALVO, G. Staggered prices in a utility maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, v. 12, p. 383-398, 1983.

CAPLIN, A.; SPULBER, D. Menu costs and the neutrality of money. *Quarterly Journal of Economics*, v. 102, n. 4, p. 703-725, 1987.

CARLTON, D. W. The rigidity of prices. *American Economic Review*, v. 76, n. 4, 637-658, 1986.

CARVALHO, C. Heterogeneity in price stickiness and the real effects of monetary shocks. *Frontiers of Macroeconomics*, v. 2, n. 1, article 1, 2006.

CECCHETTI, S. The frequency of price adjustment: a study of the newsstand prices of magazines. *Journal of Econometrics*, v. 31, p. 255-274, 1986.

DHYNE, E.; ALVAREZ, L.; BIHAN, H.; VERONESE, G.; DIAS, D.; HOFFMANN, J.; JONKER, N.; LUNNEMANN, P.; RUMLER, F.; VILMUNEN, J. *Price setting in the Euro Area: some stylized facts from individual consumer price data*. 2005 (ECB Working Paper, n. 524).

_____. Price changes in the Euro Area and the United States: some facts from individual consumer price data. *Journal of Economic Perspectives*, v. 20, p. 171-192, 2006.

DIAS, D.; MARQUES, R.; SILVA, J. *Time or state dependent price setting rules? Evidence from Portuguese micro data*. 2005 (ECB Working Paper, n. 511).

DOTSEY, M.; KING, R.; WOLMAN, A. State-dependent pricing and the general equilibrium dynamics of money and output. *Quarterly Journal of Economics*, v. 114, n. 2, p. 655-690, 1999.

FERREIRA, S. *Inflação, regras de reajuste de preços e busca sequencial: uma abordagem sob a ótica da dispersão de preços relativos*. Dissertação (Mestrado) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 1994.

GAGNON, E. *Price setting under low and high inflation: evidence from Mexico*. Federal Reserve Board, 2007 (International Finance Division Papers, n. 896).

GOLOSOV, M.; LUCAS, R. Menu costs and Phillips curves. *Journal of Political Economy*, v. 115, p. 171-199, 2007.

GOUVÊA, S. *Price rigidity in Brazil: evidence from CPI micro data*. Bacen, 2007 (Working Paper, n. 143).

HIGO, M.; SAITA, Y. *Price setting in Japan: evidence from CPI micro data*. Bank of Japan. 2007 (Working Paper Series, n. 07-E-20).

KACKMEISTER, A. *Has retail price behavior changed since 1989? Evidence from Microdata*. Dissertation (Ph.D.) – University of California, Berkeley, 2002.

KEHOE, P.; MIDRIGAN, V. *Sticky prices and sectoral real exchange rates*. Federal Reserve Bank of Minneapolis, 2007 (Working Paper, n. 656).

KLENOW, P.; KRYVSTOV, O. State-dependent or time-dependent pricing: does it matter for recent U.S. inflation. *Quarterly Journal of Economics*, v. 123, p. 863-904, Aug. 2008.

LOPES, L. *A rigidez nominal de preços na cidade de São Paulo – evidências baseadas em microdados do Índice de Preços ao Consumidor*. Universidade de São Paulo, 2008. Mimeografado.

MACKOWIAK, B.; MOENCH, E.; WIEDERHOLT, M. Sectoral price data and models of price setting. *Journal of Monetary Economics*, v. 56, n. 5, p. S78-S99, Oct. 2009.

MANKIW, N.; REIS, R. Sticky information versus sticky prices: a proposal to replace the new Keynesian Phillips curve. *Quarterly Journal of Economics*, v. 117, n. 4, p. 1.295-1.328, 2002.

NAKAMURA, E.; STEINSSON, J. Five facts about prices: a reevaluation of menu cost models. *Quarterly Journal of Economics*, v. 123, n. 4, p. 1.415-1.464, 2008.

TAYLOR, J. Aggregate dynamics and staggered contracts. *Journal of Political Economy*, v. 88, p. 1-23, 1980.

(Originais submetidos em novembro de 2008. Última versão recebida em janeiro de 2010. Aprovada em fevereiro de 2010.)