

Comportamento dos Preços no Brasil: Evidências Utilizando Microdados de Preços ao Consumidor

Rebecca W. S. Barros e Silvia M. Matos
IBRE/FGV, EPGE/FGV e Banco BBM*

19 de julho de 2008

Resumo

Utilizando uma base de micro-dados 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 meses. 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; iii) as variações individuais de preços são de grande magnitude se comparadas aos resultados agregados. Ademais, a sincronia entre as firmas brasileiras, relativamente a outros países, é elevada.

Abstract

Using an original micro database, this paper presents the main stylized facts from individual consumer price behavior of the Brazilian economy. Among 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. According to 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 bigger as compared to the aggregate measure. Furthermore, the Brazilian firms have a higher degree of synchronization of price changes than other countries.

Palavras-Chave: Rigidez de Preços, Microdados de preços ao consumidor,

Keywords: Price Rigidity, Consumer price micro data

Área ANPEC: Área 3 - Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

Classificação JEL: E30, E31

*E-mail: rebecca.barros@fgv.br e silviamatos@bancobbm.com.br.

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 uma 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. Adicionado a isto, 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.

Este campo de estudo ganhou impulso recentemente devido ao acesso dos pesquisadores a microdados abrangentes, normalmente associados às pesquisas de índices de preços ao consumidor dos países. Bils e Klenow (BK) (2002), valendo-se dos dados elementares do Bureau of Labor Statistics (BLS) utilizados para a construção do Consumer Price Index (CPI) americano, deu início a esta nova geração de artigos. Este 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. Antigas preocupações foram finalmente investigadas, como a heterogeneidade setorial, assimetria e magnitudes de variações e grau de sincronia de alteração de preços entre firmas.

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 estes estudos, pouco foi contemplado. Em Barros e Schechtman (2001) foram feitas análises sobre a distribuição de preços dos itens que compõem o Índice de Preços ao Consumidor (IPC) do Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getulio 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 dados brasileiros do IBRE, também iniciou suas investigações para o Brasil. Finalmente, Lopes (2008) investigou o caso da cidade de São Paulo utilizando

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

dados da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas - FIEPE.

A cobertura da amostra, 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

É importante destacar que temos ao longo do período analisado uma mudança de regime cambial, o que deve impactar sobremaneira a estratégia de precificação das firmas, uma vez que se amplia a lista de choques aos quais a economia está sujeita. Além disso, como vai ser visto mais adiante, há, ao longo do período, discrepâncias inflacionárias de mais de 15 pontos percentuais entre momentos distintos, o que torna a investigação do caso brasileiro extremamente interessante.

Entretanto, a pretensão deste trabalho ainda não foi explorar estas particularidade, e sim suprir uma lacuna empírica e apresentar os principais fatos estilizados sobre o processo de definição de preços ao consumidor final no país. Esta é a primeira vez que o conjunto de dados contendo 100% dos itens elementares utilizados para a construção do IPC/FGV foi investigado, e portanto era imprescindível, neste momento, consolidar o conhecimento acerca das características fundamentais dos preços da economia brasileira antes de iniciar estudos mais específicos.

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

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.

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. Utilizando a medida de sincronia proposta por Fisher e Konieczny (2000) verificamos que o grau de sincronia entre as firmas no Brasil não é alto, mas é relativamente superior às evidências internacionais.

O restante deste artigo está organizado como se segue. A sessão 2 introduz o contexto inflacionário brasileiro para o período analisado. A sessão 3 descreve em detalhes o banco de dados utilizado no trabalho. Em seguida, a sessão 4 apresenta os fatos estilizados para a economia brasileira. Na sessão 5 é feito um estudo comparativo com as evidências internacionais. Por fim, a sessão 6 apresenta as conclusões e extensões da pesquisa.

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

2 O Contexto Inflacionário Brasileiro

Antes de apresentarmos os resultados encontrados é relevante descrever brevemente o arcabouço inflacionário brasileiro para o período analisado. A inflação brasileira atravessou um período 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. Neste 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 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 nesta 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, desta 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%a.a.

3 A Base de Dados do IBRE/FGV

Os dados utilizados neste artigo foram extraídos do banco de dados eletrônico denominado Banco de Preços do Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getúlio Vargas - IBRE/FGV. O IBRE calcula o IPC desde 1944, mas infelizmente os dados primários não foram armazenados para todo este período. Por outro lado, os dados atualmente disponíveis abrangem mais de 11 anos de pesquisa sistemática, de abril de 1996 a agosto de 2007, com a cobertura de 100% do IPC brasileiro, totalizando mais de 9 milhões de cotações de preços.

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 nos locais de compra, seja através de *palm tops*, seja através do preenchimento de formulários. Utilizando o jargão interno do IBRE, nos referiremos a estes 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. Um exemplo do grau de detalhamento da informação sobre o insumo é, por exemplo, o Sabão em Pó em embalagem de 500g da marca Omo do tipo multi-ação, 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 coletores são instruídos a inserir caso haja algum movimento atípico nos preços ou algum fato relevante que mereça uma justificativa adicional.

Por se tratarem de unidades de bens e serviços mais desagregadas do IPC, os insumos não constituem em si uma categoria publicada do índice e, desta 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, com uma estrutura de ponderação estabelecida através das Pesquisas de Orçamento Familiar (POF's) realizadas periodicamente pelo IBRE/FGV. Atualmente o IPC/FGV é formado por 456 produtos, constituídos por aproximadamente 135 mil insumos.

De acordo com o calendário do IBRE, ao longo de cada mês, três versões do IPC são produzidas e diferem entre si apenas pela periodicidade da coleta. Desta forma, uma larga parte dos insumos, mais especificamente os referentes à alimentação, higiene e limpeza, são coletados a cada 10 dias. A consequência disto é que, até onde temos conhecimento, esta é a única base de dados que permite a realização de estudos com frequência superior à mensal.³

A cobertura geográfica do IPC variou durante o período de análise. Até dezembro de 2000, o índice era calculado apenas para as regiões metropolitanas do Rio de Janeiro e São Paulo. A partir de janeiro de 2001, 10 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 destas cidades foi descontinuada, e atualmente a pesquisa abrange as 7 maiores capitais do país.⁴

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, estes 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 inclusão de novos insumos gera problemas de truncagem à direita ou à esquerda, mas ao menos fica garantido que as comparações de preços são realizadas exatamente entre os mesmos insumos ao longo do tempo, e em nenhum momento enfrentamos questões de substituição, tão comuns a outras bases de dados.

3.1 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 dos 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, a constante inserção e exclusão de novos insumos pode 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

³A 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.

⁴Foi descontinuada a pesquisa nas cidades de Belem, Curitiba Florianópolis, Fortaleza, Goiania.

significativos por serem pouco longevos ou por possuírem poucas observações válidas de preços.

A extensão da base de dados nos permitiu ser conservadores neste tratamento, de forma a garantir plena segurança nos dados efetivamente utilizados. A seguir descrevemos em mais detalhes estes procedimentos.⁵

3.1.1 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 sensíveis ao momento do tempo, 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 seja um período extenso o suficiente para nos garantir confiabilidade estatística para as nossas análises. De um total de 135.434 insumos, foram preservados 31.774 na amostra.

3.1.2 Exclusão de Insumos com Poucos Preços Válidos Observados

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

O objetivo deste 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, fomos instruídos a proceder desta forma, visto que não era esperado que um insumo pudesse manter-se sem informação por um período elevado e em seguida retornar a ter cotações sem que suas características individuais fossem alteradas (ou seja, deveriam ser considerados como um outro insumo). Estes 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 estes tratamentos podem parecer parecer extremamente rigorosos, mas destacamos que ainda dispomos, em média, de 65 longas e sólidas trajetórias individuais de preços para representar cada produto do IPC, número bastante representativo.

3.1.3 Tratamento de *Outliers*

O tipo de falha nas cotações de preços mais comum é o gerado por erro de digitação, e o exemplo mais comum é a falha na digitação das unidades.⁶ Neste caso, não há como verificar se realmente foi este o caso a não ser pela consulta ao coletor, que é

⁵Nas análises apresentadas não consideramos imputação de preços não observados. Ver Barros, Bonomo e Matos (2008) para uma discussão detalhada sobre o assunto.

⁶Por exemplo um produto que custava R\$ 1,99 é registrado como tendo preço de R\$ 199.

feita apenas no momento do fechamento do índice mensal. Entretanto, mesmo que confirmado o problema, não há uma correção destas cotações no Banco de Preços, que os mantém intactos assim como foram coletados.

Para solucionar esta e outras modalidades de erro humano na imputação dos dados, adotamos um critério *ad-hoc*, similar ao adotado por Klenow e Kryvstov (2005), 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.

3.2 O Tratamento dos Descontos Temporários de Preços (Promoções)

Optamos, assim como Kackmeister (2002), por considerar como promoção, todo o evento onde os preços se reduziam em um determinado mês, e revertiam ao mesmo nível no mês subsequente. Neste caso, o preço em promoção foi excluído da amostra, e assim uma nova base de dados construída. Mais especificamente, $p_{prom,jt}^n = \emptyset$ caso $p_{jt-1}^n = p_{jt+1}^n$ e $p_{jt-1}^n > p_{prom,jt}^n$.

Obviamente este é um critério que é passível de críticas, visto que muitas firmas aproveitam o retorno de uma promoção para realizar efetivamente uma mudança de preços, mas é o que acreditamos ser apropriado dentro do escopo deste artigo.

3.3 Os 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 pré-definidos 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 destes produtos apresentem uma maior inércia e respondam mais lentamente às pressões de oferta e demanda de mercado, eles não são dissociados do ritmo da economia no médio prazo.

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

3.4 A Estrutura de Ponderação dos Dados

Como dito anteriormente, a amostra de dados se estende de abril de 1996 a agosto de 2007. Neste período, o IBRE realizou 3 Pesquisas de Orçamento Familiares, 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 a dinâmica

de preços relativos como prevê a metodologia de Laspeyres base móvel, do 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.

4 Fatos Estilizados para o Brasil – 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 $t = 1, \dots, T$. Desta 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.

4.1 Frequência de Movimentos de Preços

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

$$\begin{aligned} I_{jt}^n &= 1 \text{ se } p_{jt}^n \neq p_{jt-1}^n \text{ e } p_{jt}^n, p_{jt-1}^n \neq \emptyset \text{ e} \\ I_{jt}^n &= 0 \text{ se } p_{jt}^n = p_{jt-1}^n \text{ e } p_{jt}^n, p_{jt-1}^n \neq \emptyset, \end{aligned}$$

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:

$$fr^n = \frac{\sum_{j=1}^J \sum_{t=1}^T I_{jt}^n}{N_{jt}}.$$

Onde N_{jt} representa o número de observações para as quais o indicador I_{jt}^n foi computado. Em seguida, estes resultados foram ponderados para compor os resultados agregados do IPC como um todo.⁷

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%. Este 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 estes resultados.

Estes 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.

⁷As estatísticas foram computadas para cada produtos apenas, não considerando desagregações em termos de insumos. Ver Barros, Bonomo e Matos (2008) para uma investigação sobre o assunto.

4.2 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 inesperado se levarmos em conta o ambiente econômico brasileiro, com inflações positivas. Com este resultado é possível constatar que as variações de preços não são simétricas, mas estão muito distante de caracterizar uma economia com rigidez para baixo de preços.

Estes resultados confirmam as evidências internacionais, e também contestam os modelos tradicionais de rigidez que 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.⁸ Com isto, ganham respaldo empírico os modelos que incluem choques idiossincráticos como fatores fundamentais para as mudanças de preços.⁹

4.3 Duração dos Preços

Neste artigo apresentamos apenas os resultados da abordagem indireta para mensurar a duração dos preços, calculando-a através dos resultados individuais das frequências. A abordagem direta necessita um tratamento estatístico mais detalhado da amostra para considerar os casos de trajetórias truncadas à direita e à esquerda.¹⁰ Gouvêa (2007) utiliza a abordagem direta para analisar a duração dos dados brasileiros, utilizando um subconjunto dos dados aqui utilizados.

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

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

Para esta medida o produto mediano apresentou uma duração de 1,3 meses, ou seja, cerca de 50% dos produtos variam mensalmente.¹¹ Em termos médios, apresentados na Tabela 1, este 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.

Analogamente, a forma discreta, considerando uma única observação de preço no mês, temos que a *duration* do produto é definida como:

$$Dur_n = \frac{1}{fr_j^n}.$$

⁸Taylor (1980), Calvo (1983), Caplin e Spulber (1987), Dotsey et al. (1999) e Mankiw e Reis (2002).

⁹Ver Golosov e Lucas (2007).

¹⁰Ver Barros, Bonomo e Matos (2008) para um tratamento específico desta questão.

¹¹Considerando a estrutura de ponderação do IPC.

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

4.4 Assimetria das Taxas de Variação de Preços

Definindo as taxas de variação:

$$Tx_{j,t}^n = (p_{jt}^n/p_{jt-1}^n) - 1;$$

$$Tx_j^n = \frac{\sum_{t=1}^T Tx_{j,t}^n}{T};$$

$$Tx^n = \frac{\sum_{j=1}^J Tx_j^n}{J}.$$

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% 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.

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.

4.5 Sincronia dos Preços Agregados

A sincronia ou escalonamento (*staggering*) perfeitos dos preços trazem diversas implicações em termos da capacidade de modelos teóricos dinâmicos replicarem a persistência e o tamanho dos ciclos econômicos efetivos.

De acordo com a medida de sincronia proposta por Fisher e Konieczny (2000) (FK):

$$FK^n = \frac{\sqrt{sd^2(fr^n)}}{\sqrt{\overline{fr}(1 - \overline{fr})}},$$

onde $sd^2(fr^n)$ é a variância das frequências individuais dos produtos, e \overline{fr} é a frequência média dos preços para todo o período. No caso de perfeita sincronia, este índice seria igual a 1, e 0 no caso de perfeito escalonamento.

No caso de perfeita sincronia, ou todas as firmas modificam seus preços em t , ou nenhuma delas o fará. Em qualquer um dos casos, fr é uma variável binária, a sua

variância é igual a $fr(1 - fr)$, portanto o indicador proposto será igual a 1. No caso de perfeito escalonamento, $fr = \overline{fr}$, e como resultado, o índice será igual a 0.

Dias et al.(2004), apresentam um ambiente com dois tipos de firmas, onde é possível interpretar o coeficiente de FK como sendo o percentual de firmas que sincronizam seus preços no mercado. No caso brasileiro, este percentual, apresentado na Tabela 1 é 23,7%. Ou seja, em termos agregados, cerca de $\frac{1}{4}$ das firmas reajustam seus preços de forma sincronizada. Este resultado pode parecer baixo, mas encontra-se muito acima da medida de sincronia calculada para 10 países da Zona do Euro. Lá, a menos de Luxemburgo, cujo coeficiente foi de 48%, todos os outros países ficaram abaixo do Brasil, e o resultado agregado para os países da região foi de 18%.

Uma outra forma de sincronia de preços entre as firmas é a existência de sazonalidade ao longo dos meses. Nakamura e Steinson (2007) foram os primeiros a investigar a sazonalidade em microdados de preços de varejo. Observaram, para a economia americana, uma maior frequência de variação no primeiro mês de cada trimestre do ano, com frequência 30% maior de que no último mês, decaindo monotonicamente neste intervalo.

Como os ciclos da economia brasileira não são marcados trimestralmente como na economia americana, diferentemente de NS, investigamos a existência de sazonalidade em termos mensais. Nossos resultados, entretanto, não evidenciaram a existência de sazonalidade nos dados brasileiros, a não ser por uma concentração em janeiro.

4.6 Fatos Estilizados para o Brasil – 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.

A principal recomendação de todos os estudos empíricos sobre rigidez de preços utilizando microdados é que os modelos teóricos necessitam conter ao menos dois setores com características de *price setting* distintas se quiserem replicar a economia. Ao que foi possível extrair destes 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. Esta classificação resultou em 17 classes, que acreditamos serem mais homogêneas e, portanto, mais apropriadas para analisar os resultados.

4.7 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 faz-se necessária a segmentação setorial para replicar, em modelos teóricos, a estrutura de *pricing* da economia.

Sob esta 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 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 reajuste positivos e negativos, por exemplo, enquanto quase mais de 75% das variações dos serviços educacionais são positivas, a classe vestuário possui uma distribuição quase simétrica entre os aumentos e as reduções de preços.^{12, 13}

4.8 Hazard Function

Finalmente, para completar a análise descritiva dos fatos estilizados, utilizamos uma abordagem não paramétrica (Kaplan-Meier) da função risco (*hazard*).¹⁴ Uma abordagem semiparamétrica, como a estimativa de modelos de risco proporcionais, que incorpora a heterogeneidade não-observada entre os diversos produtos, será objeto de pesquisa futura.

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. De acordo com os resultados empíricos 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 (ver Figura 1). Este 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 maior rigidez de preço, a *hazard* agregada converge para a *hazard* do bem com maior duração.¹⁵

Outro aspecto a ser ressaltado da Figura 1 é que existe uma 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 pré-fixadas nos contratos.

Para reduzir o viés de agregação, calculamos a função de risco para cada classe discutida anteriormente. Como esperado, observamos características muito distintas

¹²Uma 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.

¹³Os resultados desagregados para todos os produtos do IPC podem ser solicitados às autoras.

¹⁴Uma abordagem semiparamétrica, como a estimativa de modelos de risco proporcionais, que incorpora a heterogeneidade não-observada entre os diversos produtos, será objeto de pesquisa futura.

¹⁵Ver Alvarez et al. (2005) para a descrição deste resultado.

entre os diversos setores. Nas Figuras 2 e 3, apresentamos as funções de risco para a classe 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 nas datas de vencimento dos contratos.

5 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. Este 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 Bureau of Labor Statistics (BLS), com uma cobertura em torno de 70% do CPI americano, eles concluíram que a frequência mediana de variação de preços era de 20,9%, implicando uma duração de 4,3 meses. Filtrando linearmente as promoções, esta duração elevava-se para 5,5 meses.¹⁶ 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. 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 (2007) 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 da amostra os preços marcados com a anotação de promoções. Neste 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 do Bils e Klenow (2002).

Assim como os resultados encontrados para o caso brasileiro, NS não encontrou evidências de rigidez para baixo nos preços, uma vez que constataram que um terço das variações de preços seriam negativas.

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 10 países, coletados pelo National Statistical Institutes (NSI's) local. Dhyne et al. (2005) apresentam

¹⁶Os dados não permitiam um tratamento específico para cada produto.

detalhadamente a cobertura temporal e o universo de produtos analisados em cada país.¹⁷

De acordo com esta 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 aos estudos para a zona do euro e Estados Unidos, 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 européia, na maior parte do tempo. A menos do período de elevada inflação, quando foi de 3 meses, a duração de preços mexicana situou-se entre 6 e 10 meses.

5.1 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, confirma a maior volatilidade dos preços brasileiros, comprovada pelas estatísticas agregadas. A exceção foram os energéticos, que, por uma particularidade da economia brasileira que possui boa parte dos preços dos seus combustíveis regulada, apresentaram uma frequência abaixo da verificada nos EUA e países da Zona do Euro.

6 Conclusão

Os trabalhos desta linha de pesquisa ainda estão distantes de atingirem 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 nunca havia sido explorado para fins de pesquisa até recentemente, e apenas servia como alimentador para o cálculo dos índices de preços da FGV.

¹⁷Alemanha, Áustria, Bélgica, Finlândia, França, Itália, Luxemburgo, Países Baixos, Portugal e Espanha.

Devido à recente viabilidade de estudos utilizando bases mais abrangentes tanto no sentido intertemporal quanto inter-produtos, ainda há uma vasta gama de questões a serem exploradas nesta literatura. Dentre as que destacamos, e 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 destas 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.

Referências

- [1] Alvarez, P. I. Hernando. (2005). “Do Decreasing Hazard Functions for Price Changes Make any Sense?,” ECB Working Paper No. 461.
- [2] Barros, R., e J. Schechtman (2001). “Medidas de Nucleo de Inflação para a Economia Brasileira: Utilização de Médias Aparadas Utilizando o IPC-DI/FGV,” XXIX Encontro Nacional de Economia.
- [3] Barros, R., M. Bonomo and S. Matos (2008). “Price Setting and Inflation: Duration, Size of Adjustments, and Heterogeneity,” EPGE, mimeo.
- [4] Bils, M., and P. Klenow (2002). “Some Evidence on the Importance of Sticky Prices,” NBER Working Paper 9069.
- [5] Blinder, A., E. Canetti, D. Lebow, and J. Rudd (1998). Asking About Prices. Russell Sage Foundation, New York, New York.
- [6] Calvo, G. (1983) “Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework,” *Journal of Monetary Economics*, 12, pp. 383-398.
- [7] Caplin, A., and D. Spulber (1987). “Menu Costs and the Neutrality of Money,” *Quarterly Journal of Economics*, 102(4), 703-725.
- [8] Carlton, D. W. (1986). “The Rigidity of Prices,” *American Economic Review*, 76(4), 637-658.
- [9] Cecchetti, S. (1986). “The Frequency of Price Adjustment: A Study of the Newsstand Prices of Magazines,” *Journal of Econometrics*, 31, 255-274.
- [10] Dhyne, E., L. Alvarez, H. Bihan, G. Veronese, D. Dias, J. Hoffmann, N. Jonker, P. Lunnemann, F. Rumler, and J. Vilmunen (2005). “Price Setting in the Euro Area: Some Stylized Facts From Individual Consumer Price Data,” ECB Working Paper No. 524.
- [11] Dias, D., C. Marques, P. Neves, e J. Silva (2005). “On the Fisher-Konieczny Index of Price Changes Synchronization,” *Economics Letters* 87 (2), 279-283.

- [12] Dotsey, M., R. King, and A. Wolman (1999). “State-Dependent Pricing and the General Equilibrium Dynamics of Money and Output,” *Quarterly Journal of Economics*, 114(2), 655-690.
- [13] Ferreira, S. (1994) “Inflação, Regras de Reajuste de Preços e Busca Sequencial: uma abordagem sob a ótica da dispersão de preços relativos.” Dissertação de Mestrado, PUC-Rio.
- [14] Fisher, T. e J. Konieczny. (2000) “Synchronization of Price Changes by Multi-product Firms: Evidence from Canadian Newspaper Prices,” *Economics Letters* 68, 271–277.
- [15] Gagnon, E. (2007). “Price Setting Under Low and High Inflation: Evidence from Mexico,” International Finance Division Papers #896, Federal Reserve Board.
- [16] Golosov, M., and R. Lucas (2007). “Menu Costs and Phillips Curves,” *Journal of Political Economy*, 115, 171-199.
- [17] Gouvêa, S. (2007). “Price Rigidity in Brazil: Evidence from CPI Micro Data.” Bacen Working Paper no 143.
- [18] Kackmeister, A. (2002). “Has Retail Price Behavior Changed Since 1989? Evidence from Microdata,” Ph.D. Dissertation, University of California, Berkeley.
- [19] Klenow, P., and O. Kryvtsov (2005). “State-Dependent or Time-Dependent Pricing: Does It Matter for Recent U.S. Inflation,” NBER Working Paper No. 11043.
- [20] Lopes, L. (2008). “A Rigidez Nominal de Preços na Cidade de São Paulo - Evidências Baseadas em Microdados do Índice de Preços ao Consumidor,” Universidade de São Paulo, mimeo.
- [21] Mankiw, N., and R. Reis (2002). “Sticky Information Versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve,” *Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1295-1328.
- [22] Nakamura, E. e J. Steinsson (2007). “Five Facts about Prices: A Reevaluation of Menu Cost Models,” revise and resubmit, *Quarterly Journal of Economics*.
- [23] Taylor, J. (1980). “Aggregate Dynamics and Staggered Contracts,” *Journal of Political Economy*, 88, pp. 1-23.

Tabela 1 - Estatísticas Agregadas Ponderadas-Excluindo Bens Administrados

Frequência de Movimentos de Preços (%)		Magnitude % de Variação	
<i>Média</i>	<i>Mediana</i>	<i>Média</i>	<i>Mediana</i>
46,7%	54,8%	1,7%	1,2%
Frequência de Movimentos de Preços (% do Total)		Magnitude % de Variação	
<i>Positiva</i>	<i>Negativa</i>	<i>Positiva</i>	<i>Negativa</i>
61,0%	39,0%	5,2%	-13,5%
Duração Implícita dos Preços (meses)			
<i>Média</i>		<i>Mediana</i>	
<i>Contínua</i>	<i>Discreta</i>	<i>Contínua</i>	<i>Discreta</i>
3,6	4,2	1,3	1,8
Medida de Sincronia dos Preços			
23,7%			

Tabela 2 - Estatísticas por Classes de Produtos

	Frequência (%)		Duração*	Magnitude (Var.%)	Frequência (% do Total)		Magnitude (Var.%)	
	<i>Média</i>	<i>Mediana</i>	<i>Mediana</i>	<i>Mediana</i>	<i>Positiva</i>	<i>Negativa</i>	<i>Positiva</i>	<i>Negativa</i>
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 Medicos	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 In Natura	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 Residencia	44,5%	48,9%	1,489	1,27%	56,75%	43,25%	5,26%	-12,23%
Vestuario	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 Acessorios	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%
Combustiveis 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%

Tabela 3 - Comparações Internacionais - Agregação 1

	Brasil	Euro Area - IPN	US*	México**
	Abr/96 - Ago/07	Jan/96 - Dez/00	Jan/95-Dez/97	Jun/00 - Jun/02
Inflação Média	6,50%	1,60%	2,30%	5,40%
Frequencia por Tipo de Bem				
Unprocessed food	66,2%	28,3%	47,7%	53,1%
Processed food	59,1%	13,7%	27,1%	27,6%
Nonenergy Industrial Goods	58,2%	9,2%	22,4%	17,7%
Energy	53,7%	78,0%	74,1%	39,8%
Services	11,3%	5,6%	15,0%	9,5%

*Ver Dhyne et al. (2005)
**Ver Gaonon (2007)

Tabela 4 - Comparações Internacionais - Agregação 2

	Brasil	US*	México*		
	Abr/96 - Ago/07	Jan/95-Dez/97	Mar/95 - Fev/97	Jun/00 - Jun/02	Jan/03-Dec/97
Inflação Média	6,50%	2,30%	28,50%	5,40%	4,30%
Frequencia por Tipo de Bem					
Food	58,9%	25,3%	40,5%	36,3%	34,3%
Home Furnishing	48,9%	26,4%	30,9%	15,3%	17,7%
Apparel	65,5%	29,2%	27,2%	14,2%	9,1%
Transportation	35,2%	39,5%	30,8%	13,0%	12,5%
Medical Care	26,9%	9,3%	17,4%	10,6%	11,4%
Entertainment	11,5%	11,3%	11,5%	71,0%	10,9%
Other	32,2%	11,0%	20,5%	14,3%	15,4%

*Ver Gagnon (2007)

Figura 1 - Hazard Function Agregada

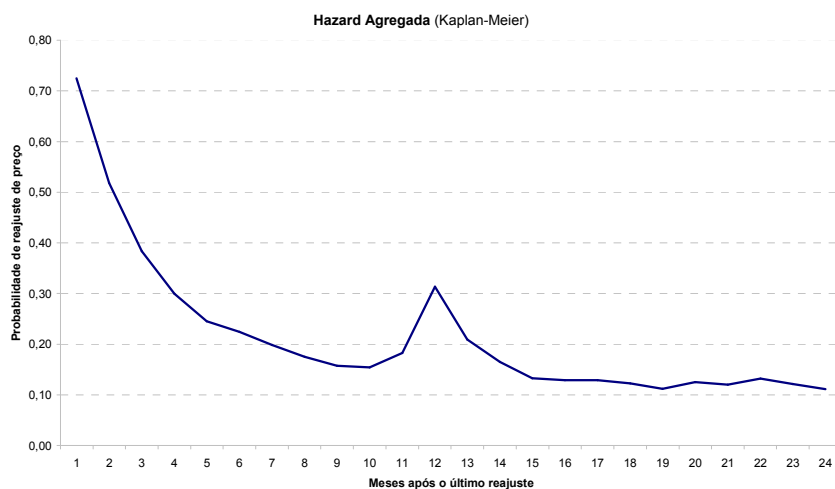


Figura 2 - Hazard Function - Classe Seleccionada: Alimentos In Natura

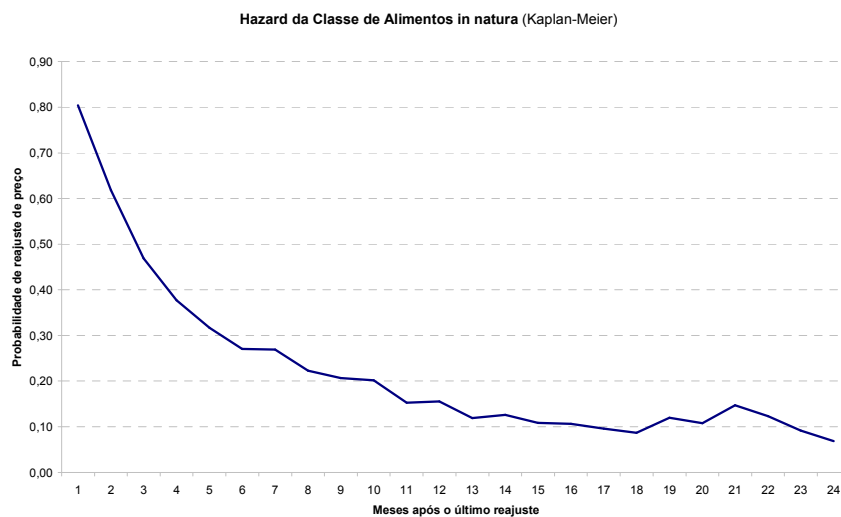


Figura 3 - *Hazard Function* - Classe Seleccionada: Serviços Educacionais

