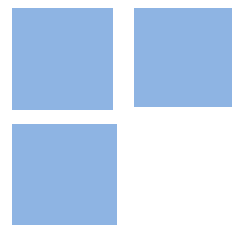


# Rigidez de preços no Brasil: Evidências microeconômicas e impactos macroeconômicos

**DÉBORA SILVA OLIVEIRA**  
**MAURO RODRIGUES**



## **Price rigidity in Brazil: Microeconomic evidence and Macroeconomic Implications**

Débora Silva Oliveira (debora.soliveira@fgv.br)

Mauro Rodrigues (mrodrigues@usp.br)

### **Abstract:**

This paper calibrates multi-sector models of menu costs with intermediate inputs to the Brazilian economy. In particular, we use the model proposed by Nakamura and Steinsson (2010) to understand the degree of monetary non-neutrality induced by price rigidity. For comparison, we estimate a VAR model for the aggregate economy (Shapiro and Watson, 1988) and compute the share of real GDP fluctuations due to nominal shocks. Multi-sector models account for up to 12.6% of output fluctuations. This is consistent with our VAR estimations, where the nominal component is responsible for approximately 15% of the observed variation in aggregate output.

**Keywords:** Price rigidity; monetary non-neutrality; Microdata.

**JEL Codes:** E30, E50.

### **Resumo:**

O objetivo deste artigo é calibrar modelos multissetoriais de Custo de Menu com insumos intermediários às evidências brasileiras e estimar o grau de não neutralidade da moeda gerado pela rigidez de preços, utilizando o modelo proposto por Nakamura e Steinsson (2010). Para dimensionar a não neutralidade monetária gerada pelos modelos, será estimado um modelo VAR (Shapiro e Watson (1988)), que mensura a porcentagem da variação do produto real devida aos choques nominais. Modelos multissetoriais explicam até 12,6% das flutuações no produto real, resultados consistentes com o VAR, em que 15% da variação do produto real é gerada pelos choques nominais.

**Palavras-chave:** Rigidez de preços; Não neutralidade monetária; Microdados.

# Rigidez de preços no Brasil: Evidências microeconômicas e impactos macroeconômicos

Débora Silva de Oliveira  
debora.soliveira@fgv.br

Mauro Rodrigues  
mrodrigues@usp.br

2021

## Resumo

O objetivo deste artigo é calibrar modelos multissetoriais de Custo de Menu com insumos intermediários às evidências brasileiras e estimar o grau de não neutralidade da moeda gerado pela rigidez de preços, utilizando o modelo proposto por Nakamura e Steinsson (2010). Para dimensionar a não neutralidade monetária gerada pelos modelos, será estimado um modelo VAR (Shapiro e Watson (1988)), que mensura a porcentagem da variação do produto real devida aos choques nominais. Modelos multissetoriais explicam até 12,6% das flutuações no produto real, resultados consistentes com o VAR, em que 15% da variação do produto real é gerada pelos choques nominais.

**Palavras-chave:** Rigidez de preços; Não neutralidade monetária; Microdados.

## Abstract

This paper calibrates multi-sector models of menu costs with intermediate inputs to the Brazilian economy. In particular, we use the model proposed by Nakamura and Steinsson (2010) to understand the degree of monetary non-neutrality induced by price rigidity. For comparison, we estimate a VAR model for the aggregate economy (Shapiro and Watson, 1988) and compute the share of real GDP fluctuations due to nominal shocks. Multi-sector models account for up to 12.6% of output fluctuations. This is consistent with our VAR estimations, where the nominal component is responsible for approximately 15% of the observed variation in aggregate output.

**Keywords:** Price rigidity; monetary non-neutrality; Microdata.

**JEL:** E30, E50

# 1 Introdução

Na última década, parte da literatura empírica em economia monetária se propôs a entender quais as implicações macroeconômicas da rigidez de preços com base em microdados. A principal hipótese que circunda os novos estudos em economia monetária é que a rigidez nominal de preços é o principal canal que gera a não neutralidade monetária. Quando os preços exibem padrões de rigidez, a política monetária tem efeitos econômicos reais. Assim, a velocidade com que a economia se ajusta aos choques torna-se diretamente relacionada com a morosidade das firmas que compõem tal economia em ajustarem seus preços. A compreensão no nível microeconômico dos ajustes de preço torna-se, então, essencial para entender os impactos de choques agregados na economia. Nakamura e Zerom (2010), Alvarez e Lippi (2014), Lucas e Golosov (2004), Midrigan (2011), Smets e Maćkowiak (2008) e Midrigan (2008) são alguns trabalhos que compõem esta literatura.

À medida em que são disponibilizadas novas fontes de microdados, os modelos micro fundamentados se tornam mais recorrentes e passam a incorporar características antes pouco documentadas sobre rigidez de preços. Assim, o principal objetivo deste artigo é calibrar um modelo multissetorial de Custo de Menu com insumos intermediários às evidências brasileiras e estimar o grau de não neutralidade da moeda gerado pela rigidez de preços. Adicionalmente, será proposta uma extensão do modelo de Custo de Menu em que será inserido um componente *state dependent*, chamado de modelo CalvoPlus. Os modelos foram desenvolvidos por Nakamura e Steinsson (2010). Para melhor dimensionar a não neutralidade monetária gerada por estes modelos, será estimado o modelo VAR proposto por Shapiro e Watson (1988), que mensura a porcentagem da variação do produto real devida aos choques nominais. Desse modo, será possível comparar os resultados do presente trabalho, que mensuram a não neutralidade gerada pela rigidez de preços, frente a não neutralidade da monetária total gerada pelos choques nominais, mensurada pelo VAR.

Os modelos calibrados incorporam duas hipóteses relevantes na literatura, a heterogeneidade entre os setores e a introdução de insumos intermediários. Para melhor considerar a heterogeneidade entre os produtos e os setores, foram construídos 3 painéis com números distintos de setores. Para cada um destes painéis foram estimados 4 modelos diferentes, modelo de custo de menu sem insumos intermediários e com insumos, além de dois modelos CalvoPlus, com e sem *inputs* intermediários. Por sua vez, a introdução de insumos intermediários adiciona ao modelo a estratégia de complementariedade da fixação de preços entre os setores.

Assim, este trabalho contribui para a literatura ao documentar as evidências sobre microdados de preços, ao aplicar modelos de notável importância para mensurar a rigidez de preços e, especialmente, ao estimar um modelo VAR, que mensura a porcentagem da variação do produto real devida aos choques nominais. A análise sobre a frequência e tamanho das mudanças de preços com base em microdados já foi feita por outros autores, mas para períodos diferentes. De todo modo, este trabalho consolida fatos já notados por esta literatura e se aprofunda sobre o estudo da heterogeneidade entre os setores ao construir 3 painéis distintos. Com relação à calibração dos modelos, o presente trabalho contribui ao aplicar os modelos para o contexto brasileiro e mensurar o custo de menu gerados por eles. Por fim, o modelo VAR estimado é de extrema relevância nesta literatura, sendo citado em trabalhos como Nakamura e Zerom (2010) e Lucas (2003). Sua aplicação

permite dimensionar resultados importantes sobre a não neutralidade monetária gerada por choques nominais. Neste estudo, o VAR também será utilizado para comparar os resultados dos modelos de custo de menu.

O período analisado será de Janeiro de 2000 a Dezembro de 2019. O período de hiperinflação no Brasil não será abrangido por este trabalho, visto o consenso de que não há evidências de rigidez de preços na época frente à alta frequência de reajuste de preços<sup>1</sup>. A decisão de observar apenas pós anos 2000 tem como base verificar somente o período de vigência do regime de metas de inflação. Adicionalmente, há evidências de que o comportamento de frequência da mudança de preços é distinto entre os períodos 1994-1999 e 2000-2019<sup>2</sup>.

Os resultados deste trabalho mostram que os modelos multissetoriais estimados explicam até 12,6% das flutuações no produto real. Em outras palavras, 12,6% da variação no produto é devida à rigidez nominal de preços. Os resultados encontrados são consistentes com a estimação de choques nominais nas flutuações de curto prazo do produto, representada pelo modelo VAR. Neste modelo, aproximadamente 15% da variação do produto real decorre dos choques nominais.

Os resultados mostram que a introdução de heterogeneidade na frequência de mudança de preço triplica o grau de não neutralidade monetária gerado pelo modelo. Em linha com a literatura internacional, os modelos multissetoriais ampliam a não neutralidade monetária em comparação ao modelo unissetorial. Isto ocorre uma vez que o grau de não neutralidade entre os diferentes setores da economia é uma função convexa da frequência de variação dos preços entre os setores. A assimetria com relação às estatísticas de frequência de preços entre os setores também contribui para a ampliação da não neutralidade. Por sua vez, a introdução de insumos intermediários também aumenta o grau de não neutralidade monetária por um fator próximo a três. Frente aos modelos sem insumos intermediários, a não neutralidade dos modelos com insumos é até três vezes maior. Esta característica introduz aos modelos a complementariedade na estratégia de fixação de preços entre as diferentes firmas. Em outras palavras, a escolha da empresa em ajustar os preços se torna dependente de como as outras empresas, que produzem seus insumos, corrigem seus preços.

## 1.1 Literatura correlata

Quais as implicações da heterogeneidade na frequência das mudanças de preço nos modelos macroeconômicos? Uma suposição usual em modelos macroeconômicos é que há uma empresa representativa, ou seja, implicitamente o modelo supõe homogeneidade entre os agentes da economia. No entanto, modelos com bases microfundamentadas mostram que a hipótese de uma única empresa representativa poderia simplificar demasiadamente questões relevantes para entender rigidez de preços (SMETS; MAĆKOWIAK, 2008).

Por sua vez, Carvalho (2006) e Nakamura e Steinsson (2008) introduzem heterogeneidade setorial na definição de preços em modelos macroeconômicos. Carvalho (2006) estuda a heterogeneidade setorial com base em modelos de interdependência entre períodos. Através da calibração do modelo, os resultados encontrados mostram que choques monetários tendem a ter efeitos reais maiores e mais persistentes em economias heterogêneas em comparação a economias com empresas idênticas. Segundo o autor, após uma economia

<sup>1</sup> Araujo (2018), Barros (2009) e Lopes (2008)

<sup>2</sup> A explicação completa sobre o corte realizado é dada no Apêndice B.

heterogênea ser atingida por um choque, os primeiros setores a reajustarem os preços são aqueles com maior frequência de reajuste. Após essa primeira etapa, a distribuição de frequência de variações de preços entre as empresas que ainda não reajustaram seus preços torna-se progressivamente representada por empresas cujo setor realiza reajustes com baixa frequência, processo chamado pelo autor de "efeito composição de frequência". Os primeiros períodos após o choque são dominados por setores com alta frequência, enquanto os setores de baixa frequência têm maior peso na dinâmica de mudanças de preços após um longo intervalo do choque inicial.

Nakamura e Steinsson (2008) apresentam um modelo de Custo de Menu Multissetorial com insumos intermediários. Os autores mostram que a introdução da heterogeneidade na frequência de ajustes dos preços triplica o grau de não neutralidade monetária do modelo, em comparação ao modelo com um único setor. No mesmo sentido, a introdução de insumos intermediários aumenta o grau de não neutralidade monetária do modelo. Com isso, apesar da metodologia utilizada ser diferente daquela usada por Carvalho (2006), ambos autores concluem que a heterogeneidade amplia os efeitos de choques nominais em variáveis reais.

Em modelos que visam estimar a não neutralidade, nota-se a relevância da heterogeneidade de preços entre os setores. Nakamura e Steinsson (2010) e Golosov e Lucas (2007) encontram resultados expressivamente distintos com relação ao grau de neutralidade monetária. Enquanto aqueles consideraram heterogeneidade de preços, via modelo multissetorial, estes consideraram um modelo com um único setor representativo para a economia inteira. O modelo de Nakamura e Steinsson (2010) gera três vezes mais não neutralidade monetária frente ao de Golosov e Lucas (2007). Nakamura e Steinsson (2010) atribuem metade dessa diferença à introdução da heterogeneidade.

Recorrente na literatura, o efeito de seleção é definido segundo Golosov e Lucas (2007) como as mudanças ótimas de preços em resposta a choques macroeconômicos. Para exemplificar o efeito de seleção, o modelo Caplin & Spulber (1987) é ilustrativo. Neste modelo, as empresas enfrentam um custo fixo de alterar o preço, mas escolhem o momento ideal para a alterá-los. Assim, as empresas adotam a política chamada de "Ss" (Sheshinski e Weiss 1977, 1983), em que as empresas esperam seus preços relativos alcançarem o "nível de gatilho", chamado de  $s$ , para então os ajustarem para o "preço-alvo", chamado de  $S$ .

Diferente do modelo de Calvo (1983), em que as empresas são selecionadas aleatoriamente para ajustarem seus preços, o modelo de Caplin & Spulber (1987) elenca as empresas sob a necessidade de alteração de seu preço. Isso implica que os preços variam mais do que se fossem selecionados aleatoriamente e o nível de preço responde mais rápido aos choques nominais (Caballero e Engel (1991), Caballero e Engel (1993); Caplin e Leahy (1991); Danziger (1999)).

Os modelos indicados acima são casos extremos e os dados mostram que as calibrações destes modelos são incompatíveis com a frequência e tamanho das variações de preços observadas empiricamente. Os modelos de Calvo e Caplin-Spulber supõem que o único determinante para ocorrer o ajuste de preços é a inflação agregada e, segundo Klenow e Kryvtsov (2008), tal suposição é o que ocasiona as divergências dos modelos com os dados empíricos.

Golosov e Lucas (2007) desenvolvem um modelo com custos fixos de ajuste de preços e calibram choques agregados e idiossincráticos para responder ao tamanho das mudanças agregadas de preço. Os autores concluem que o modelo de custo do menu desenvolvido por eles ainda resulta em um forte efeito de seleção, reduzindo demasiadamente o grau de não neutralidade monetária em comparação ao Modelo Calvo.

Por sua vez, Midrigan (2011) argumenta que os resultados encontrados por Golosov e Lucas (2007) são sensíveis à distribuição de choques idiossincráticos, de modo que em casos extremos o efeito de seleção seria nulo, o que levaria o modelo a se assemelhar ao modelo de Calvo. Midrigan (2011) também mostra que o modelo de Golosov-Lucas não é compatível com as estatísticas observadas nas bases de dados, especialmente àquelas referentes aos pequenos ajustes de preços. O autor argumenta que no modelo de Golosov e Lucas, ao optarem por variar seus preços, as empresas têm fortes incentivos para variar seus valores em um tamanho relativamente maior. No entanto, Nakamura e Steinsson (2013) notam que uma vez que o modelo de Golosov-Lucas é unissetorial, e por isso, o modelo não é condizente com as evidências empíricas. Visando mitigar esse impasse, os autores propõem agrupar os produtos em setores, em que os produtos são agrupados por características semelhantes, e desenvolvem um modelo de custo de menu multissetorial.

Com o objetivo de incorporar a discussão acima proposta, este trabalho irá estimar dois modelos. O primeiro é o Modelo de Custo de Menu, que incorpora os efeitos de seleção, uma vez que em todos os períodos as firmas escolhem seus preços de modo a maximizar seu lucro. Adicionalmente, será estimado o mesmo modelo mas com múltiplos setores, para considerar a crítica feita por Nakamura e Steinsson (2013). O segundo modelo é o Modelo de CalvoPlus, que irá incorporar as considerações feitas ao modelo de Golosov e Lucas (2007) e irá amenizar os efeitos de seleção ao incorporar um componente de *time dependent*.

Este artigo, então, está disposto da seguinte forma. O próximo capítulo analisa a base de dados, o tratamento feito na amostra e os primeiros resultados empíricos. O capítulo 3 apresentará a metodologia utilizada, descrevendo o modelo e definindo os parâmetros utilizados na calibração. Os resultados da calibração dos modelos serão apresentados no capítulo 4, que estão segmentados da seguinte forma: os resultados do modelo de custo de menu (4.1) e do modelo CalvoPlus (4.2), os resultados dos modelos multissetoriais (4.3) e, por último, a comparação dos resultados apresentados e do modelo VAR que estima a não neutralidade gerada por choques nominais (4.4). Por fim, a conclusão compõe o capítulo 2.

## 2 Dados

### 2.1 Base de dados

A principal base de dados será a de microdados de preços da Fundação Instituto de Pesquisa Econômica - FIEPE, originalmente usada para construir o Índice de Preços ao Consumidor (IPC-FIEPE). A base contém informações semanais de preços para uma ampla gama de produtos e serviços no nível de estabelecimentos na cidade de São Paulo. Nota-se que apesar dos dados utilizados contemplarem apenas São Paulo, a correlação do índice agregado da inflação medido pelo IPC-FIEPE e a inflação do IPCA, que engloba capitais de todo país, é elevada. Tal fato já está bem documentado por Araujo (2018), Gouvea (2007) e Barros (2009)<sup>3</sup>.

Ressalta-se que o período observado neste trabalho será de Janeiro de 2000 a Dezembro de 2019. Como visto por Barros (2009) e Gouvea (2007), de meados da década de 1970 até Junho de 1994 observa-se um período bem determinado de hiperinflação, em

---

<sup>3</sup> De todo modo, o apêndice A visa ilustrar a alta correlação entre a inflação da capital paulista e o correspondente índice no nível Brasil e, portanto, corroborar a validade dos resultados que serão encontrados por este artigo.

que não há evidências de rigidez de preços. Adicionalmente, com a finalidade de analisar um período com maior homogeneidade de dados, o período de 1994 a 1999 também foi excluído da amostra. Além do período escolhido compreender apenas o regime de metas da inflação, há evidências de que o comportamento de frequência de mudança de preços é distinto entre os períodos 1994-1999 e 2000-2019<sup>4</sup>. Assim, o período delimitado além de concentrar uma maior gama de produtos, abrange um período extenso, contemplando 240 meses.

A base de dados original contém um total de 20.414.307 preços, coletados em 12.648 estabelecimentos diferentes. Há um total de 620 diferentes tipos de produtos e 15.190 marcas. Ressalta-se que a abertura por produto divulgada pela FIPE é equivalente às aberturas *Entry Level Items* (ELIs) da base de dados dos EUA utilizada por Nakamura e Steinsson (2010). A base de dados da FIPE segmenta cada produto entre sete diferentes grupos: i) Habitação; ii) Alimentação; iii) Transportes; iv) Despesas Pessoais; v) Saúde; vi) Vestuário; vii) Educação. Como previamente sinalizado, os produtos serão separados em três painéis distintos com números diferentes de setores, método já utilizado por Nakamura e Steinsson (2010), Klenow e Malin (2010) e Gagnon (2009). Um dos painéis feitos utilizará as categorias da FIPE.

O conjunto de dados inclui informações específicas sobre a marca de cada produto. Cada marca é associada a um determinado produto e constitui o menor nível de desagregação observado pela base de dados. Um produto é uma combinação de uma ou mais marcas. Produtos não industrializados ou homogêneos apresentam poucas segregações de marcas. O produto "Abacaxi", por exemplo, é segmentado entre 13 marcas, que se dividem entre o produto em "unidade", em "kg", ou tipos de abacaxi. Produtos industrializados, por sua vez, têm maior amplitude de marcas. Por exemplo, os produtos "Geladeira" ou "Microcomputador" compreendem, respectivamente, um total de 124 e 797 marcas na amostra.

A base de dados não contempla substituições de produtos ou marcas de modo que frente a alterações marginais nas características de um produto, um novo código é criado, e o código antigo é descontinuado. Os dados também não contemplam *flag* de promoção.

A abertura relevante para o presente estudo é o preço de uma determinada marca associada a um estabelecimento. Assim como em Araujo (2018), essa abertura será chamada de item. A base de dados contém originalmente 592.122 itens<sup>5</sup>. Dessa forma, uma trajetória de preços será o conjunto dos preços de um item ao longo do tempo. A figura 1 apresenta alguns exemplos de itens e suas respectivas trajetórias de preços. As Figuras 1a e 1b são as trajetórias de preços de 1 quilograma de frango e de um pacote de 500 gramas de café em pó, respectivamente, ambos inclusos no setor de Alimentos, segundo a classificação da FIPE. Por sua vez, as Figuras 1c e 1d são as trajetórias do serviço de reparação em veículos (custo por hora) e lavagem simples de veículos pequenos, inclusos no setor de Serviços.<sup>6</sup> Os dois itens do setor de alimentos apresentam maior volatilidade, ou seja, apresentam maior frequência de variação de preços e o tamanho dos ajustes de preços varia expressivamente ao longo do período analisado. Por sua vez, os gráficos referentes aos itens de serviços se aproximam de uma reta. O tamanho das variações de preços são mais

<sup>4</sup> As estatísticas de frequência de preço utilizadas para embasar a delimitação do período estão no apêndice B.

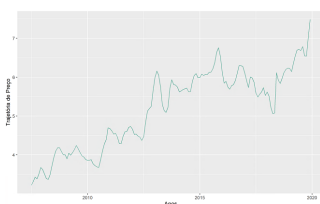
<sup>5</sup> A composição dos itens na amostra muda ao longo dos anos devido à criação de novos itens e descontinuidade de antigos.

<sup>6</sup> Itens semelhantes foram reportados por Araujo (2018) e estão em linha com os gráficos apresentados no presente artigo.

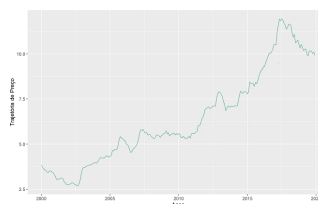


constantes frente aos itens de alimentos. Apesar dos gráficos representarem uma pequena amostra de produtos, eles exemplificam a heterogeneidade entre os setores, tanto com relação à frequência quanto com relação ao tamanho das mudanças de preços.

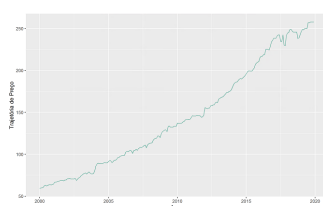
Figura 1 – Trajetória de preços - Itens de alimentação e serviços



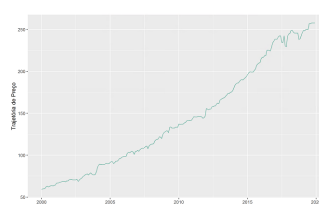
(a) Trajetória de preço do frango



(b) Trajetória de preço do café



(c) Trajetória de preço de serviços de mecânica



(d) Trajetória de preço da lavagem de carros

*Notas:* Elaboração Próprio autor

## 2.2 Tratamento da amostra

A base de dados foi previamente tratada para apresentação dos resultados presentes nos próximos capítulos. Os principais filtros aplicados foram a delimitação do período analisado por este trabalho e a exclusão de preços administrados por contratos e monitorados, sejam eles regulados pelo Governo Federal, Estadual, Municipal ou agências reguladoras. O período analisado compreende de Janeiro de 2000 a Dezembro de 2019 e os motivos para escolha do período já foram definidos. Preços administrados são estabelecidos por contrato ou órgão público sendo, assim, menos sensíveis às condições de oferta e de demanda. Em sua maioria, os contratos preveem reajustes de acordo com a inflação passada, de modo que essa indexação torna esses preços “dependentes do passado” e pouco sensíveis aos ciclos econômicos. São preços administrados os valores de remédios, combustíveis e tarifas associadas a serviços de utilidade pública, entre outros. No total, tais preços representam 996.301 observações, equivalente a 4,7% da base de dados original e somam 25,5% na ponderação dos pesos da Pesquisa de Orçamento Familiar - POF da FIPE de 2011-2013. A Tabela 1 sumariza as principais aberturas da base de dados original e após o tratamento da amostra.

Tabela 1 – Base de dados tratada

	Original	Tratada
Número de observações	20.414.307	16.884.946
Número de itens	592.122	525.447
Estabelecimentos	12.648	11.544
Produtos	726	571
Marcas	15.190	13.278

*Notas:* Elaboração Próprio autor. A Tabela mostra as principais aberturas da base de dados utilizada. A base de dados original representa a base recebida da FIPE, sem nenhum filtro. A base de dados tratada representa a base original excluindo os meses de janeiro de 1994 a dezembro de 1999 e excluídos os preços administrados por contratos e monitorados.

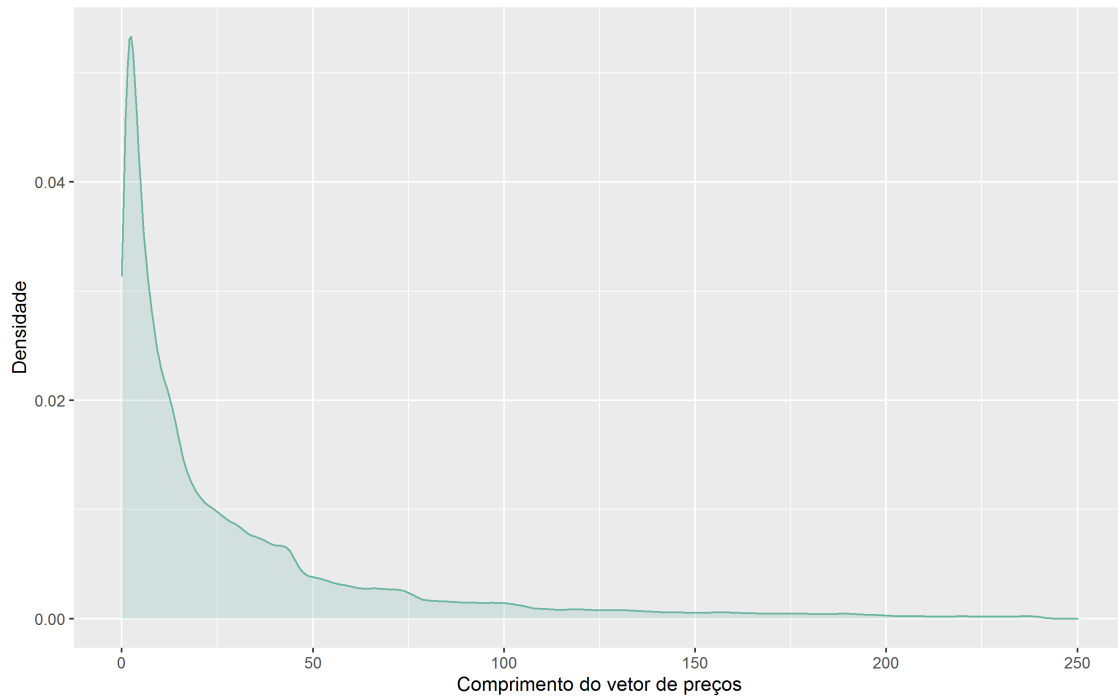
A base de dados após o tratamento corresponde a 74,5% em termos da ponderação da última POF-FIPE e 82,7% do número de observações da base de dados original. A extensão média de uma série de preço é 30,2 meses (o período abrangido pela base de dados é de 240 meses), como visto na Figura 2 e na Tabela 2. A curta extensão média de uma série de preços reflete uma característica comum às bases de dados em que não há substituição de produtos, ou seja, qualquer alteração nos produtos resulta em um novo código. Apesar desta metodologia implicar em séries de preços mais curtas, a metodologia garante a consistência do mesmo produto ser observado ao longo do tempo sem nenhuma alteração.

Tabela 2 – Estatísticas das trajetórias de preços

	Meses
Mínimo	1,0
Média	30,2
Máximo	240,0
Desvio Padrão	41,0
p25	4,0
p50	14,0
p75	38,0

*Notas:* Elaboração Próprio autor

Figura 2 – Densidade do comprimento das trajetórias de preço



Notas: Elaboração Próprio autor

Para construir o IPC, a FIPE utiliza as ponderações da POF - Pesquisa de Orçamentos Familiares, calculada pela própria instituição. A Pesquisa de Orçamentos Familiares é um levantamento de dados realizado junto às “unidades de consumo”, que podem ser famílias ou pessoas morando sozinhas. A população alvo da pesquisa é a residente no município de São Paulo. Para calcular o IPC, a FIPE pondera cada produto pelo respectivo peso na POF, sendo que essas ponderações utilizadas mudam conforme novas pesquisas se tornam disponíveis. As pesquisas de orçamentos são realizadas em média a cada 10 anos, mas nos últimos anos, este intervalo foi reduzido, de modo que durante o período observado por este trabalho, foram realizadas 3 pesquisas. As ponderações dos setores ao longo do período analisado se comportaram tal como descrito na Tabela 3.

Tabela 3 – Ponderações da POF ao longo do período analisado

Setores Período	Ponderações (%)		
	POF 98/99 2000 – 2010	POF 09/10 07/2011 – 06/2015	POF 11/13 07/2015 – 2019
Habituação	32,79	30,94	31,12
Alimentação	22,73	22,92	24,55
Transportes	16,03	17,58	14,72
Despesas pessoais	12,30	11,91	13,64
Saúde	7,08	7,71	6,09
Vestuário	5,29	5,25	6,62
Educação	3,78	3,68	3,25

Notas: Elaboração Próprio autor

## 2.3 Definições

As definições descritas nesta seção são utilizadas para calcular as frequências e tamanhos das variações de preços e se assemelham àquelas usadas por Araujo (2018) e Barros (2009)<sup>7</sup>. Seja  $p_{i,t}$  o preço do item  $i$  no período  $t$ , sendo  $t = 1, \dots, T$ .  $I_{it}$  é uma variável indicadora dada por:

$$I_{it} = \begin{cases} 1 & \text{se } p_{it} \neq p_{it-1} \\ 0 & \text{se } p_{it} = p_{it-1} \end{cases} \quad (1)$$

A variável  $I_{it}$  é definida apenas se as observações  $t$  e  $t - 1$  forem observadas (diferentes de *missing*).

Cada item  $i$  pertence a uma categoria de produtos  $y$ , sendo  $y = 1, \dots, Y$ . A frequência de mudanças de preços para um determinado produto  $y$  em um determinado período  $t$  é dado por:

$$f_{yt} = \sum_{i \in S_{yt}} \frac{I_{it}}{N_{yt}} \quad (2)$$

Sendo:

$$S_{yt} = \{i \in y, I_{it} \in \{0, 1\}\} \quad (3)$$

$S_{yt}$  é o conjunto de preços diferentes de *missing* do item  $i$  pertencentes ao setor  $y$  e  $N_{yt} \equiv \#S_{yt}$  denota o número de elementos no conjunto  $S_{yt}$ . A frequência das mudanças de preço para um produto  $y$  é definida como a fração de todas as observações cujos preços sofreram alterações em relação ao total de observações do produto  $y$ .

Por sua vez, cada categoria de produto  $y$  pertence a um setor  $j$ , sendo que  $j = 1, \dots, J$ . A separação por setores é a agregação que será mais utilizada neste artigo. A frequência de

<sup>7</sup> Nota-se que o trabalho citado define  $p_{i,t}$  como o logaritmo do preço do item  $i$  no período  $t$ , enquanto o presente estudo define  $p_{i,t}$  como o preço do item  $i$  no período  $t$ .

mudanças de preço para um determinado setor  $j$ ,  $f_j$ , é a média da frequência de todos os produtos pertencentes ao setor ponderada pelos seus respectivos pesos na POF-FIPE,  $\omega_{yt}$ :

$$f_{jt} = \sum_{y \in j} \omega_{yt} f_{yt} \quad (4)$$

O vetor de ponderações dos produtos,  $\omega_{yt}$ , varia ao longo do tempo de acordo com as variações na POF-FIPE, assim como sumarizado na Tabela 3. Em função dos filtros aplicados à base de dados, os pesos são recalculados de modo que  $\sum_{y=1}^Y \omega_{yt} = 1$  para todo período  $t$ . É importante notar que, ao longo deste artigo, foram utilizadas três formas distintas de categorizar os produtos em setores. Então, entre os painéis, a única diferença é a composição dos produtos  $y$  nos setores  $j$ . Ainda, as definições de frequências dos ajustes positivos e negativos para um dado setor  $j$  são dadas, respectivamente, por:

$$f_{jt}^+ = \sum_{y \in j} \left( \frac{\omega_{yt}}{N_{yt}} \sum_{i \in S_{yt}} I_{it}^+ \right) \quad (5)$$

$$f_{jt}^- = \sum_{y \in j} \left( \frac{\omega_{yt}}{N_{yt}} \sum_{i \in S_{yt}} I_{it}^- \right) \quad (6)$$

Em que  $I_{it}^+ = 1$  se  $p_{it} > p_{it-1}$  e, analogamente,  $I_{it}^- = 1$  se  $p_{it} < p_{it-1}$ .

Por fim, a frequência total de variações de preços, considerando todos os produtos contidos na amostra, em um determinado período  $t$  é dada por:

$$f_t = \sum_y \omega_{yt} f_{yt} \quad (7)$$

Assim, as frequências dos ajustes positivos e negativos, considerando toda amostra, são dadas por:

$$f_t^+ = \sum_{y=1}^Y \left( \frac{\omega_{yt}}{N_{yt}} \sum_{i \in S_{yt}} I_{it}^+ \right) \quad (8)$$

$$f_t^- = \sum_{y=1}^Y \left( \frac{\omega_{yt}}{N_{yt}} \sum_{i \in S_{yt}} I_{it}^- \right) \quad (9)$$

Por definição,  $f_t = f_t^+ + f_t^-$ .

As próximas definições se referem ao tamanho das variações preços. O tamanho médio dos ajustes de preços de um determinado produto  $y$  em um período  $t$  é dado por:

$$\Delta p_{yt} = \sum_{i \in S_{yt}^*} \frac{|\Delta p_{it}|}{N_{yt}^*} \quad (10)$$

Sendo,  $S_{yt}^*$  definido como:

$$S_{yt}^* = \{i \in y, I_{it} = 1\} \quad (11)$$

$S_{yt}^*$  é o conjunto de observações em que o item  $i$ , pertencente ao setor  $y$ , varia de preço e, analogamente,  $N_{yt}^* \equiv \#S_{yt}^*$ . Além disso,  $|\Delta p_{it}| = \left| \frac{p_{it}}{p_{it-1}} - 1 \right|$ .

O tamanho médio dos ajustes de preços de um determinado setor  $j$  em um período  $t$  é dado por:

$$\Delta p_{jt} = \sum_{y \in j} \omega_{yt} |\Delta p_{yt}| = \sum_{y \in j} \left( \frac{\omega_{yt}}{N_{yt}^*} \sum_{i \in S_{yt}^*} |\Delta p_{it}| \right) \quad (12)$$

Os tamanhos médios absolutos das mudanças de preços positivas e negativas para um setor  $j$  são dados, respectivamente, por:

$$\Delta p_{jt}^+ = \sum_{y \in j} \omega_{yt} |\Delta p_{yt}^+| = \sum_{y \in j} \left( \frac{\omega_{yt}}{N_{yt}^{*+}} \sum_{i \in S_{yt}^{*+}} |\Delta p_{it}^+| \right) \quad (13)$$

$$\Delta p_{jt}^- = \sum_{y \in j} \omega_{yt} |\Delta p_{yt}^-| = \sum_{y \in j} \left( \frac{\omega_{yt}}{N_{yt}^{*-}} \sum_{i \in S_{yt}^{*-}} |\Delta p_{it}^-| \right) \quad (14)$$

Em que, novamente, são definidos os conjuntos  $S_{yt}^{*+} = \{i \in y, p_{it} > p_{it-1}\}$  e  $S_{yt}^{*-} = \{i \in y, p_{it} < p_{it-1}\}$ , e o número de elementos em cada um desses conjuntos é dado por  $N_{yt}^{*+} \equiv \#S_{yt}^{*+}$  e  $N_{yt}^{*-} \equiv \#S_{yt}^{*-}$ .

Para o tamanho das variações de preços considerando toda a amostra, aplicam-se as definições abaixo, análogas as apresentadas acima:

$$\Delta p_t = \sum_{y=1}^Y \omega_{yt} |\Delta p_{yt}| \quad (15)$$

$$\Delta p_t^+ = \sum_{y=1}^Y \omega_{yt} |\Delta p_{yt}^+| \quad (16)$$

$$\Delta p_t^- = \sum_{y=1}^Y \omega_{yt} |\Delta p_{yt}^-| \quad (17)$$

Das definições, segue-se a identidade  $\Delta p_t = \frac{f_t^+}{f_t} \Delta p_t^+ + \frac{f_t^-}{f_t} \Delta p_t^-$ .

## 2.1 Principais resultados empíricos

A Tabela 4 apresenta a frequência média das mudanças de preços e o tamanho médio das variações de preços durante todo o período analisado. Em média, 38,9% variam mensalmente e, condicional a mudança de preço, a magnitude média da variação é de 9,6%. Entre os preços que variam, os aumentos de preços são mais frequentes (56% dos ajustes) e maiores (10,0% frente a 7,6%), na média, do que quedas de preços. Os resultados encontrados estão em linha com os reportados na literatura, como descrito na Tabela

5. Ao analisar o período pós Plano Real, 1995 a 2007, Araujo (2018) mostra que 36,8% dos preços variam mensalmente, sendo que estes aumentam, em média, 11,4% e reduzem em 9,9%. Gouvea (2007) analisa os microdados do IPE-FGV de 1996 a 2006, em que o tamanho do aumento médio de preços é maior do que o tamanho da queda, 16% frente a 12,6%. Todos os trabalhos citados não descartam os preços promocionais de suas amostras. Barros (2009), por sua vez, descarta os preços promocionais e os resultados encontrados mostram que aproximadamente 37,2% dos preços variam mensalmente, e as quedas de preços passam a ser mais expressivas do que os aumentos, 14,6% frente a 12,0%.

Tabela 4 – Frequência e tamanho das variações de preços (%)

	Média	Mediana	Aumentos	Quedas
Frequência de mudanças de preços	38,9	39,0	21,8	17,1
Tamanho das mudanças de preços	9,6	9,5	10,0	7,6

*Notas:* Elaboração Próprio autor. A primeira linha da tabela mostra a frequência de mudança de preços observada entre todos os períodos da base de dados. A linha seguinte apresenta o tamanho destas variações.

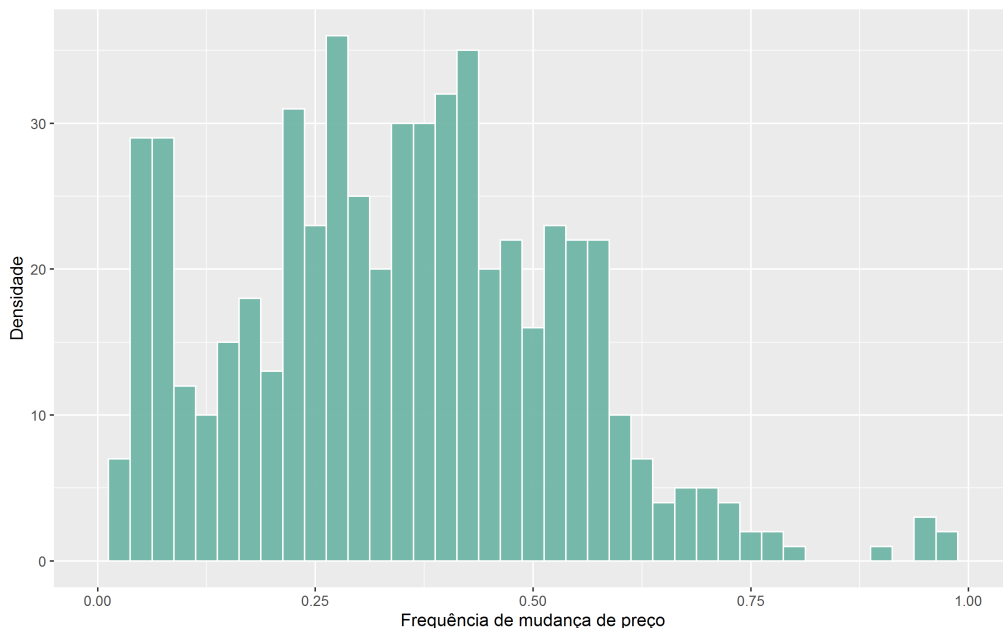
Tabela 5 – Comparação entre artigos (%)

	Presente estudo	Araujo (2008)	Barros (2009)
Base de dados	IPC-FIPE	IPC-FIPE	IPC-FGV
Período analisado	1999-2019	1995-2007	1996-2008
Frequência de mudanças de preços	38,9	36,8	37,2
Tamanho das mudanças de preços	9,6	11,5	13,0

*Notas:* Elaboração Próprio autor. A primeira linha da tabela mostra a frequência de mudança de preços observada entre todos os períodos da base de dados. A linha seguinte apresenta o tamanho destas variações.

A distribuição da frequência dos ajustes de preços entre os itens da amostra é reportada na Figura 3. Apesar da média e da mediana da frequência da mudança de preço serem próximas (38,9 e 39,0, respectivamente, assim como reportado na Tabela 4), nota-se que a distribuição é assimétrica com calda mais grossa à esquerda, ou seja, a maior parte dos itens apresentam baixa frequência de variação de preço. Os itens da amostra que apresentam variação de preço próxima a um, ou seja, em quase todos os meses seus preços são alterados, estão especialmente relacionados à aquisição de veículos e motocicletas ou a seguros de vida.

Figura 3 – Densidade da frequência da variação de preços



Notas: Elaboração Próprio autor

A Figura 4 apresenta a frequência mensal da variação de preços ao longo do período analisado. A figura apresenta as estatísticas referentes a aumentos de preço (linha vermelha), quedas de preço (linha azul escura) e variações de preços totais, que considera tanto aumento quanto queda de preços (linha azul clara). A frequência de ajustes de preços não apresenta grandes variações ao longo do período analisado, especialmente, a frequência de quedas de preços, que oscila entre 10% e 20%. A frequência do aumento de preços, por sua vez, apresenta alguns picos no começo dos anos 2000 em que a frequência de ajuste mensal se aproxima de 40%, enquanto nos últimos anos oscilou abaixo de 20%. Inicialmente, foi considerado estudar neste trabalho o período pós Plano Real, desde 1994 até 2019. Todavia, há uma diferença expressiva no comportamento da frequência de mudança de preços em 1999 com o período analisado<sup>8</sup>. Assim, frente ao cenário em que não há quebras expressivas, a análise deste trabalho mantém consistência ao analisar o período de 2000 a 2019.

<sup>8</sup> Maiores detalhes estão presentes no Apêndice B.



Figura 4 – Frequência de variação de preços ao longo do período analisado



Notas: Elaboração Próprio autor

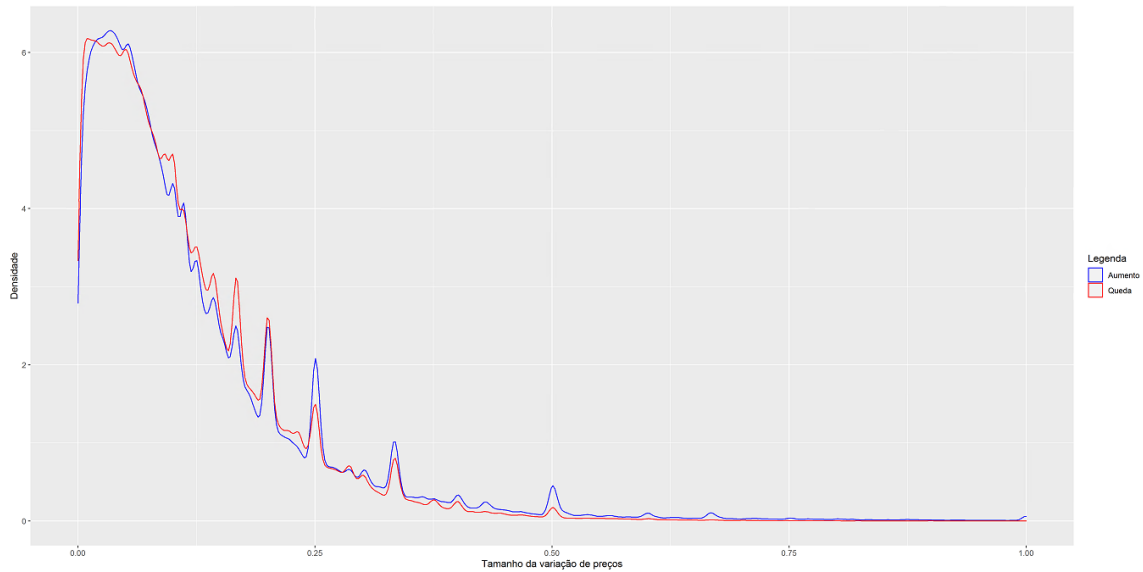
Segmentando as estatísticas descritivas das frequências de mudança de preço entre quedas e aumentos de preços, a Tabela 6 reporta a distribuição do tamanho de ajustes de preços condicional à mudança de preço. Quase um terço dos ajustes de preços apresentam variações menores que 5% e mais da metade apresentam variações menores que 10%. A distribuição do ajuste de preços se desvia de uma normal pela grande proporção de preços cujo ajuste de valor é pequeno. Nota-se também que a assimetria entre os ajustes de preços negativos e positivos é pequena, característica corroborada pela Figura 5. Barros (2009) encontra uma assimetria entre preços positivos e negativos maior do que encontrada no presente trabalho. Considerando apenas as variações de preços menores que 2,5%, a autora mostra que a porcentagem correspondente a variações positivas é de aproximadamente 20%, enquanto o mesmo número para as quedas de preços é menor do que 13%.

Tabela 6 – Estatísticas da distribuição de preços (%)

Varição de preço	< 2,5 %	< 5%	< 10%	< 20%
Total	15,3	30,5	56,2	83,3
Positivo	14,9	30,1	55,5	81,7
Negativo	15,9	31,0	57,0	85,2

Notas: Elaboração Próprio autor

Figura 5 – Densidade dos tamanhos dos ajustes de preços



Notas: Elaboração Próprio autor

## 2.2 Evidências da Heterogeneidade

Heterogeneidade e assimetria da frequência do ajuste de preços são temas recorrentes na literatura. Esta subseção apresenta as evidências de heterogeneidade entre setores. A estratégia utilizada é construir três painéis distintos, cada um deles contendo números diferentes de setores, que por sua vez contemplam os produtos. Como descrito na tabela abaixo, o painel A, com 3 setores, segue a divisão de produtos do Índice Nacional de Preços ao Consumidor (IPCA - IBGE) para os preços livres<sup>9</sup>, agrupamento similar ao utilizado por Araujo (2018) e Barros (2009); O painel B apresenta 7 setores, divisão feita com base na segmentação da POF-FIPE; e por fim, o painel C apresenta 12 setores, separados com base nos subgrupos do IPCA-IBGE<sup>10</sup>. A separação dos produtos entre setores demonstra a heterogeneidade entre setores, enquanto a comparação entre os painéis capta em alguma medida a heterogeneidade entre os produtos, uma vez que os produtos são separados de maneiras distintas na comparação dos painéis.<sup>11</sup>

<sup>9</sup> Nota-se que a divisão original consiste em 4 grandes setores, Alimentos, Serviços, Bens Industriais e Monitorados. No entanto, os preços administrados foram excluídos da base utilizada neste estudo.

<sup>10</sup> Nota-se que a divisão do IPCA-IBGE contempla mais do que os doze setores apresentados aqui. No entanto, alguns setores contemplavam apenas produtos administrados e, portanto, não foram incluídos na presente análise.

<sup>11</sup> Em todos os painéis foram realizados ajustes nos pesos dos setores para que a soma entre todos eles seja um. Isso é necessário uma vez que, excluídos os preços administrados, a soma dos produtos é menor que um.

Tabela 7 – Critérios utilizados para separação dos produtos em setores

Painéis	Número de setores	Critério para divisão
A	3 setores	IPCA - IBGE
B	7 setores	POF-FIPE
C	12 setores	Subgrupos do IPCA-IBGE

*Notas:* Elaboração Próprio autor.

A Tabela 8 apresenta os três painéis e os respectivos pesos e estatísticas descritivas de cada setor. As estatísticas mostram que as frequências de mudanças de preços variam de aproximadamente 3% até 53% aproximadamente. O tamanho das variações de preço está dentro de um intervalo expressivamente menor, de 3% a 20%. A assimetria entre os setores é clara. Considerando o painel com 12 setores, a razão entre as frequências de aumentos e quedas de preços é de aproximadamente 1,1 no setor de "Alimentos in natura", e de 7,2 no setor de "Serviços e produtos de saúde". Apesar da frequência e do tamanho das mudanças de preços variarem significativamente entre os setores, é possível observar que há uma relação negativa entre as variáveis. Setores que apresentam elevada frequência de variação tendem a apresentar mudanças de preços menores, tal relação fica mais clara na Figura 6. A figura contempla todos setores dos três painéis e mostra a relação entre a variável de frequência e tamanho da mudança de preço. A figura permite contemplar melhor a heterogeneidade e assimetria entre os setores e entre os painéis.

Os resultados observados estão em linha com o apresentado por Araujo (2018) e Barros (2009), que também mostram evidências de heterogeneidade para o caso brasileiro. Ao analisar o período pós Plano Real (1994-2007), Araujo (2018) segmenta os produtos em três setores: Alimentos em casa, Produtos industriais e Serviços. No período pós Plano-Real, a autora documenta que a menor frequência é dada por Serviços, 15,4%, e a maior é dada por Alimentos em casa, 26,5%. Ao segmentar os produtos em 7 grupos, os resultados encontrados pela autora também corroboram para a presença de elevada heterogeneidade.

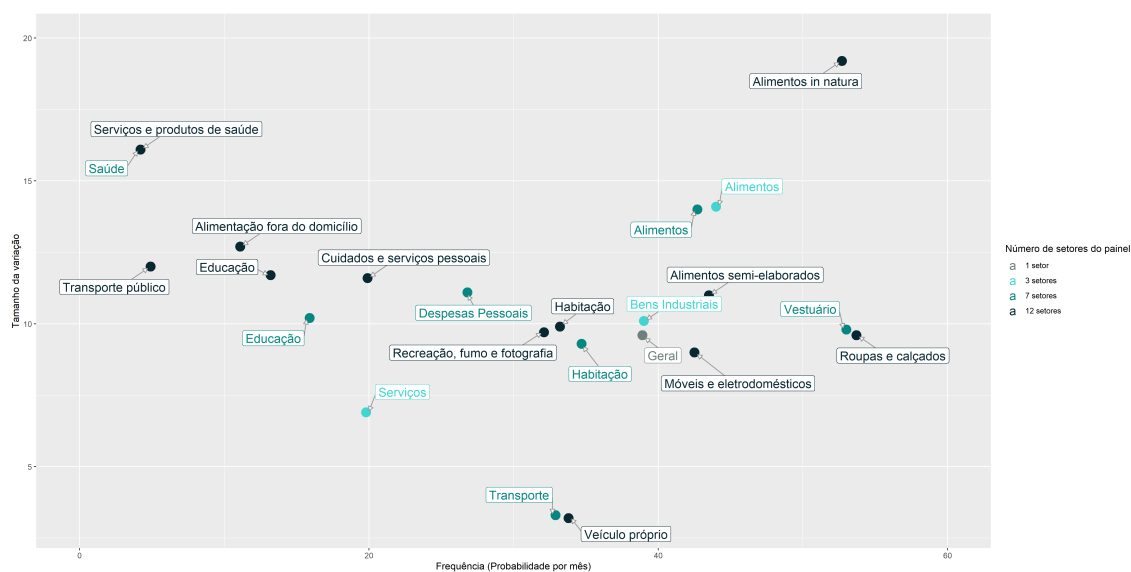
Barros (2009) analisa o IPC-FGV de 1996 a 2008. A autora também utiliza a estratégia de dividir a amostra em três grupos distintos: bens, serviços e produtos regulamentados. A autora nota as assimetrias na frequência e tamanho do ajuste de preços entre os grupos. A frequência dos ajustes positivos no setor de serviços é cerca de cinco vezes a frequência dos ajustes negativos, enquanto essa relação é de aproximadamente 1,4 na categoria de bens. A autora apresenta também os produtos da amostra divididos em 17 grupos e mostra que o grau de heterogeneidade é alto entre os setores. A autora pontua também que os grupos com preços mais rígidos tendem a apresentar frequência e tamanho mais assimétricos de ajustes.

Tabela 8 – Características dos setores para os modelos multissetoriais (%)

Nome	Peso	Frequência			Tamanho		
		Total	Aumento	Queda	Total	Aumento	Queda
<b>Panel A: Três Setores</b>							
I. Alimentos	27,6	44,0	24,0	19,9	14,1	15,1	12,6
II. Bens Industriais	29,6	39,0	21,3	17,7	10,1	10,1	9,5
III. Serviços	42,8	19,8	12,5	7,3	6,9	6,9	5,5
<b>Panel B: Sete Setores</b>							
I. Alimentação	23,1	42,7	23,5	19,2	14,0	15,2	12,5
II. Despesas Pessoais	12,5	26,8	15,8	10,9	11,1	11,6	10,5
III. Educação	3,6	15,9	10,4	5,4	10,2	10,8	9,4
IV. Habitação	32,1	34,7	19,6	15,4	9,3	9,7	8,9
V. Saúde	7,2	4,2	3,6	1,0	16,1	16,5	13,6
VI. Transportes	16,0	32,9	18,8	14,0	3,3	3,8	2,7
VII. Vestuário	5,5	53,0	27,5	25,3	9,8	10,4	9,2
<b>Panel C: Doze Setores</b>							
I. Alimentos in natura	7,3	52,7	27,4	25,3	19,2	21,9	16,3
II. Alimentos semielaborados	20,2	43,5	24,3	19,1	11,0	11,8	9,9
III. Alimentação fora do domicílio	4,7	11,1	8,6	2,4	12,7	11,7	11,6
IV. Habitação	9,5	33,2	19,1	14,1	9,9	10,3	9,3
V. Móveis e eletrodomésticos	5,0	42,5	22,7	19,7	9,0	9,5	8,5
VI. Roupas e calçados	7,4	53,7	28,5	25,3	9,6	10,2	8,9
VII. Transporte público	7,5	4,9	4,5	0,4	12,0	12,2	9,3
VIII. Veículo próprio	8,8	33,8	19,1	14,7	3,2	3,7	2,7
IX. Serviços e produtos de saúde	7,8	4,2	3,6	0,5	16,1	16,5	13,6
X. Cuidados e serviços pessoais	4,4	19,9	12,1	7,8	11,6	12,0	10,9
XI. Recreação, fumo e fotografia	4,7	32,1	17,8	14,2	9,7	10,4	8,8
XII. Educação	12,7	13,2	8,5	4,6	11,7	11,9	11,3

Notas: Elaboração Próprio autor

Figura 6 – Frequência e tamanho das variações de preços entre diferentes setores



Notas: Elaboração Próprio autor

## 3 Metodologia

### 3.1 Modelo

Inspirado nos preceitos e na modelagem da Nakamura e Steinsson (2010) este trabalho irá recorrer a um Modelo de custo de menu multisetorial para avaliar o comportamento da fixação de preços entre os diferentes setores. O modelo se assemelha ao utilizado por Golosov e Lucas (2007), mas introduz a heterogeneidade através da separação dos produtos em múltiplos setores. Adicionalmente, para fins comparativos, também será calibrada uma extensão do modelo de Custo de Menu que incorpora alguns preceitos do modelo de Calvo (1983), modelo denominado por Nakamura e Steinsson (2010) como "CalvoPlus". Neste modelo, haverá a inclusão de um componente *time dependent* no custo de menu. Em cada período, as firmas poderão se defrontar com um custo de menu relativamente baixo, com probabilidade  $1 - \alpha_j$ , ou com um custo de menu alto, com probabilidade  $\alpha_j$ . Portanto, em ambas situações alterações de preços são factíveis. Estas suposições mantêm a tratabilidade do modelo Calvo, mas ao mesmo tempo, capturam a ideia de que o momento em que a empresa recebe a oportunidade de ajustar seus preços ao baixo custo é amplamente ortogonal à vontade da empresa de alterar seu preço.

Nota-se que tanto no modelo de Custo de Menu quanto no CalvoPlus, será feita a calibração dos modelos considerando todas as firmas em um único setor, unissetorial, quanto segmentado as firmas em vários setores, modelos multisetoriais. A estratégia utilizada é construir três painéis distintos, já apresentados anteriormente, cada um deles contendo números diferentes de setores, que por sua vez contemplam os produtos. Para cada painel apresentado serão calibrados os modelos mencionados acima.

#### 3.1.1 Famílias

O modelo contempla um contínuo de famílias idênticas distribuídas uniformemente no intervalo  $[0,1]$ . As famílias maximizam a utilidade esperada, sendo o desconto a utilidade futura dado por um fator  $\beta$  por período. As famílias têm aversão ao risco relativo constante (CRRA) e igual a  $\gamma$ ; com relação à desutilidade relacionada ao trabalho, as famílias têm nível e convexidade dadas pelos parâmetros  $\omega$  e  $\psi$ , respectivamente. Assim:

$$E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^{\tau} \left[ \frac{1}{1-\gamma} C_{t+\tau}^{1-\gamma} - \frac{\omega}{\psi+1} L_{t+\tau}^{\psi+1} \right] \quad (18)$$

Onde  $E_t$  denota o operador de expectativas condicionado à informação conhecida no período  $t$ ,  $C_t$  indica o consumo das famílias de um bem composto e  $L_t$  denota o número de horas de trabalho ofertado pelas famílias. As famílias consomem um contínuo de diferentes bens indexados por  $z$ , de modo que o consumo agregado das famílias  $C_t$  é um índice *Dixit-Stiglitz* dos diferentes bens:

$$C_t = \left[ \int_0^1 c_t(z)^{\frac{\theta-1}{\theta}} \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (19)$$

Onde  $c_t(z)$  é o consumo do bem  $z$  pelas famílias no instante  $t$  e  $\theta$  denota a elasticidade de substituição entre diferentes bens em um mesmo instante de tempo.

Um ativo contingente, que pode ser comprado em qualquer período  $t$ ,  $B_t$ , é negociado nesta economia, de modo que a restrição orçamentária das famílias é dada por:

$$P_t C_t + E_t [D_{t,t+1} B_{t+1}] \leq B_t + W_t L_t + \int_0^1 \Pi_t(z) dz \quad (20)$$

Onde  $B_{t+1}$  é a quantidade de ativos comprada no período  $t$ , os quais vencem em  $t + 1$ .  $D_{t,t+1}$  é o preço em  $t$  de um ativo que paga 1 unidade de consumo em  $t+1$ , caso determinado estado da natureza ocorra. Há um ativo para cada estado na natureza.  $\Pi_t(z)$  denota o lucro da firma  $z$  no período  $t$ ; e, por fim,  $P_t$  é o nível de preços agregado desta economia tal que:

$$P_t = \left[ \int_0^1 p_t(z)^{1-\theta} dz \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (21)$$

Onde  $p_t(z)$  é o preço do bem  $z$  no instante  $t$ .

O problema da família representativa pode ser dividido em duas partes. Na primeira, a família maximiza consumo total (19), sujeito a um valor estipulado para o gasto total. O resultado desse problema estático é a demanda pelo bem  $z$  no período  $t$ :

$$c_t(z) = C_t \left( \frac{p_t(z)}{P_t} \right)^{-\theta} \quad (22)$$

Na segunda parte do problema, a família escolhe a trajetória ótima do consumo agregado  $C_t$ , juntamente com oferta de trabalho e posses de ativos, de modo a maximizar (19), sujeito às equações (20), (21) e à condição de No-Ponzi Game, dada por:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} E_t [D_{t-1,t} B_t] \geq 0 \quad (23)$$

A solução desse problema produz as seguintes condições de ótimo:

$$D_{t,T} = \beta^{T-t} \left( \frac{C_T}{C_t} \right)^{-\gamma} \frac{P_t}{P_T} \quad (24)$$

$$\frac{W_t}{P_t} = \omega L_t^\psi C_t^\gamma \quad (25)$$

Além da condição de transversalidade. A equação (24) é a equação de Euler enquanto a equação (25) descreve a quantidade de trabalho ofertada pelas famílias com relação ao salário real.

### 3.1.2 Firms

O modelo considera que há um número contínuo de firmas indexado por  $z$ . Cada empresa pertence a um setor  $j$ , em que  $j \in J$ , sendo  $J$  o número de setores presentes na economia. Cada empresa é especializada em um produto distinto, de modo que a produção de uma determinada firma  $z$  no período  $t$  é dada por:

$$y_t(z) = A_t L_t(z)^{1-s_m} M_t(z)^{s_m} \quad (26)$$

Onde  $L_t(z)$  denota a quantidade de trabalho que a firma  $z$  emprega no período  $t$ ,  $M_t(z)$  é um índice de insumos intermediários usados na produção de  $z$  no período  $t$ ,  $s_m$  denota a participação de insumos intermediários na produção da firma  $z$  e  $A_t(z)$  é a produtividade de  $z$  no período  $t$ .

Como no modelo de Basu (1994), o modelo supõe que todos os produtos são tanto produtos finais quanto insumos. Assim, a quantidade de insumos intermediários usados para produzir  $z$  é dada por:

$$M_t(z) = \left( \int_0^1 m_t(z, z')^{\frac{\theta-1}{\theta}} dz' \right)^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (27)$$

Onde  $m_t(z, z')$  é a quantidade de  $z'$  utilizado como insumo intermediário pela firma  $z$ . O problema inicial de uma firma  $z$  é minimizar o custo com insumos intermediários sujeito à regra de agregação de preço dada pela equação (21). Manipulando a condição de primeira ordem do problema da firma:

$$m_t(z, z') = M_t(z) \left( \frac{p_t(z')}{P_t} \right)^{-\theta} \quad (28)$$

A firma  $z$ , pertencente ao setor  $j$ , maximiza o valor presente de seus lucros esperados:

$$E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} D_{t,t+\tau} \Pi_{t+\tau}(z) \quad (29)$$

em que o lucro em um dado período  $t$  é:

$$\Pi_t(z) = p_t(z)y_t(z) - W_t L_t(z) - P_t M_t(z) - \chi_j W_t I_t(z) - P_t U \quad (30)$$

Onde  $W_t$  é o salário por unidade de trabalho na economia.  $I_t(z)$  é uma variável indicadora igual a 1 se a empresa alterar seu preço no período  $t$  e 0 caso contrário. O custo de menu é representado no modelo por meio do número de unidades adicionais de trabalho para que uma determinada firma  $z$  altere o preço de seu produto. O custo de menu é diferente entre cada setor, de modo que as empresas do setor  $j$  devem contratar  $\chi_j$  unidades adicionais de trabalho caso decidam alterar seus preços no período  $t$ . Por fim,  $U$  são os custos fixos de cada empresa. Segundo Nakamura e Steinsson (2010) "o nível desses custos afeta o nível de lucros da empresa como fração da produção, possibilitando conciliar grandes *mark-ups* estimados na literatura de organização industrial".

Seja  $Y_t = C_t + \int_0^1 M_t(z) dz$ , em que  $Y_t$  representa o produto bruto, enquanto  $C_t$  representa o valor adicionado ao produto. Combinando as equações (19) e (28) na equação de produto:

$$y_t(z) = Y_t \left( \frac{p_t(z)}{P_t} \right)^{-\theta} \quad (31)$$

Para uma dada firma  $z$ , a função de produtividade da firma é um processo autorregressivo de ordem 1:

$$\log A_t(z) = \rho \log A_{t-1}(z) + \epsilon_t(z) \quad (32)$$

Em que  $\epsilon_t(z) \sim N(0, \sigma_{\epsilon,j}^2)$  são choques específicos a cada setor, os quais são independentes entre setores e no tempo.

No entanto, é necessário reduzir o problema da firma, uma vez que este depende da distribuição conjunta dos preços de todas as empresas e níveis de produtividade. Incorporando as premissas de Krusell e Smith (1998), o problema se torna tratável ao supor que as empresas captam a evolução do nível de preços agregado em função de um número determinado de momentos dessa distribuição. Assim, a seguinte hipótese é feita:

$$\frac{P_t}{P_{t-1}} = \Gamma \left( \frac{S_t}{P_{t-1}} \right) \quad (33)$$

Sendo  $S_t$  o produto agregado nominal, dado por  $S_t = P_t C_t$  e seguindo uma função autorregressiva de ordem 1 com *drift*:

$$\log S_t = \mu + \log S_{t-1} + \eta \quad (34)$$

onde  $\eta \sim N(0, \sigma_\eta^2)$  são independentes.

Como proposto por Nakamura e Steinsson (2010), a lei de percepção de preços das firmas utilizada será a função logarítmica, de modo que  $\frac{P_t}{P_{t-1}} = \log \left( \frac{S_t}{P_{t-1}} \right)$ . Por meio de simulações, os autores concluem que esta lei de percepção usada para formar expectativas sobre o nível de preços por parte das empresas é altamente precisa. Os autores mostram que, em 99% dos meses, a diferença entre a lei percebida de movimento e a lei real do movimento é inferior a um ponto de *grid*.

Com as equações expostas acima, é possível resolver o problema da firma de forma recursiva via equação de Bellman, dada por:

$$V \left( A_t(z), \frac{p_{t-1}(z)}{P_t}, \frac{S_t}{P_t} \right) = \max_{p_t(z)} \left\{ \Pi_t^R(z) + E_t \left[ D_{t,t+1}^R V \left( A_{t+1}(z), \frac{p_t(z)}{P_{t+1}}, \frac{S_{t+1}}{P_{t+1}} \right) \right] \right\} \quad (35)$$

Onde  $V(\cdot)$  denota a função valor, o sobrescrito  $R$  denota que as variáveis estão em termos reais, assim  $D_{t,t+1}^R$  é o preço do ativo financeiro desta economia em termos reais; por fim,  $\Pi_t^R(z)$  denota o lucro de uma dada firma  $z$  em termos reais no período  $t$ . A dedução da função valor está no Apêndice C.

### 3.1.3 Equilíbrio

Um equilíbrio nesta economia é uma sequência de alocações para as famílias  $\{C_t, L_t \text{ e } B_{t+1}\}_{t=0}^\infty$ ; uma sequência de preços e alocações para empresas  $\{p_t(z), y_t(z) \text{ e } L_t(z)\}_{t=0}^\infty$ ; e um conjunto de preços agregados  $\{W_t, P_t \text{ e } D_{t,t+1}\}_{t=0}^\infty$ , tais que:

(i) Dados os preços,  $\{C_t, L_t \text{ e } B_{t+1}\}_{t=0}^\infty$  resolve o problema de maximização de utilidade das famílias.

(ii) Dados o nível de produtividade das firmas e variáveis agregadas,  $\{p_t(z), y_t(z) \text{ e } L_t(z)\}_{t=0}^\infty$  resolve o problema de maximização de lucro de cada empresa  $z$ .

(iii) Os mercados estão em equilíbrio em todos os períodos (*market clearing*).



### 3.1.4 Estratégia computacional

Como descrito, o equilíbrio nesta economia é um conjunto de processos estocásticos para os preços, alocações de recursos que resolvem o problema de maximização da utilidade das famílias e o problema de maximização do lucro das empresas, além da evolução das variáveis exógenas  $A_t(z)$  e  $S_t$ . Para resolver o equilíbrio, foi utilizada a seguinte estratégia sugerida por Nakamura e Steinsson (2008):

- i) Especificar um *grid* finito de pontos para as variáveis de estado,  $A_t(z), p_{t-1}(z)/P_t$  e  $S_t/P_t$ ;
- ii) Propor uma função  $\Gamma(S_t/P_{t-1})$ . Como discutido acima, a função escolhida foi a função logarítmica;
- iii) Dado o  $\Gamma(\cdot)$  proposto, é possível resolver a *policy function* da empresa,  $F$ , por iterações da função valor;
- iv) Verificar as consistências de  $\Gamma(\cdot)$  e  $F(\cdot)$ . O processo utilizado para verificação está descrito no Apêndice C. Se consistente, é possível calcular as outras variáveis do equilíbrio. Caso contrário, atualizamos  $\Gamma(\cdot)$  e  $F$  voltamos para (iii).

Os processos estocásticos  $A_t(z)$  e  $S_t$  são aproximados através do método proposto por Tauchen (1986).

## 3.2 O modelo de CalvoPlus

Para fins comparativos, também será proposta uma extensão do modelo de Custo de Menu que incorpora alguns preceitos do modelo de Calvo (1983). Nakamura e Steinsson (2010) denominam este modelo de *CalvoPlus*. Enquanto no Modelo de Calvo (1983), em um determinado período  $t$ , as empresas têm a oportunidade de alterar seus preços sem nenhum custo com probabilidade  $(1 - \alpha)$  e com custo extremamente elevado com probabilidade  $\alpha$ , o Modelo de *CalvoPlus* ameniza tal dualidade. Neste, com probabilidade  $(1 - \alpha_j)$ , as firmas recebem a oportunidade de alterar seus preços a um custo relativamente baixo,  $\chi_{j,b}$ , e, com probabilidade  $\alpha_j$ , enfrentam um custo de menu alto  $\chi_{j,a}$ . Portanto, em ambas situações alterações de preços são factíveis. Estas suposições mantêm a tratabilidade do modelo Calvo, mas, ao mesmo tempo, capturam a ideia de que o momento em que a empresa recebe a oportunidade de ajustar seus preços ao baixo custo é amplamente ortogonal à vontade da empresa de alterar seu preço.

Com relação ao modelo de Custo de Menu, o problema do consumidor se mantém igual, porém há mudanças apenas no problema da firma. Ao invés de se defrontar com o lucro descrito pela equação (30), a firma visa maximizar a equação:

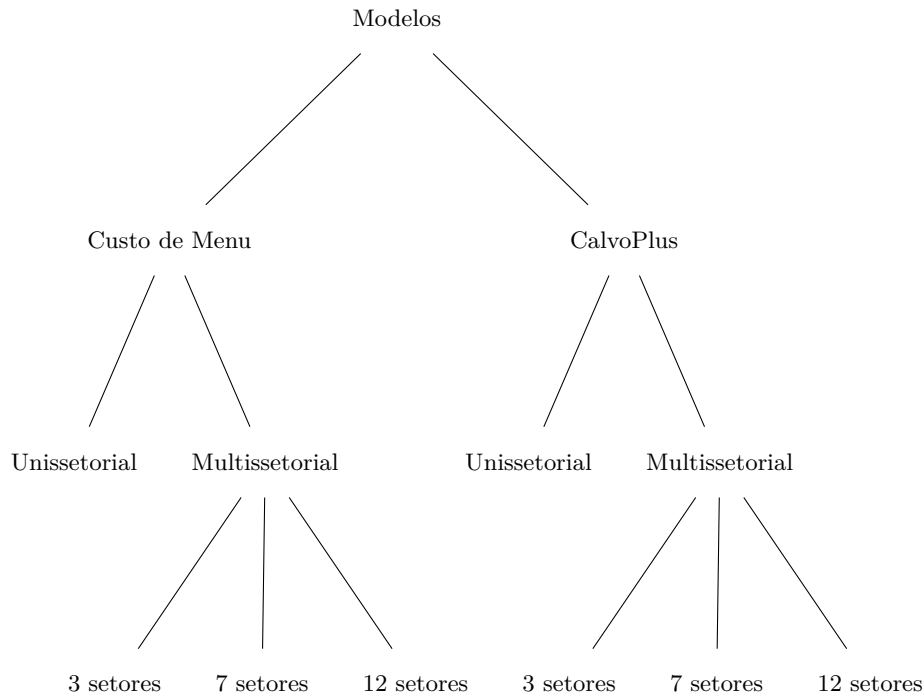
$$\Pi_t(z) = p_t(z)y_t(z) - W_t L_t(z) - P_t M_t(z) - I_t(z)W_t \chi_{j,\alpha} - P_t U \quad (36)$$

Em que:

$$\chi_{j,\alpha} = \begin{cases} \chi_{j,b}, & \text{com } Pr = 1 - \alpha_j \\ \chi_{j,a}, & \text{com } Pr = \alpha_j \end{cases} \quad , \text{em que } \chi_{j,b} < \chi_{j,a}, \alpha_j \in [0, 1] \quad (37)$$

Em resumo, o diagrama abaixo compila os modelos e as variações que serão calibrados por este trabalho. Ressalta-se ainda que, para cada variação dos modelos, será calibrada uma versão considerando a introdução de insumos intermediários e outra sem a introdução desses.

Figura 7 – Diagrama de representação dos modelos



### 3.3 Parâmetros

Este trabalho visa entender o grau de não neutralidade monetária frente à rigidez de preços no caso brasileiro, dado um conjunto específico de valores dos parâmetros. O modelo calibrado é anual. Os valores de alguns parâmetros são recorrentes na literatura e serão baseados nos trabalhos de Hansen (1985), Rogerson (1988), Nakamura e Steinsson (2010) e Burstein e Hellwig (2007), enquanto outros foram estimados com base nos dados brasileiros. A Tabela 9 sintetiza os valores dos parâmetros utilizados na calibração dos modelos deste trabalho.

Entre os parâmetros já estabelecidos pela literatura e em linha com o modelo proposto:  $\beta$ , o fator de desconto anual, é 0,96;  $\gamma = 1$ , isto é, a utilidade do consumo assume a forma logarítmica; e  $\psi = 0$ , de modo que a desutilidade do trabalho segue uma função linear. Por sua vez, o parâmetro  $\theta$  está relacionado com a elasticidade de substituição. O valor utilizado será  $\theta = 4$ , valor definido com base no trabalho de Burstein e Hellwig (2007) e em linha com a literatura sobre Organização Industrial (Chevalier, Kashyap e Rossi (2003) e Nakamura e Steinsson (2010)).

Com relação aos parâmetros que definem a trajetória do valor adicionado ao produto em termos nominais,  $\mu$  e  $\sigma_\eta$  são definidos com base nos dados agregados de Produto Interno

Tabela 9 – Parâmetros

Parâmetros com base na Literatura e dados brasileiros

<b>Parâmetros com base na literatura</b>	
Fator de Desconto Intertemporal	$\beta = 0,96$
Coefficiente de Aversão ao Risco	$\gamma = 1$
Inverso da Elasticidade da Oferta de trabalho	$\psi = 0$
Demanda de cada bem	$\theta = 4$
<b>Parâmetros com base nos dados brasileiros</b>	
Crescimento médio da demanda agregada nominal	$\mu = 0,07$
Desvio padrão do Crescimento médio da demanda agregada nominal	$\sigma_\eta = 0,03$
Porcentagem de <i>Inputs</i> Intermediários na produção	$s_m = 0,54$
Velocidade média de conversão do processo de produtividade	$\rho = 0,88$

*Notas:* Elaboração Próprio autor

Bruto, disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE. Como proposto por Nakamura e Zerom (2010), uma vez que o modelo não incorpora nenhuma tendência do PIB,  $\mu$  é definido como a diferença das médias do crescimento do PIB nominal e do PIB real, enquanto  $\sigma_\eta$  é o desvio padrão do crescimento do PIB nominal. Portanto, os parâmetros serão definidos com base nos dados anuais brasileiros de 2000-2019, de modo que,  $\mu = 0,07$  e  $\sigma_\eta = 0,03$ <sup>12</sup>.

O parâmetro  $s_m$  é a fração dos custos com insumos intermediários em relação aos custos totais. As informações sobre os custos de insumos intermediários por produtos são obtidas na Matriz Insumo Produto, disponibilizada pelo Núcleo de Economia Regional e Urbana da USP - NEREUS<sup>13</sup>. Os dados utilizados são de 2017 e a agregação dos produtos em setores foi feita com base na Classificação Nacional de Atividades Econômicas - CNAE-IBGE. .

A Tabela 10 apresenta a fração de insumos intermediários utilizados no setor em relação ao produto bruto de cada setor (Ins. Intermediários (%)); porcentagem dos insumos intermediários provenientes daquele setor em relação ao total de insumos intermediários na economia (Ins. Proveniente (%)); o peso do setor em relação ao produto total da economia (Peso Setor Y (%)); e por fim, ponderação do setor com base na POF - FIPE (IPC (%))<sup>14</sup>. Para calcular as ponderações da IPC, foi necessário reclassificar os produtos da Matriz Insumo produto segundo os critérios da FIPE.

Segundo a Tabela 10, os produtos do setor de Serviços são os mais utilizados como insumos intermediários. O setor agrega atividades como consultoria, marketing, serviços, atividades imobiliárias, entre outras. O setor de Transformação, que é intensivo na utiliza-

<sup>12</sup> Por motivos computacionais, os valores destes dois parâmetros foram ligeiramente ajustados na calibração dos modelos.

<sup>13</sup> O Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE, também disponibiliza tais dados, no entanto, os dados mais recentes divulgados em seu site se refere ao ano de 2015

<sup>14</sup> A POF -Pesquisa de Orçamentos Familiares utilizada se refere aos anos de 2011-2013 e é disponibilizada pela FIPE. A pesquisa tem como população alvo os habitantes da Cidade de São Paulo. A ponderação é feita tal que a soma dos setores some 1.

Tabela 10 – Insumos intermediários  
Insumos intermediários nos setores brasileiros

Setor	Ins. Intermediários(%)	Ins. Proveniente(%)	Peso Setor Y(%)	IPC(%)
Agropecuária	50,4	9,5	7,6	14,3
Transformação	75,9	32,8	28,0	12,4
Energia	57,5	5,7	3,5	6,7
Construção	57,5	2,4	5,2	3,5
Comércio	55,2	11,4	11,6	15,4
Serviços	38,5	37,6	31,4	47,7
Governo	55,1	0,6	12,8	0

*Notas:* Elaboração Próprio autor

ção de insumos intermediários, também provê grande parte dos insumos intermediários utilizados na economia, de modo que o peso do setor no produto final da economia é menor do que a sua participação no fornecimento de insumos intermediários para outros setores.

A partir da tabela acima, é necessário calcular a média ponderada da participação de insumos intermediários na receita dos setores na economia, ou seja, é necessário calcular a soma do percentual de insumos intermediários no produto bruto de cada setor (Ins. Intermediários (%)) multiplicada pelo Índice de Preços ao Consumidor (IPC) para cada setor. Esta média é de aproximadamente 41%.

A parcela dos custos de insumos intermediários,  $s_m$ , é dada pela média ponderada da participação de insumos intermediários na receita (41%) multiplicada pelo *markup* da economia. A elasticidade da demanda é  $\theta = 4$ , de modo que o *markup* da economia é de aproximadamente 1,3. Portanto, a estimativa da parcela de custos de insumos intermediários ponderada pelos setores é de aproximadamente 54,0%. Assim,  $s_m = 0,54$  nos modelos que consideram introdução de insumos intermediários.

Em comparação ao modelo estimado por Nakamura e Steinsson (2010), o parâmetro  $s_m$  assume o valor de 0,7. O menor parâmetro no caso brasileiro indica que a produção brasileira, em média, utiliza menos insumos intermediários frente à produção norte-americana. Além disso, no caso americano, o setor de Manufatura corresponde a maior porcentagem do IPC (51,2%), e é o setor com maior porcentagem de insumos intermediários (64,9%). Por sua vez, no caso brasileiro, o setor com maior peso no IPC é o de Serviços, cuja porcentagem de insumos intermediários é 38,5%. Esta comparação corrobora o fato de que o parâmetro brasileiro tende a ser menor do que o norte-americano.

Por fim, o parâmetro  $\rho$  é o coeficiente do modelo autorregressivo de ordem 1 proposto para modelar a produtividade, representando a velocidade média de conversão do processo de produtividade. Com base nos dados disponibilizados pela *Penn World Table 9.0*, para o nível da produtividade total dos fatores para o Brasil<sup>15</sup>, fixou-se  $\rho$  em 0,88.

<sup>15</sup> Considera-se o período de 1983-2017. Os dados consideram a produtividade total dos fatores nas atuais paridades do poder de compra para o Brasil, sendo a base de comparação os Estados Unidos da América (EUA=1)

Assim, com os valores propostos para os parâmetros, procedemos com a calibração do custo do menu,  $\chi_j$ , e o desvio padrão dos choques idiossincráticos em cada setor,  $\sigma_\epsilon$ , com base nas evidências sobre a frequência e o tamanho das mudanças de preço encontradas na base de dados do IPC. A não neutralidade monetária será medida como a variância do valor adicionado ao produto, denotado por  $C_t$ , quando é simulado um choque nominal no modelo,  $S_t$ , mesma medida utilizada por Midrigan (2011) e Nakamura e Steinsson (2010).

## 4 Resultados

Os resultados serão dispostos da seguinte forma. Em primeiro lugar, serão reportados os resultados referentes aos modelos unissetoriais. Será apresentado o Modelo de Custos de Menu, como descrito na seção 3.1, considerando um único setor<sup>16</sup> e sem insumos intermediários. Este é o modelo *Baseline*. Em seguida, será incorporada ao modelo a hipótese de insumos intermediários. A introdução deles é feita através do parâmetro  $s_m$ . O parâmetro, que pode assumir dois valores:  $s_m = 0$ , em modelos sem insumos intermediários, e  $s_m = 0,54$ , em modelos que incorporam a presença destes insumos. Adiante, serão apresentadas as mesmas análises para o Modelo CalvoPlus, descrito na seção 3.2.

Logo em seguida, na subseção 4.3, serão apresentados os modelos multissetoriais, que adicionam ao modelo *Baseline* a hipótese de heterogeneidade entre os setores. As estatísticas referentes a estes modelos e a cada painel utilizado para calibração foram apresentadas na Tabela 8. Por fim, a seção 4.4 objetiva dimensionar a não neutralidade monetária gerada pelos modelos apresentados ao longo deste trabalho. Para isto, será estimado o modelo VAR, inspirado em Shapiro e Watson (1988), que mensura a porcentagem da variação do ciclo do produto devida aos choques nominais. Assim, será possível comparar os resultados do presente trabalho, não neutralidade decorrente da rigidez de preços, frente a não neutralidade da monetária total gerada por choques nominais, mensurada pelo VAR.

### 4.1 Modelo de Custo de menu - *Baseline*

A Tabela 11 apresenta os valores calibrados para os parâmetros de custo de menu e do desvio padrão do choque idiossincrático ( $\sigma_\epsilon$ ) para modelos unissetoriais. Tais parâmetros são calibrados de modo que as estatísticas de frequência e tamanho das variações de preço resultantes dos modelos coincidam com as estatísticas apresentadas na Tabela 4. Para ter uma noção quantitativa, mostramos na tabela o custo de menu como proporção da receita real de estado estacionário ( $\Delta_p$ )<sup>17</sup>. Apresentamos, ainda, a variância do produto ( $Var(C_t)$ ) resultante da calibração de cada modelo, que é a nossa medida de não neutralidade monetária.

As três primeiras colunas da tabela apresentam os resultados do modelo de custo de menu *baseline*, sem insumos intermediários, enquanto as três últimas colunas representam os resultados considerando o mesmo modelo mas com introdução de insumos intermediários.

<sup>16</sup> A calibração dos parâmetros retorna as estatísticas médias de frequência de mudança de preço e tamanho da variação de preço, reportadas na Tabela 4

<sup>17</sup> Ao invés de apresentar o custo de menu, como descrito no modelo ( $\mu$ ), a tabela apresenta o custo de menu em termos anuais ( $\Delta p$ ), sendo que  $\Delta p = (\theta - 1)/\theta(\mu/Y)$ .

Tabela 11 – Resultados dos modelos de Custo de Menu unissetoriais

	$s_m = 0$			$s_m = 0,54$		
	$\Delta p$ $\times 10^{-2}$	$\sigma_e$ $\times 10^{-2}$	$Var(C_t)$ $\times 10^{-6}$	$\Delta p$ $\times 10^{-2}$	$\sigma_e$ $\times 10^{-2}$	$Var(C_t)$ $\times 10^{-6}$
Modelo Unissetorial	0,411	8,8	0,6	0,001	6,1	1,5

*Notas:* Elaboração Próprio autor. A unidade da variância,  $Var(C_t)$ , é reais ao quadrado.

Os resultados mostram que os custos de menu anuais das empresas são menores do que 0,5% de suas receitas. Quando o modelo incorpora os insumos intermediários, o custo é, em média, um décimo do custo observado sem insumos. A variância do choque idiossincrático situa-se entre 6% e 8%, sendo menor no modelo com introdução de insumos intermediários. Pela construção do modelo, e como enfatizado por Golosov e Lucas Jr. (2007) e Nakamura e Steinsson (2010), a alta variância deste choque é crucial para gerar mudanças de preços suficientemente grandes para corresponder aos dados. Também é importante para gerar o número substancial de quedas de preços observadas nos dados. Nakamura e Steinsson (2010) argumentam que os choques idiossincráticos de produtividade devem ser vistos como um substituto para uma classe mais ampla de choques idiossincráticos que causam variação nos preços desejados das empresas. Golosov e Lucas Jr. (2007) complementam que os choques idiossincráticos podem ser vistos como diferenças de produtividade entre as empresas, como respostas a acúmulos de estoque ou outros fatores. Conseqüentemente, a alta variação dos choques idiossincráticos amplifica o intervalo de tamanho das variações de preços.

Os modelos unissetoriais de Custo de Menu apresentados acima, ao simularem um choque puramente nominal, causam variações no produto real iguais a  $0,6 \times 10^{-6}$  e  $1,5 \times 10^{-6}$ , considerando, respectivamente, o modelo sem insumos intermediários e com insumos. O modelo que considera estes insumos gera duas vezes mais não neutralidade monetária. A introdução de insumos amplifica o grau de não neutralidade monetária uma vez que as decisões das firmas se tornam complementares.

Com a introdução de insumos intermediários, a matéria prima utilizada na produção são outros produtos, e o custo marginal de uma empresa depende do preço de outros produtos. Isso torna a resposta das empresas a um choque nominal mais lenta, uma vez que o custo marginal da empresa responde menos ao choque em  $S_t$ <sup>18</sup>. Como descrito por Nakamura e Steinsson (2010), as firmas ajustam seus preços de forma mais lenta e a variação implementada no preço é menor do que a variação que ocorreria caso o único insumo da produção fosse trabalho.

## 4.2 CalvoPlus

Segundo o modelo de CalvoPlus, em cada período a firma pode receber a oportunidade de mudar seus preços a um custo relativamente alto e, com probabilidade complementar, o custo para ajustar os preços é baixo. Ainda considerando modelos com um único setor, a Tabela 12 apresenta a calibração dos parâmetros utilizados para o modelo CalvoPlus e a não neutralidade gerada pelos modelos CalvoPlus. Nota-se que neste modelo há dois custos

<sup>18</sup> O custo marginal é dado por  $CM(z) = \omega S_t^{1-s_m} P_t^{s_m} A_t(z)^{-1}$ .

de menu, o custo de menu alto,  $\chi_{j,a}$ , e baixo,  $\chi_{j,b}$ . A tabela apresenta apenas o custo de menu alto, e o custo de menu baixo é uma parcela deste. Para a calibração, utilizou-se a seguinte relação  $\chi_{j,b} = \chi_{j,a}/40$ , também utilizada por Nakamura e Steinsson (2010).

As três primeiras colunas da tabela apresentam os resultados referentes ao modelo sem insumos intermediários ( $s_m = 0$ ), e as três últimas apresentam os resultados para o modelo com insumos intermediários ( $s_m = 0,54$ ).

Tabela 12 – Resultados dos modelos CalvoPlus unissetoriais

	$s_m = 0$			$s_m = 0,54$		
	$\Delta p$ $\times 10^{-2}$	$\sigma_e$ $\times 10^{-2}$	$Var(C_t)$ $\times 10^{-6}$	$\Delta p$ $\times 10^{-2}$	$\sigma_e$ $\times 10^{-2}$	$Var(C_t)$ $\times 10^{-6}$
Modelo Unissetorial	1,517	0,08	1,3	0,145	0,05	5,5

*Notas:* Elaboração Próprio autor. A unidade da variância,  $Var(C_t)$ , é reais ao quadrado.

Nota-se que o grau de não neutralidade gerada pelo modelo CalvoPlus é maior do que a do modelo de Custo de Menu. Carvalho (2006) ressalta a relevância da interação das empresas em modelos com dependência temporal na tomada da decisão de ajustar os preços. A maior não neutralidade monetária gerada por tais modelos reflete a decisão das firmas em esperar para ajustar seus preços apenas quando se defrontam com o custo de menu relativamente menor, gerando maior demora na resposta das empresas a choques nominais. No modelo com insumos intermediários, Nakamura e Steinsson (2010) ressaltam que o grau de complementariedade na estratégia das empresas aumenta e gera mais não neutralidade. O argumento é semelhante ao utilizado para explicar o aumento da rigidez no modelo de custo de menu quando são introduzidos os insumos intermediários.

### 4.3 Heterogeneidade e não neutralidade

A Tabela 13 apresenta a parametrização do custo de menu e o desvio padrão do choque idiossincrático para os modelos multissetoriais. Como exposto anteriormente, foram feitos três painéis, painel A com três setores, B com sete, e C com doze setores. Os parâmetros calibrados permitem que o modelo retorne as estatísticas de frequência e tamanho das mudanças de preço apresentadas na Tabela 8. Para a comparação entre os modelos unissetoriais e multissetoriais, a tabela apresenta a calibração dos parâmetros para o modelo com apenas um setor (denominado "Geral"), cujos resultados já foram apresentados acima.

Em todos os casos, o custo anual para variar o preço,  $\Delta p$ , é menor do que 1% da receita do setor, e na maior parte deles, menor do que 0,5%. Quando o modelo incorpora os insumos intermediários, o custo é, em média, um décimo do custo observado sem insumos. Por sua vez, a variância do choque idiossincrático situa-se entre 2% e 10%, sendo, em média, menor nos modelos com insumos intermediários.

A Tabela 14 apresenta o grau de não neutralidade monetária para cada modelo após um choque puramente nominal no modelo. As duas primeiras colunas apresentam os resultados considerando o modelo de custo de menu sem insumos intermediários (1ª coluna) e com insumos intermediários (2ª coluna). As duas últimas colunas da tabela apresentam a variação do produto considerando o modelo de CalvoPlus, sem insumos intermediários

Tabela 13 – Calibração dos parâmetros nos modelos multissetoriais

	Modelo de custo de menu				Modelo CalvoPlus			
	$s_m = 0,0$		$s_m = 0,54$		$s_m = 0,0$		$s_m = 0,54$	
	$\Delta p$ $\times 10^{-2}$	$\sigma_\epsilon$ $\times 10^{-2}$	$\Delta p$ $\times 10^{-2}$	$\sigma_\epsilon$ $\times 10^{-2}$	$\Delta p$ $\times 10^{-2}$	$\sigma_\epsilon$ $\times 10^{-2}$	$\Delta p$ $\times 10^{-2}$	$\sigma_\epsilon$ $\times 10^{-2}$
<b>Único setor</b>								
I. Geral	0,411	08,8	0,001	06,1	1,517	0,08	0,145	0,05
<b>Painel A: Três Setores</b>								
I. Alimentos	0,488	10,4	0,001	06,6	2,468	0,10	0,264	0,08
II. Bens Industriais	0,404	08,8	0,002	06,9	1,925	0,09	0,190	0,06
III. Serviços	0,200	05,0	0,002	03,3	1,053	0,05	0,104	0,03
<b>Painel B: Sete Setores</b>								
I. Alimentação	0,512	10,4	0,038	05,4	2,402	0,10	0,096	0,04
II. Despesas pessoais	0,302	06,1	0,016	03,4	1,085	0,05	0,141	0,05
III. Educação	0,358	05,3	0,019	02,7	0,99	0,05	0,113	0,03
IV. Habitação	0,338	07,4	0,031	05,0	1,978	0,09	0,208	0,06
V. Saúde	0,473	05,9	0,041	03,1	0,482	0,05	0,072	0,06
VI. Transportes	0,123	04,4	0,045	06,0	0,987	0,05	0,074	0,03
VII. Vestuário	0,199	08,1	0,041	06,6	1,948	0,10	0,199	0,08
<b>Painel C: Doze Setores</b>								
I. Alimentos in natura	0,237	08,6	0,036	07,9	2,015	0,10	0,229	0,08
II. Alimentos semielaborados	0,522	10,4	0,038	06,4	2,381	0,10	0,072	0,04
III. Alimentação fora do domicílio	0,266	04,0	0,017	02,4	1,223	0,05	0,167	0,03
IV. Habitação	0,324	07,2	0,042	05,8	1,942	0,08	0,222	0,06
V. Móveis e eletrodomésticos	0,414	09,4	0,038	06,4	2,454	0,10	0,070	0,04
VI. Roupas e calçados	0,282	10,4	0,037	07,1	2,013	0,10	0,226	0,08
VII. Transporte público	0,551	04,7	0,036	02,6	0,893	0,03	0,165	0,03
VIII. Veículo próprio	0,608	10,4	0,043	06,0	2,154	0,08	0,203	0,06
IX. Serviços e produtos de saúde	0,485	06,0	0,039	03,6	0,796	0,03	0,158	0,03
X. Cuidados e serviços pessoais	0,299	05,5	0,023	03,6	1,164	0,05	0,112	0,03
XI. Recreação. fumo e fotografia	0,325	07,0	0,041	05,7	1,974	0,08	0,193	0,06
XII. Educação	0,297	04,6	0,017	05,2	1,009	0,04	0,119	0,03

Notas: Elaboração Próprio autor.

(3ª coluna) e com a introdução deles (4ª coluna). A comparação entre as linhas da tabela permite analisar a rigidez do preço no produto real entre modelos com diferentes números de setores<sup>19</sup>. A tabela explicita que quanto maior o número de setores na economia, maior a não neutralidade do produto. Além disso, a introdução de insumos intermediários aumenta de 2 a 3 vezes a não neutralidade monetária.

No primeiro caso em que há um único setor e o modelo é calibrado pelas estatísticas médias, a variância do produto real a um choque nominal é aproximadamente de  $0,6 \times 10^{-6}$ . Por sua vez, o modelo que contempla doze setores apresenta variância mais de três vezes,  $1,9 \times 10^{-6}$ . Comparando o modelo unissetorial com o modelo que considera 12 de setores, observa-se que o modelo multissetorial produz aproximadamente três vezes mais não neutralidade. Isto ocorre uma vez que o grau de não neutralidade entre os diferentes setores

<sup>19</sup> Nota-se que o modelo com um único setor foi calibrado para coincidir com as estatísticas médias de frequência de mudança de preço e tamanho da variação de preço.



Tabela 14 – Heterogeneidade e Não neutralidade monetária ( $\times 10^{-6}$ )

	Modelo Custo de Menu		Modelo de CalvoPlus	
	$s_m = 0$	$s_m = 0,54$	$s_m = 0$	$s_m = 0,54$
Não neutralidade monetária - $\text{Var}(C_t) \times 10^{-6}$				
Modelo Um setor	0,6	1,5	1,3	05,5
Modelo Três setores	0,9	2,5	5,0	11,5
Modelo Sete setores	1,2	2,6	5,1	13,3
Modelo Doze setores	1,9	4,7	5,4	18,7

*Notas:* Elaboração Próprio autor. A variância do produto apresentada na tabela está multiplicada por  $10^6$

da economia é uma função convexa da frequência de variação de preços entre os setores. Carvalho (2006) mostra que os efeitos de um choque monetário em modelos calibrados para a economia norte-americana apresentam efeitos maiores e mais persistentes em economias heterogêneas quando comparado a economias com firmas idênticas, resultados que são corroborados Nakamura e Steinsson (2010).

Considerando ainda o modelo com custo de menu, nota-se que a neutralidade monetária é em média de duas a três vezes maior no modelo com insumos intermediários frente ao modelo cujo único insumo é o trabalho. Com a introdução de insumos intermediários, a matéria prima utilizada na produção são outros produtos e o custo marginal de uma empresa depende do preço de outros produtos. Nota-se que a introdução de insumos torna a resposta das empresas a um choque nominal mais lenta, pois reduz a resposta do custo marginal a este choque.

Por sua vez, a variância do produto a um choque nominal é maior no modelo CalvoPlus em relação ao modelo de custo de menu. Isto decorre do fato de que, no modelo CalvoPlus, após um choque monetário, as primeiras empresas a ajustarem seus preços pertencem aos setores cuja frequência de variação do preço é relativamente maior. Como descrito por Carvalho (2006), ao longo dos períodos, a distribuição da frequência das mudanças de preço torna-se progressivamente dominada por empresas em setores cujas frequências de ajuste são relativamente baixas. Assim, há uma desaceleração da velocidade de ajuste em uma economia heterogênea frente a uma economia homogênea. O autor denomina este processo de "efeito de composição de frequência", ou seja, setores de alta frequência dominam a parte inicial do processo de ajuste após o choque enquanto setores de baixa frequência conduzem grande parte do processo nos períodos subsequentes.

#### 4.4 Dimensionamento da não neutralidade monetária

Como resultado dos modelos aplicados neste trabalho, foi mensurada a não neutralidade monetária devida à rigidez de preços. Com o objetivo de dimensionar quantitativamente a não neutralidade gerada pela inflexibilidade dos preços, foi estimado um modelo de vetores autorregressivos – VAR, inspirado em Shapiro e Watson (1988). O modelo tem como objetivo estimar os impactos de curto prazo de choques nominais no produto real.

O modelo de Shapiro e Watson (1988) é motivado pela premissa de que as variáveis reais são determinadas por um modelo de crescimento neoclássico. Movimentos do produto

no longo prazo podem ser atribuídos a variações na quantidade de trabalho e progresso tecnológico. No curto prazo, no entanto, o produto se desvia do estado estacionário de longo prazo em dois casos, caso seja afetado por choques permanentes de trabalho ou tecnológico, que conduzirão o produto a um novo estado estacionário, ou então influenciado por variações na demanda agregada. Lucas (2003) entende que o que os autores denominam choques de demanda são, na verdade, choque nominais. Portanto, a partir de um modelo VAR, os autores então decompõem a variação do produto devida aos choques nominais e às outras variáveis reais, tecnologia e horas trabalhadas.

Modelo semelhante ao dos autores será utilizado no presente trabalho. O modelo contempla quatro variáveis: taxa de juros nominal, produto real, quantidade de horas trabalhadas e inflação. Considera-se na análise o período de 1995 a 2018, com dados agregados em frequência anual para o Brasil. Com relação às fontes dos dados, a série de juros nominais utilizada no modelo é a Selic acumulada no mês anualizada base 252 cuja fonte é o Banco Central do Brasil. As séries de produto interno bruto real e de inflação são disponibilizadas pelo Banco Mundial<sup>20</sup>. Por fim, a série de número de horas totais trabalhadas<sup>21</sup> foi obtida junto ao *Federal Reserve Bank of St. Louis*.<sup>22</sup>

O VAR estimado é de ordem 3, ou seja, contempla 3 defasagens de cada variável. Os resultados da estimação do modelo e a função impulso resposta do modelo mensurado estão reportados no Apêndice D. O resultado principal está na Tabela 15. A decomposição da variância mostra a contribuição de cada choque estrutural para explicar a variância do erro de previsão das variáveis endógenas do VAR para diferentes horizontes de previsão.

A Tabela 15 apresenta a fração da variância prevista do produto real atribuído a cada um dos choques. No curto prazo, é esperado que choques nominais impactem o produto. Os resultados da tabela sugerem que nos primeiros anos aproximadamente 15% da variabilidade do produto no curto prazo é atribuído aos choques de demanda, representados pelo juros nominal (3ª coluna da tabela). Conforme o horizonte aumenta, o impacto decai gradualmente, e a demanda agregada explica aproximadamente 14,7% da variação na produção, considerando o horizonte de nove anos. Os resultados são consistentes com os encontrados na literatura internacional. Shapiro e Watson (1988) atribuem 28% da variação na produção aos choques nominais. Outros autores encontram resultados semelhantes ou um pouco maiores, no entanto, todos resultados mostram um efeito relevante mas aquém de 50%.

---

<sup>20</sup> A série considerada para inflação é o deflator do PIB. Testes foram feitos considerando a série de inflação obtida através do IPC e não houve mudanças significativas no modelo.

<sup>21</sup> O número médio total de horas trabalhadas, aplicada no modelo, foi obtido através da multiplicação de duas séries disponibilizadas pela instituição: Número de horas trabalhadas média por empregado no Brasil e Número de pessoas empregadas no Brasil.

<sup>22</sup> Nota-se que o período escolhido visa ampliar a amostra utilizada no modelo VAR. No entanto, estimou-se o modelo para o período de 2000 a 2020, e os resultados foram semelhantes. Também foram estimados modelos com a série de produto interno provenientes do Banco Central do Brasil e a série de inflação utilizada do IBGE. Os resultados estimados neste VAR são semelhantes aos reportados neste artigo.

Tabela 15 – Decomposição da variância do produto real

Produto real				
	Inflação	Horas totais	Juros nominal	Produto real
1	0,000	0,438	0,123	0,439
2	0,019	0,392	0,159	0,430
3	0,019	0,398	0,156	0,427
4	0,021	0,402	0,154	0,423
5	0,021	0,416	0,150	0,413
6	0,023	0,419	0,149	0,409
7	0,023	0,424	0,148	0,406
8	0,024	0,425	0,147	0,404
9	0,024	0,426	0,147	0,403

*Notas:* Elaboração Próprio autor. A tabela apresenta a fração da variância dos resíduos previstos do produto real atribuído a cada uma das variáveis que compõem o modelo VAR.

A fim de comparar os números encontrados pelo modelo VAR, a Tabela 16 apresenta as variâncias do produto real geradas pelos modelos calibrados neste trabalho expressas como porcentagem da variância do ciclo do produto real. O ciclo foi obtido pela aplicação do filtro *Hodrick–Prescott* (HP). Segundo a tabela, os modelos apresentados neste trabalho explicam entre 0,4% e 12,6% da variação total do ciclo do produto. Considerando os mesmos modelos, os modelos calibrados por Nakamura e Steinsson (2010) correspondem de 2% a 23% da variação total do ciclo do produto. Assim, há menor evidência de rigidez de preços nos dados brasileiros.

Tabela 16 – Não neutralidade monetária em termos da variância total do produto (%)

	Modelo Custo de Menu		Modelo de CalvoPlus	
	$s_m = 0$	$s_m = 0,54$	$s_m = 0$	$s_m = 0,54$
Modelo Um setor	0,4	1,0	0,9	3,7
Modelo Três setores	0,6	1,6	3,4	7,8
Modelo Sete setores	0,8	1,7	3,5	8,9
Modelo Doze setores	1,3	3,1	3,6	12,6

*Notas:* Elaboração Próprio autor.

O modelo que gera a menor não neutralidade monetária é o Modelo de Custo de Menu unissetorial, *Baseline*, explicando 0,4% da variação do produto real, muito aquém das contribuições dos choques nominais no VAR. Este modelo não incorpora as hipóteses de heterogeneidade e de introdução dos insumos intermediários. Além disso, como explicado anteriormente, por ser um modelo de custo de menu, o efeito da seleção é mais forte do que nos modelos que incluem *time-dependent*, gerando menor não neutralidade monetária. A introdução da hipótese de heterogeneidade ao modelo de Custo de Menu eleva a porcentagem do produto explicada pelos modelos. Nota-se que esta porcentagem cresce à medida que o número de setores considerados aumenta. Assim, o modelo com doze setores é o que explica a maior porcentagem, 1,3%. Embora o modelo multissetorial aumente mais de 3 vezes a

porcentagem explicada em comparação ao modelo unissetorial, ele ainda está distante da contribuição dos choques nominais no VAR.

A adição da hipótese de insumos intermediários ao Modelo de Custo de Menu eleva a não neutralidade explicada pelo modelo em um fator próximo a três. O modelo unissetorial passa a explicar 1% da variância, enquanto o modelo com 12 setores explica 3,1%. Com a introdução de insumos intermediários, a matéria prima utilizada na produção são outros produtos, e o custo marginal de uma empresa depende do preço dos outros produtos, tornando a resposta das empresas a um choque nominal mais lenta.

Os modelos CalvoPlus introduzem o componente de *time dependent* e reduzem os efeitos de seleção gerados pelo modelo, elevando o grau de não neutralidade. O modelo unissetorial de CalvoPlus sem insumos intermediários explica 0,9% da variação no produto total, duas vezes mais do que o modelo correspondente de Custo de Menu. Ainda considerando o modelo sem inputs a porcentagem explicada é quatro vezes maior, no modelo com doze setores (3,6%) frente ao modelo com um único setor. A introdução de insumos intermediários eleva em até quatro vezes a não neutralidade do modelo. Considerando o modelo multissetorial com 12 setores, a porcentagem da variância do produto atribuída à rigidez de preços é de 12,6%. Esse valor é bem mais próximo da contribuição dos choques nominais estimados pelo VAR (15%).

Nota-se que a introdução das hipóteses de heterogeneidade e insumos no modelo CalvoPlus alavanca mais a não neutralidade monetária explicada pelo modelo em comparação ao Modelo Custo de Menu. Isto ocorre visto que neste modelo os efeitos de seleção são mitigados de forma que o modelo se torna mais sensível à introdução de novas hipóteses.

Os resultados encontrados por este artigo estão em linha com a literatura. A introdução de insumos intermediários aos modelos aumenta em até quatro vezes a não neutralidade explicada pelo modelo. Por sua vez, a adição da hipótese de múltiplos setores alavanca em um a três vezes a variância no produto real. Já o modelo com componente *time dependent* gera mais não neutralidade do que o modelo de custo de menu. Assim sendo, a especificação que explica a maior porcentagem da variância é o modelo de CalvoPlus com 12 setores e que considera insumos intermediários.

Adicionalmente, Nakamura e Steinsson (2010) estimam que os modelos aplicados aos dados americanos explicam de 2%, modelo unissetorial sem insumos intermediários, a 23%, modelo multissetorial com insumos intermediários. Os autores comparam os resultados encontrados por eles à estimação de não neutralidade monetária feita por Shapiro e Watson (1988). Estes atribuem 28% da variação do produto em horizontes curtos à choques nominais, que contemplam rigidez de preços. Portanto, no modelo de Nakamura e Steinsson (2010), dos 28% da variação do produto devido a choques nominais, até 23% são explicadas por rigidez de preço. Neste trabalho, 15% da variância do produto são devidos a choques nominais e até 12,6% são explicados pelos modelos.

Portanto, os resultados encontrados pelos modelos multissetoriais são consistentes com a estimação de choques nominais nas flutuações de curto prazo do produto, representada pelo modelo VAR estimado anteriormente. Os modelos multissetoriais estimados neste trabalho atribuem até aproximadamente 12,6% da variação do *business cycle* à rigidez de preços. Por sua vez, a replicação de um modelo VAR bem estabelecido na literatura, estima que 15% da variação do produto em horizontes curtos é devida a choques nominais. A diferença entre as porcentagens é pequena, corroborando a validade dos modelos calibrados neste artigo. Esta pequena diferença pode ser explicada por outros fatores que compõem os choques nominais e afetam o produto real além de rigidez de preços.

## 5 Conclusão

Com a ampliação das bases de microdados, a literatura recente sobre rigidez de preços desenvolveu modelos utilizando microdados para entender impactos macroeconômicos. Os modelos visam compreender melhor a importância da rigidez de preços como fonte da não neutralidade monetária. As estatísticas de frequência de variação de preço e tamanho destes ajustes encontradas neste trabalho estão em linha com alguns estudos anteriores que utilizaram microdados brasileiros, como Araujo (2018) e Barros (2009). Além disso, em conformidade com evidências internacionais, documentamos substancial heterogeneidade entre setores no que toca à fixação de preços.

O modelo deste trabalho é o mesmo utilizado por Nakamura e Steinsson (2010). O modelo contém duas principais características, a heterogeneidade da frequência de mudança de preços entre os setores, cuja importância no modelo foi ressaltada anteriormente, e a introdução de insumos intermediários. Para melhor considerar a heterogeneidade entre os produtos e os setores, foram construídos 3 painéis com números distintos de setores. Para cada um destes painéis foram estimados 4 modelos diferentes, modelo de custo de menu com e sem insumos intermediários, além de dois modelos CalvoPlus, com e sem insumos intermediários.

Os modelos multissetoriais estimados explicam até 12,6% das flutuações no produto real. Em outras palavras, 12,6% da variação do produto no curto é devida à morosidade das empresas em ajustarem seus preços. Os resultados encontrados são consistentes com a estimação de choques nominais nas flutuações de curto prazo do produto, representada pelo modelo VAR, estimado com base no modelo de Shapiro e Watson (1988). Neste modelo, aproximadamente 15% da variação do produto real é devido aos choques nominais.

Em linha com a literatura internacional, os modelos multissetoriais ampliam a não neutralidade monetária em comparação ao modelo unissetorial. Isto ocorre uma vez que o grau de não neutralidade é uma função convexa da frequência de variação de preços entre os setores. A assimetria com relação às estatísticas de frequência de preços entre os setores também contribuiu para a ampliação da não neutralidade. A introdução de insumos intermediários, por sua vez, também amplifica o grau de não neutralidade. Frente aos modelos sem insumos intermediários, a não neutralidade dos modelos com estas características é até três vezes maior. A utilização de outros produtos como insumos introduz aos modelos a complementariedade na estratégia de fixação de preços entre as diferentes firmas. Em outras palavras, a escolha da empresa em ajustar os preços se torna dependente das decisões de outras empresas, que produzem seus insumos, em corrigir seus preços.

## Referências

- ALVAREZ, F.; LIPPI, F. Price Setting With Menu Cost for Multiproduct Firms. *Econometrica*, v. 82, n. 1, p. 89–135, January 2014. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/a/wly/emetrp/v82y2014i1p89-135.html>>.
- ÁLVAREZ, F. et al. From hyperinflation to stable prices: Argentina's evidence on menu cost models. In: . [S.l.: s.n.], 2011.
- ARAUJO, J. Price Setting in Brazil from 1989 to 2007. n. 3, p. 134, 2018.
- BARROS, R. W. d. S. Price setting and macroeconomic variables: evidence from brazilian cpi. *Tese (Doutorado em Economia) - Fundação Getúlio Vargas*, p. 71, 2009. Disponível em: <<http://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/handle/10438/4248>>.
- BASU, S. *Intermediate Goods and Business Cycles: Implications for Productivity and Welfare*. [S.l.], 1994. (Working Paper Series, 4817). Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w4817>>.
- BERNANKE, B. S.; BOIVIN, J.; ELIASZ, P. Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 120, n. 1, p. 387–422, 2005. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/a/oup/qjecon/v120y2005i1p387-422..html>>.
- BURSTEIN, A.; HELLOWIG, C. Prices and market shares in a menu cost model. *C.E.P.R. Discussion Papers, CEPR Discussion Papers*, 01 2007.
- CABALLERO, R. J.; ENGEL, E. M. R. A. Dynamic (S, s) Economies. *Econometrica*, v. 59, n. 6, p. 1659–1686, November 1991. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/a/ecm/emetrp/v59y1991i6p1659-86.html>>.
- CABALLERO, R. J.; ENGEL, E. M. R. A. Heterogeneity and Output Fluctuations in a Dynamic Menu-Cost Economy. *Review of Economic Studies*, v. 60, n. 1, p. 95–119, 1993. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/a/oup/restud/v60y1993i1p95-119..html>>.
- CALVO, G. A. Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, v. 12, n. 3, p. 383–398, September 1983. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/a/eee/moneco/v12y1983i3p383-398.html>>.
- CARVALHO. Heterogeneity in Price Stickiness and the Real Effects of Monetary Shocks. *The B.E. Journal of Macroeconomics*, v. 6, n. 3, p. 1–58, December 2006. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/a/bpj/bejmac/vfrontiers.2y2006i1n1.html>>.
- ELLINGSEN, T.; FRIBERG, R.; HASSLER, J. *Menu Costs and Asymmetric Price Adjustment*. [S.l.], 2006. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/p/cpr/ceprdp/5749.html>>.
- GAGNON, E. Price setting during low and high inflation: Evidence from Mexico. *The Quarterly Journal of Economics*, Oxford University Press, v. 124, n. 3, p. 1221–1263, 2009. ISSN 00335533, 15314650. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/40506256>>.

GIAMBIAGI VILLELA, d. C. e. J. H. *Economia Brasileira Contemporânea: 1945-2010*. 2ª. ed. ed. [S.l.]: Elsevier/Campus, 2011. volume. ISBN ISBN.

GOLOSOV; LUCAS. Menu Costs and Phillips Curves. *Journal of Political Economy*, v. 115, p. 171–199, 2007. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/a/ucp/jpolec/v115y2007p171-199.html>>.

GOLOSOV, M.; LUCAS JR., R. Menu costs and phillips curves. *Journal of Political Economy*, The University of Chicago Press, v. 115, n. 2, p. 171–199, 2007. ISSN 00223808, 1537534X. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/10.1086/512625>>.

GOUVEA, S. *Price Rigidity in Brazil: Evidence from CPI Micro Data*. [S.l.], 2007. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/p/bcb/wpaper/143.html>>.

GUILHOTO, J. U. S. F. “estimação da matriz insumo-produto utilizando dados preliminares das contas nacionais: Aplicação e análise de indicadores econômicos para o brasil em 2005”. *Economia Aplicada*. Vol. 9. N. 2. pp. 277-299. Abril-Junho., 01 2010.

GUILHOTO, J. U. S. F. “estimação da matriz insumo-produto utilizando dados preliminares das contas nacionais: Aplicação e análise de indicadores econômicos para o brasil em 2005”. *Economia e Tecnologia*. UFPR/TECPAR. Ano 6, Vol 23, Out, 01 2010.

HANSEN, G. D. Indivisible labor and the business cycle. *Journal of Monetary Economics*, v. 16, n. 3, p. 309 – 327, 1985. ISSN 0304-3932. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/030439328590039X>>.

KEHOE, P. J.; MIDRIGAN, V. *Prices are Sticky After All*. [S.l.], 2010. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/16364.html>>.

KLENOW, P. J.; KRYVTSOV, O. State-Dependent or Time-Dependent Pricing: Does it Matter for Recent U.S. Inflation? *The Quarterly Journal of Economics*, v. 123, n. 3, p. 863–904, 2008. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/a/oup/qjecon/v123y2008i3p863-904.html>>.

KLENOW, P. J.; MALIN, B. A. Microeconomic Evidence on Price-Setting. In: FRIEDMAN, B. M.; WOODFORD, M. (Ed.). *Handbook of Monetary Economics*. Elsevier, 2010, (Handbook of Monetary Economics, v. 3). cap. 6, p. 231–284. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/h/eee/monchp/3-06.html>>.

KONIECZNY, J. D.; SKRZYPACZ, A. Inflation and price setting in a natural experiment. *Journal of Monetary Economics*, v. 52, n. 3, p. 621–632, April 2005. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/a/eee/moneco/v52y2005i3p621-632.html>>.

KRUSELL, P.; SMITH, J. A. A. *Income and Wealth Heterogeneity in the Macroeconomy*. [S.l.], 1998. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/p/cmu/gsiawp/108.html>>.

LACH, S.; TSIDDON, D. Staggering and Synchronization in Price-Setting: Evidence from Multiproduct Firms. *American Economic Review*, v. 86, n. 5, p. 1175–1196, December 1996. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/a/aea/aecrev/v86y1996i5p1175-96.html>>.

LOPES, L. T. *A rigidez nominal de preços na cidade de São Paulo : evidências baseadas em microdados do índice de preços ao consumidor da FIPE*. [S.l.], 2008. Disponível em: <<http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/12/12140/tde-13012009-165431/pt-br.php#referencias>>.

LUCAS, R.; GOLOSOV, M. *Menu Costs and Phillips Curves*. [S.l.], 2004. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/p/red/sed004/144.html>>.

LUCAS, R. E. J. Macroeconomic Priorities. *American Economic Review*, v. 93, n. 1, p. 1–14, March 2003. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/a/aea/aecrev/v93y2003i1p1-14.html>>.

MAĆKOWIAK, B.; MOENCH, E.; WIEDERHOLT, M. Sectoral price data and models of price setting. *Journal of Monetary Economics*, v. 56, n. S, p. 78–99, 2009. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/a/eee/moneco/v56y2009isps78-s99.html>>.

MCCALLUM, A.; SMETS, F. *Real wages and monetary policy transmission in the euro area*. [S.l.], 2007. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/p/zbw/ifwkwp/1360.html>>.

MIDRIGAN, V. On implications of micro price data for macro models - comments. *Conference Series ; [Proceedings]*, v. 53, 2008. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/a/fip/fedbc/y2008n53x9.html>>.

MIDRIGAN, V. Menu Costs, Multiproduct Firms, and Aggregate Fluctuations. *Econometrica*, v. 79, n. 4, p. 1139–1180, July 2011. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/a/ecm/emetrp/v79y2011i4p1139-1180.html>>.

NAKAMURA, E.; STEINSSON, J. Five Facts about Prices: A Reevaluation of Menu Cost Models. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 123, n. 4, p. 1415–1464, 2008. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/a/oup/qjecon/v123y2008i4p1415-1464..html>>.

NAKAMURA, E.; STEINSSON, J. Monetary Non-neutrality in a Multisector Menu Cost Model. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 125, n. 3, p. 961–1013, 2010. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/a/oup/qjecon/v125y2010i3p961-1013..html>>.

NAKAMURA, E.; STEINSSON, J. Price Rigidity: Microeconomic Evidence and Macroeconomic Implications. *Annual Review of Economics*, v. 5, n. 1, p. 133–163, May 2013. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/a/anr/reveco/v5y2013p133-163.html>>.

NAKAMURA, E.; STEINSSON, J. Fiscal stimulus in a monetary union: Evidence from us regions. *American Economic Review*, v. 104, n. 3, p. 753–92, March 2014. Disponível em: <<http://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aer.104.3.753>>.

NAKAMURA, E.; ZEROM, D. Accounting for Incomplete Pass-Through. *Review of Economic Studies*, v. 77, n. 3, p. 1192–1230, 2010. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/a/oup/restud/v77y2010i3p1192-1230.html>>.

RAMEY, V. Identifying government spending shocks: It's all in the timing. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 126, n. 1, p. 1–50, 2011. Disponível em: <<https://EconPapers.repec.org/RePEc:oup/qjecon:v:126:y:2011:i:1:p:1-50>>.

ROGERSON, R. Indivisible labor, lotteries and equilibrium. *Journal of Monetary Economics*, v. 21, n. 1, p. 3 – 16, 1988. ISSN 0304-3932. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0304393288900426>>.

SHAPIRO, M.; WATSON, M. Sources of business cycles fluctuations. National Bureau of Economic Research, Inc, p. 111–156, 1988. Disponível em: <<https://EconPapers.repec.org/RePEc:nbr:nberch:10953>>.



SMETS, F.; MAĆKOWIAK, B. *On implications of micro price data for macro models*. [S.l.], 2008. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/p/ecb/ecbwps/2008960.html>>.

SMETS, F.; WOUTERS, R. An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area. *Journal of the European Economic Association*, v. 1, n. 5, p. 1123–1175, September 2003. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/a/tpr/jeurec/v1y2003i5p1123-1175.html>>.

TAUCHEN, G. Finite state markov-chain approximations to univariate and vector autoregressions. *Economics Letters*, v. 20, n. 2, p. 177–181, 1986. ISSN 0165-1765. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0165176586901680>>.

TAYLOR, J. B. Aggregate Dynamics and Staggered Contracts. *Journal of Political Economy*, v. 88, n. 1, p. 1–23, February 1980. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/a/ucp/jpolec/v88y1980i1p1-23.html>>.

## APÊNDICE A - Aderência dos dados de São Paulo aos do Brasil

Este apêndice visa enfatizar que, apesar da base de dados se concentrar na região metropolitana de São Paulo, seu comportamento no agregado é bem próximo ao de índices de inflação com abrangência nacional. Tal fato já está bem documentado por Araujo (2018), Gouvea (2007) e Barros (2009), de modo que este primeiro passo terá a única finalidade de corroborar a validade dos resultados em nossa amostra.

Para o Brasil, será utilizado o INPC<sup>23</sup> - Índice Nacional de Preços ao Consumidor, disponibilizado pelo IBGE. O índice abrange as regiões metropolitanas de Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba, Porto Alegre, Brasília, Vitória, Campo Grande e município de Goiânia<sup>24</sup>. O peso dado à cidade de São Paulo é 24,6%. Compararemos com o comportamento agregado IPC-Fipe, que fornece os microdados utilizados nesse trabalho, e diz respeito à região metropolitana de São Paulo.

A Figura 8 ilustra a correlação entre a inflação medida pelo INPC e pelo IPC-Fipe. A correlação entre o índice paulista e o brasileiro é de 99,49%, considerando o período de julho de 1994 a dezembro de 2019.

---

<sup>23</sup> O período de coleta do INPC estende-se, em geral, do dia 01 a 30 do mês de referência. A população objetivo do INPC abrange as famílias com rendimentos mensais compreendidos entre 1 e 5 salários-mínimos, cujo chefe é assalariado em sua ocupação principal e residente nas áreas urbanas das regiões.

<sup>24</sup> As áreas geográficas pesquisadas foram implantadas na seguinte ordem cronológica: Rio de Janeiro (janeiro/1979); Porto Alegre, Belo Horizonte e Recife (junho/1979); São Paulo, Brasília e Belém (janeiro/1980); Fortaleza, Salvador e Curitiba (outubro/1979); Goiânia (janeiro/1991); Vitória e Campo Grande (janeiro/2014).

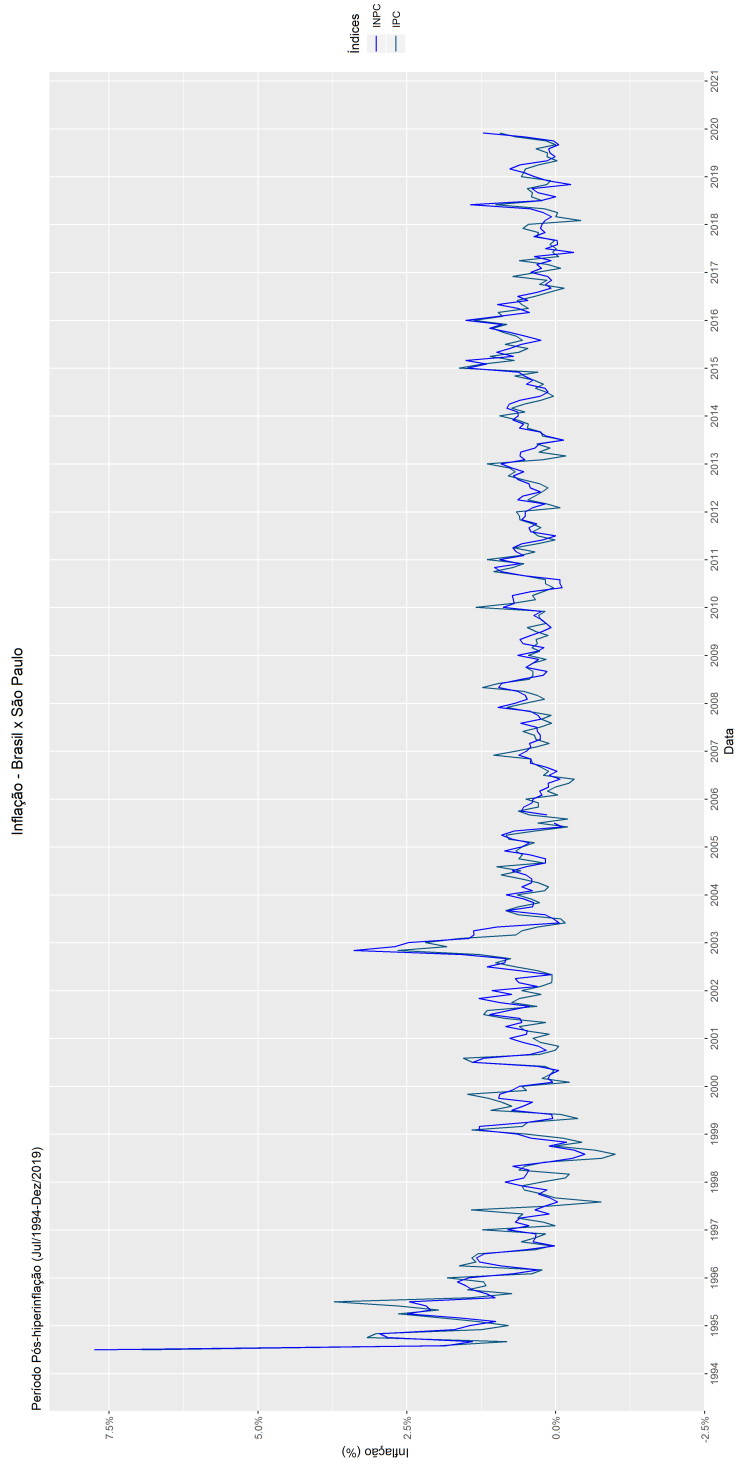


Figura 8 – Comparação Inflação: INPC - Brasil x IPC - Capital Paulista

Fonte: IBGE e FIPE. Elaboração: Próprio autor

## APÊNDICE B - Período 1994 a 2000

A figura 9 apresenta a relação entre frequência de variação de preços mensal total (considerando aumentos e quedas), frequência dos aumentos de preços e frequência das quedas de preços. Nota-se que nos meses subsequentes à implementação do Plano Real há maior flexibilidade de mudanças de preços. Observa-se uma maior estabilidade das variáveis a partir dos anos 2000, como apresentado na Tabela 17. Esta apresenta as estatísticas de mudanças de preços considerando 3 períodos distintos: A base de dados completa (Janeiro de 1994 a Dezembro de 2019), Julho de 1994 a Dezembro de 1999, e por fim, Janeiro de 2000 a Dezembro de 2019. Considerando o período pré-anos 2000, em um mês, em média, 43,5% dos preços apresentam alguma variação, enquanto considerando o período pós-anos 2000, 38,9% dos preços apresentam alguma variação. Diferenças entre os períodos são observadas também ao comparar apenas aumento de preços (23,8% frente a 21,8% no período pós-anos 2000) e apenas quedas de preços (19,7% frente a 17,1%). Frente às diferenças expostas e a implementação do sistema de metas de inflação, adotado em 1999, para manter a consistência dos resultados apresentados neste trabalho, a base de dados que proverá as estatísticas para calibração do modelo contempla o período de Janeiro de 2000 a Dezembro de 2019.

Figura 9 – Frequência de variação de preços mensal



Notas: Elaboração Próprio autor.

Tabela 17 – Frequência das variações de preços (%)

	Média	Mediana	Aumentos	Quedas
Base completa	39,9	39,3	22,2	17,6
Base pré anos 2000	43,5	41,8	23,8	19,7
Base pós anos 2000	38,9	39,0	21,8	17,1

Notas: Elaboração Próprio autor. A primeira linha da Tabela mostra a frequência de mudança de preços observada entre todos os períodos da base de dados. A linha seguinte apresenta o tamanho destas variações.

## APÊNDICE C - Estratégia Computacional

### Derivação da função valor

Do problema de minimização de custos de uma firma  $z$  temos que:

$$\frac{W_t}{P_t} = (1 - s_m) A_t L_t(z)^{-s_m} M_t(z)^{s_m} \Omega_t(z) \quad (38)$$

$$1 = s_m A_t L_t(z)^{1-s_m} M_t(z)^{s_m-1} \Omega_t(z) \quad (39)$$

Sendo  $\Omega_t(z)$  o custo marginal da firma  $z$  no período  $t$ .

A equação do lucro da firma é dada por:

$$\Pi_t(z) = p_t(z)y_t(z) - W_t L_t(z) - P_t M_t(z) - \chi_j W_t I_t(z) - P_t U \quad (40)$$

Combinando as três equações acima, o lucro real é dado por:

$$\Pi_t^R(z) = \left(\frac{p_t(z)}{P_t}\right) y_t(z) - \frac{1}{1-s_m} \left(\frac{W_t}{P_t}\right) L_t(z) - \chi_j \left(\frac{W_t}{P_t}\right) I_t(z) - U \quad (41)$$

Combinando a função de produção e as equações derivadas do problema de minimização da firma:

$$L_t(z) = \left(\frac{y_t(z)}{A_t(z)}\right) \left(\frac{s_m}{1-s_m}\right)^{-s_m} \left(\frac{W_t}{P_t}\right)^{-s_m} \quad (42)$$

Inserindo esta equação no lucro real, temos:

$$\Pi_t^R(z) = \left(\frac{p_t(z)}{P_t}\right) y_t(z) - (1-s_m)^{s_m-1} s_m^{-s_m} \left(\frac{W_t}{P_t}\right)^{1-s_m} \left(\frac{y_t(z)}{A_t(z)}\right) - \chi_j \left(\frac{W_t}{P_t}\right) I_t(z) - U \quad (43)$$

Inserindo as equações (25) e (31) no lucro real:

$$\Pi_t^R(z) = Y_t \left(\frac{p_t(z)}{P_t}\right)^{1-\theta} - \frac{\omega^{1-s_m} L_t^{\psi(1-s_m)} C_t^{\gamma(1-s_m)}}{(1-s_m)^{1-s_m} s_m^{s_m}} \left(\frac{1}{A_t(z)}\right) Y_t \left(\frac{p_t(z)}{P_t}\right)^{-\theta} - \chi_j \omega L_t^{\psi} C_t^{\gamma} I_t(z) - U \quad (44)$$

Por fim, é necessário calcular as versões log-linearizadas de  $Y_t = C_t + \int_0^1 M_t(z) dz$ , da função de produção e da oferta de trabalho, todas ao redor do estado estacionário. Utilizando também a equação  $C_t = S_t/P_t$ , o lucro real das empresas pode ser reescrito como uma função de  $(A_t(z), p_{t-1}(z)/P_t, S_t/P_t)$  e  $p_t(z)$ . Assim, os resultados acima são inseridos na função valor:

$$V \left( A_t(z), \frac{p_{t-1}(z)}{P_t}, \frac{S_t}{P_t} \right) = \max_{p_t(z)} \left\{ \Pi_t^R(z) + E_t \left[ D_{t,t+1}^R V \left( A_{t+1}(z), \frac{p_t(z)}{P_{t+1}}, \frac{S_{t+1}}{P_{t+1}} \right) \right] \right\} \quad (45)$$

## Processo de interação para resolver o equilíbrio

Para resolver o equilíbrio do problema da firma, os seguintes passos foram implementados:

- (i) Especificar um *grid* para as variáveis de estado  $(A(z), p_{-1}(z)/P, S/P)$
  - (ii) Propor uma função  $\Gamma$  em  $S/P$ .
  - (iii) Dado  $\Gamma$ , resolver a *policy function* da firma  $F$  pela interação da função valor.
  - (iv) Verificar se  $\Gamma$  and  $F$  são consistentes :
- Calcular uma distribuição inicial para a economia de estado estacionário, denominada  $Q(A(z), p_{-1}(z)/P, S/P)$ . Como distribuição inicial, Nakamura e Steinsson (2010) propõem uma distribuição uniforme.
  - Mapear  $Q(A(z), p_{-1}(z)/P, S/P)$  em  $Q(A(z), p(z)/P, S/P)$  usando a *policy function*  $F$ .
  - Mapear  $Q(A(z), p(z)/P, S/P)$  em  $Q(A_{+1}(z), p(z)/P, S/P)$  usando a matriz de probabilidade de transição para o processo de produtividade.
  - Mapear  $Q(A_{+1}(z), p(z)/P, S/P)$  em  $Q(A_{+1}(z), p(z)/P, S_{+1}/P)$  usando a matriz de probabilidade de transição para o processo de demanda agregada nominal,  $S$ .
  - Mapear  $Q(A_{+1}(z), p(z)/P, S_{+1}/P)$  em  $Q(A_{+1}(z), p(z)/P_{+1}, S_{+1}/P_{+1})$  utilizando a função  $\Gamma$ .
  - Verificar se  $\|Q(A_{+1}(z), p(z)/P_{+1}, S_{+1}/P_{+1}) - Q(A(z), p_{-1}(z)/P, S/P)\| < \xi$ . Caso atenda a condição descrita, parar. Caso contrário, voltar para a etapa (ii).

## APÊNDICE D - Vetor autorregressivo - VAR

### Resultados da estimação

Tabela 18 – Estimação dos resultados para a variável dependente inflação

	Estimação	Desvio Padrão	Valor	Pr(> t )
Inflação, t-1	-0,46	0,20	-2,31	0,036 **
Horas totais, t-1	0,03	0,04	0,63	0,54
Juros nominais, t-1	-0,10	0,09	-1,03	0,32
Produto, t-1	-5,23	3,62	-1,45	0,17
Inflação, t-2	-0,36	0,17	-2,13	0,051 *
Horas totais, t-2	0,07	0,05	1,46	0,17
Juros nominais, t-2	-0,01	0,02	-0,25	0,81
Produto, t-2	-7,90	3,78	-2,09	0,055 *
Inflação, t-3	-0,34	0,15	-2,17	0,047 **
Horas totais, t-3	0,05	0,04	1,14	0,27
Juros nominais, t-3	0,03	0,01	2,43	0,029 **
Produto, t-3	-1,05	4,56	-0,23	0,82
Constante	-0,01	0,20	-0,01	1,00

*Notas:* Elaboração Próprio autor.

Tabela 19 – Estimação dos resultados para a variável dependente horas totais trabalhadas

	Estimação	Desvio Padrão	Valor	Pr(> t )
Inflação, t-1	2,79	1,58	1,76	0,10
Horas totais, t-1	0,20	0,33	0,61	0,54
Juros nominal, t-1	0,72	0,74	0,97	0,34
Produto, t-1	-1,37	28,66	-0,05	0,96
Inflação, t-2	-0,38	1,34	-0,28	0,78
Horas totais, t-2	0,10	0,37	0,27	0,79
Juros nominal, t-2	0,19	0,15	1,31	0,20
Produto, t-2	11,1	29,91	0,37	0,71
Inflação, t-3	1,05	1,22	0,86	0,40
Horas totais, t-3	-0,11	0,32	-0,34	0,73
Juros nominais, t-3	0,16	0,11	1,44	0,15
Produto, t-3	2,62	36,10	0,07	0,94
Constante	1,48	1,56	0,95	0,36

*Notas:* Elaboração Próprio autor.

Tabela 20 – Estimação dos resultados para a variável dependente juros nominais

	Estimação	Desvio Padrão	Valor	Pr(> t )
Inflação, t-1	0,20	0,39	0,52	0,61
Horas totais, t-1	0,18	0,08	2,26	0,04*
Juros nominal, t-1	-0,65	0,18	-3,61	0,00 **
Produto, t-1	-4,04	6,99	-0,58	0,57
Inflação, t-2	-0,19	0,33	-0,58	0,57
Horas totais, t-2	0,14	0,09	1,54	0,13
Juros nominal, t-2	-0,18	0,04	-5,09	0,00***
Produto, t-2	18,0	7,29	2,47	0,03
Inflação, t-3	-0,45	0,30	-1,51	0,15
Horas totais, t-3	-0,12	0,08	-1,54	0,12
Juros nominais, t-3	-0,14	0,03	-5,18	0,00***
Produto,t-3	25,3	8,80	2,88	0,01*
Constante	-1,8	0,38	-4,73	0,00***

*Notas:* Elaboração Próprio autor.

Tabela 21 – Estimação dos resultados para a variável dependente produto real

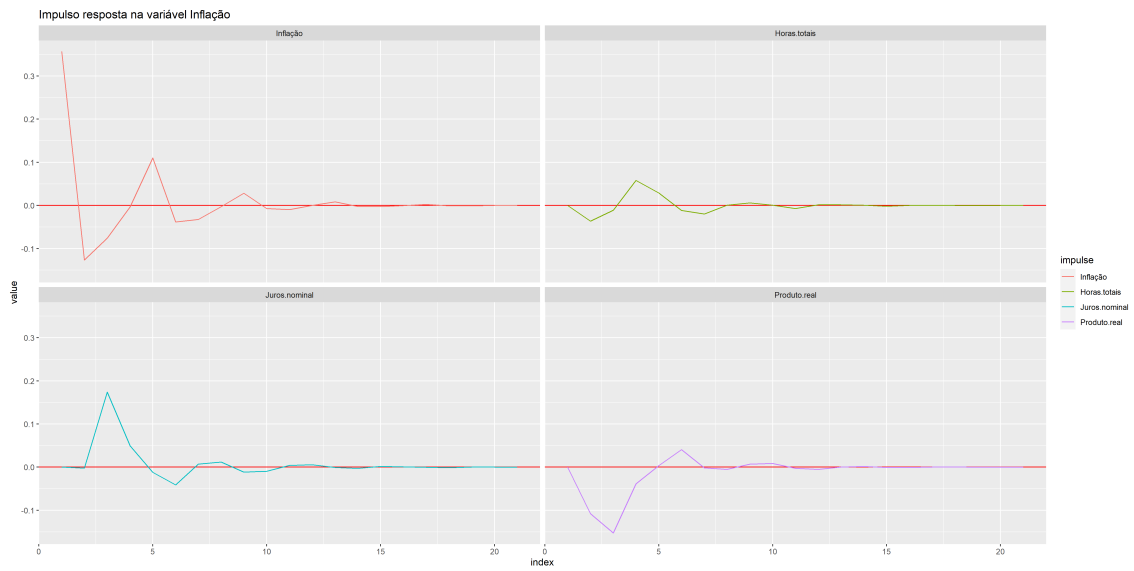
	Estimação	Desvio Padrão	Valor	Pr(> t )
Inflação, t-1	0,01	0,39	0,03	0,61
Horas totais, t-1	-0,01	0,08	-0,13	0,04
Juros nominal, t-1	-0,01	0,18	-0,06	0,00
Produto, t-1	0,43	6,99	0,06	0,57
Inflação, t-2	0,01	0,33	0,03	0,57
Horas totais, t-2	0,001	0,09	0,01	0,13
Juros nominal, t-2	0,001	0,04	0,03	0,00
Produto, t-2	-0,02	7,29	0,00	0,03
Inflação, t-3	0,001	0,30	0,00	0,15
Horas totais, t-3	-0,01	0,08	-0,13	0,12
Juros nominais, t-3	-0,01	0,03	-0,37	0,00
Produto,t-3	0,29	8,80	0,03	0,01
Constante	0,01	0,38	0,03	0,00

*Notas:* Elaboração Próprio autor.



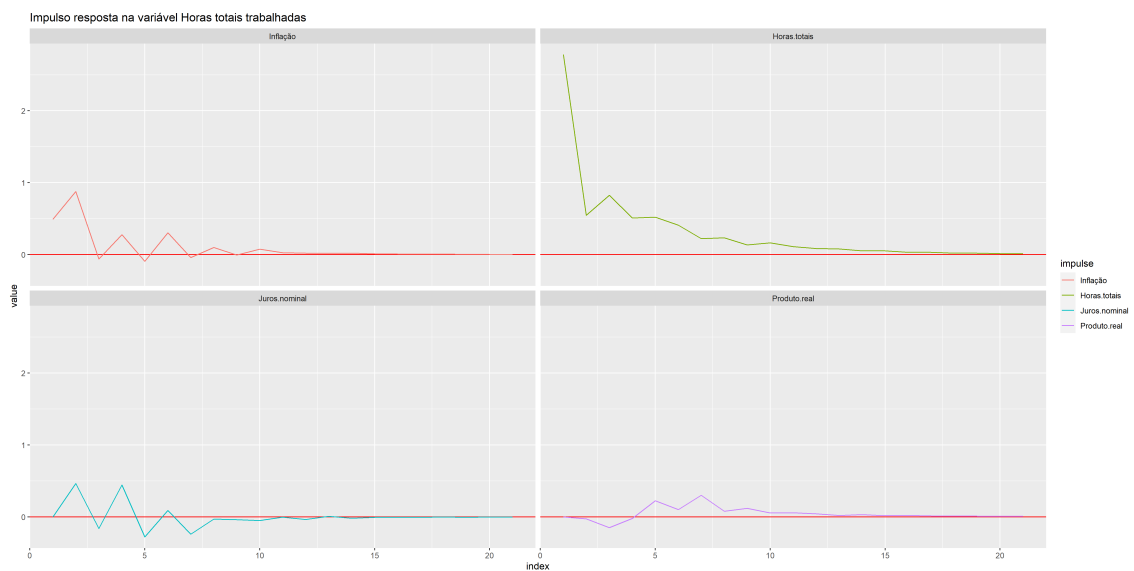
## Função impulso resposta

Figura 10 – Função impulso resposta da variável Inflação



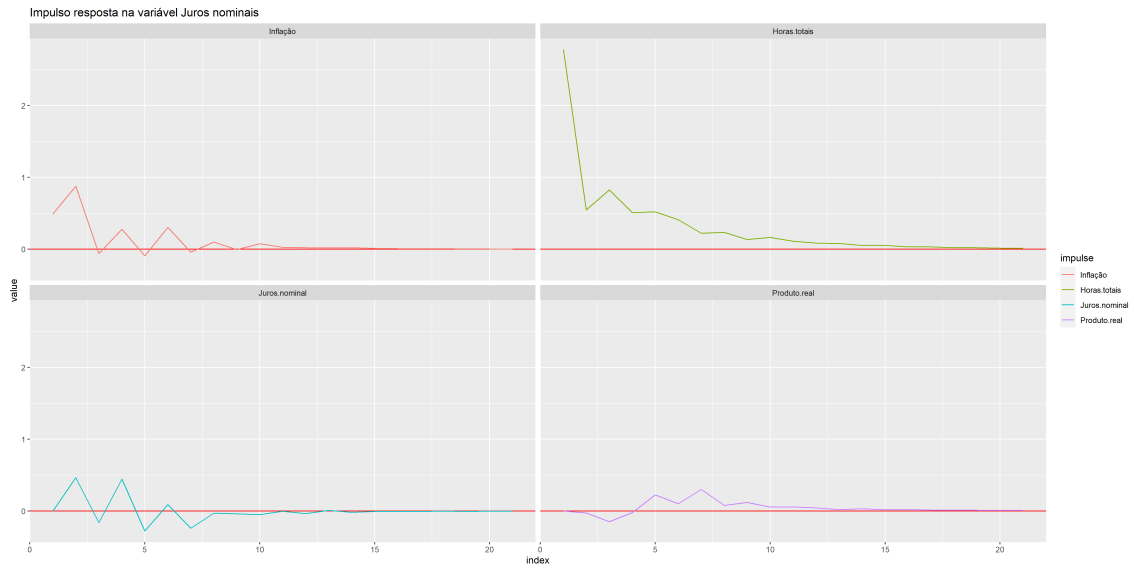
Notas: Elaboração Próprio autor

Figura 11 – Função impulso resposta da variável Horas trabalhadas



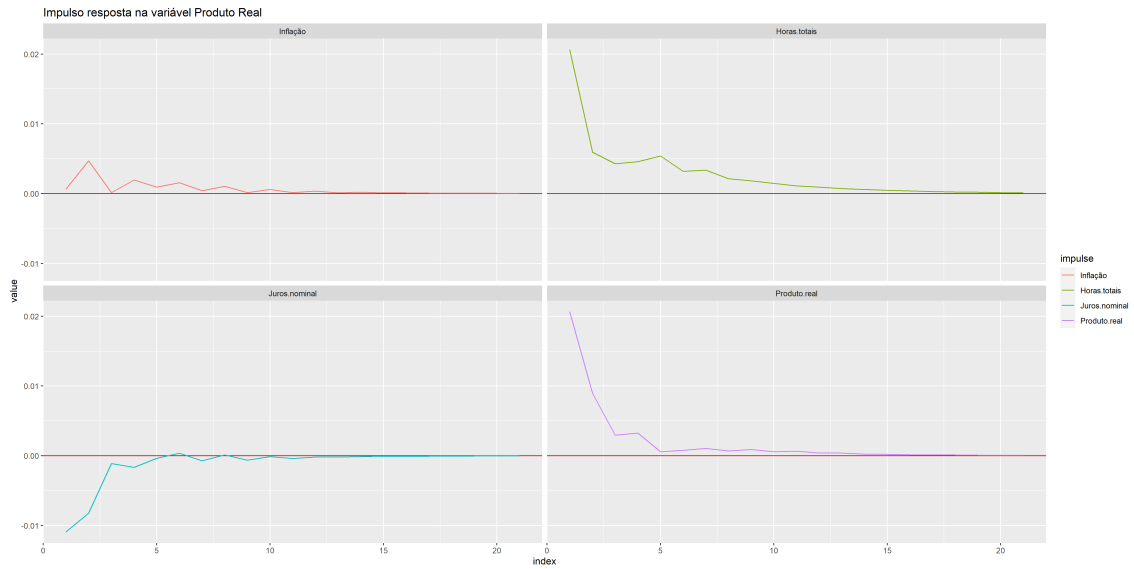
Notas: Elaboração Próprio autor

Figura 12 – Função impulso resposta da variável Juros nominal



Notas: Elaboração Próprio autor

Figura 13 – Função impulso resposta da variável Produto Real



Notas: Elaboração Próprio autor

## Decomposição da variância

Tabela 22 – Decomposição da variância

<b>Inflação</b>				
	Inflação	Horas totais	Juros nominal	Produto real
1	1,000	0,000	0,000	0,000
2	0,917	0,008	0,000	0,075
3	0,691	0,007	0,014	0,162
4	0,668	0,022	0,015	0,164
5	0,682	0,024	0,014	0,155
6	0,674	0,024	0,014	0,158
7	0,675	0,026	0,014	0,157
8	0,674	0,026	0,014	0,157
9	0,675	0,026	0,014	0,157
<b>Horas totais</b>				
	Inflação	Horas totais	Juros nominal	Produto real
1	0,030	0,970	0,000	0,000
2	0,109	0,867	0,023	0,000
3	0,102	0,872	0,024	0,002
4	0,104	0,852	0,042	0,002
5	0,101	0,845	0,047	0,007
6	0,107	0,839	0,047	0,008
7	0,105	0,829	0,051	0,015
8	0,105	0,828	0,051	0,016
9	0,105	0,828	0,051	0,017
<b>Juros nominal</b>				
	Inflação	Horas totais	Juros nominal	Produto real
1	0,193	0,000	0,807	0,000
2	0,240	0,191	0,561	0,008
3	0,160	0,367	0,372	0,101
4	0,130	0,298	0,393	0,180
5	0,129	0,311	0,385	0,175
6	0,131	0,305	0,381	0,183
7	0,128	0,320	0,374	0,178
8	0,128	0,319	0,374	0,178
9	0,127	0,322	0,373	0,177
<b>Produto real</b>				
	Inflação	Horas totais	Juros nominal	Produto real
1	0,000	0,438	0,123	0,439
2	0,019	0,392	0,159	0,430
3	0,019	0,398	0,156	0,427
4	0,021	0,402	0,154	0,423
5	0,021	0,416	0,150	0,413
6	0,023	0,419	0,149	0,409
7	0,023	0,424	0,148	0,406
8	0,024	0,425	0,147	0,404
9	0,024	0,426	0,147	0,403