Universidade de São Paulo
Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade
Programa de Pós-Graduação em Economia

Evidência das Distorções nos Preços Relativos durante a Hiperinflação no Brasil

Pedro Henrique Tenório
Orientador: Prof. Dr. Mauro Rodrigues Jr.

Versão Corrigida
(versão original disponível na Biblioteca da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade)

São Paulo
2019

Prof. Dr. Vahan Agopyan
Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Fábio Frezatti
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Prof. Dr. José Carlos de Souza Santos
Chefe do Departamento de Economia

Prof. Dr. Ariaster Baumgratz Chimeli
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia

Pedro Henrique Tenório

Evidência das Distorções nos Preços Relativos durante a Hiperinflação no Brasil

Dissertação apresentada ao Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Ciências
Orientador: Prof. Dr. Mauro Rodrigues Jr.

São Paulo
2019

Ficha catalográfica
Elaborada pela Seção de Processamento Técnico do SBD/FEA
com os dados inseridos pelo(a) autor(a)

Tenório, Pedro Henrique.
Evidência das Distorções nos Preços Relativos durante a Hiperinflação no Brasil / Pedro Henrique Tenório. - São Paulo, 2019.
135 p.

Dissertação (Mestrado) - Universidade de São Paulo, 2019.
Orientador: Mauro Rodrigues Jr..

1. Dispersão de Preços. 2. Hiperinflação. 3. Custos Informacionais da Inflação. I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade. II. Título.

A Juliana, meu anjo

Agradecimentos

Foi imprescindível para que pudesse terminar este trabalho o apoio e força da minha namorada, Juliana.

Agradeço imensamente também o suporte dos meus pais, Vera e Sérgio, e do meu irmão, Lucas.

Sem a inabalável paciência do Prof. Mauro Rodrigues Jr. esse trabalho também não existiria.

Agradeço a solicitude do Marcelo Henrique Pereira e do Lucas Gassert em sanar as diversas dúvidas iniciais sobre a base de dados.

Também fui agraciado com os comentários e sugestões do Prof. Fernando Botelho e do Prof. Márcio Nakane nas bancas de qualificação e avaliação de progresso.

Agradeço também a todos os amigos e colegas pela companhia e ajuda. Seria injusto lembrar alguns nomes quando tantos me apoiaram, trazendo-me até aqui.

Por fim, agradeço o apoio financeiro da CAPES e a estrutura disponibilizada pela FEA-USP.

Resumo

Este trabalho investiga a relação entre variabilidade dos preços relativos (RPV), inflação e seus custos. RPV é a variável seminal usada pela literatura que estuda os custos informacionais da inflação e associa maiores taxas de inflação com maior dispersão de preços. Este estudo explora mais profundamente a relação entre RPV e o ambiente informacional, além de apresentar outra variável, a variação de ranking, para complementar as análises por RPV. É analisada a dinâmica da variação de ranking e da RPV para a base de microdados que contém os preços utilizados para o cálculo do índice de preços ao consumidor IPC-FIPE. A base contém as observações desagregadas desde 1989. Como, durante o período 1989-1993, o Brasil viveu sob hiperinflação, é possível examinar o comportamento da RPV, da variação de ranking e da inflação, além dos canais pelos quais os custos informacionais da inflação agem. A evidência produzida sugere que a variação de ranking realmente complementa a análise por RPV, já que a maior medida de RPV durante a hiperinflação é um fenômeno generalizado, enquanto a maior variação de ranking é restrito a uma parcela não majoritária das lojas. Explora-se também se a remarcação de preço intra semanal distorce o auferimento da variabilidade de preços relativos e da variância de ranking. A conclusão sobre a vigência da hipótese é conflitante: por um lado, a simulação do processo de remarcação diária de preços reproduz bem a variação de ranking auferida pela amostra; pelo outro lado, cerca da metade dos efeitos fixos de loja estimados para explicar a dispersão de preços produto iguais são estatisticamente significantes, o que sugere que o efeito da remarcação diária de preços não explica por completo a variação de ranking da amostra. Por fim, é possível inferir que parte relevante, mas não integral, da dispersão adicional de preços decorrente dos custos informacionais da inflação é proveniente da distorção informacional das qualidades idiossincráticas da loja, ou seja, no período hiperinflacionário a reflexão das qualidades idiossincráticas das lojas em seus preços é mais é turva em relação ao período 1995-1999.

Palavras-chave: inflação, dispersão de preços, custos da inflação.

Abstract

The present work inquires into the relation between the relative prices variability (RPV), inflation and its costs. RPV is the seminal variable in the literature that studies the informational costs of inflation by linking the inflation rate to a higher dispersion of prices. This study details the relation between RPV and informational environment and presents another variable, the ranking variation, in order to cover the gaps the RPV do not fill. It is analyzed the dynamics of ranking variation and RPV for a CPI (IPC-FIPE) database which contains microdata for the CPI Index calculation since 1989. As Brazil lived an hyperinflationary episode at 1989 - 1993 period, it is possible to examine the behaviour of RPV, ranking variation, inflation and to inquire into the channels through which informational costs of inflation act. The evidence produced suggests ranking variation does cover RPV gap, as higher RPV during hyperinflationary period is compreheensive while higher ranking variation during hyperinflationary period occurs only for a non-majority portion of the stores sampled. Also it is studied if the intraweekly price adjustment distorts the evaluated RPV and ranking variation from they intend to express. The evidence on this particular subject is conflictive: on one's hand the simulation of the daily price adjustment process does replicate the sample's ranking variation, on another's hand about half of the store fixed effects estimated to explain the price dispersion of same products are statistically significant which suggests the daily adjustment of prices does not explain the sample ranking variation entirely. Finally, it is possible to imply from the evidence that store's idiosyncrasies explain partially the adittional price dispersion which arises from the informational costs of inflation. So the unclearness of store's idiosyncratic characteristics expressed by prices constitute one of the channels of the informatinal costs of inflation.

Keywords: inflation, price dispersion, costs of inflation.

Sumário

1 Introdução **1**

2 Revisão da literatura **4**

3 Base de Dados **12**

4 Contexto **20**

5 Notação **22**

6 RPV e Variação de Ranking **24**

6.1 Metodologia e Motivação 24

6.2 Resultados - RPV 29

6.3 Variação de Ranking 33

6.3.1 Primeiros Resultados 33

6.3.2 Bases para Aprofundar a Análise 37

6.3.3 Aprofundando a Análise 43

7 Simulação **55**

7.1 Metodologia 55

7.2 Resultados 58

8 Regressão **64**

8.1 Metodologia e Motivação 64

8.2 Resultados 67

9 Conclusão **70**

10 Referências **72**

Lista de Figuras

1 Exemplo ilustrando a amostra 14
2 Gráfico IPC-FIPE Geral e IPC-FIPE Produtos Analisados 17
3 Gráfico IPC-FIPE e IPCA desde 1980 18
4 Gráfico IPC-FIPE e IPCA pós Plano Real 19
5 Exemplo RPV mantendo o ranking 27
6 Exemplo RPV com variação de ranking 28
7 RPV 30
8 Histograma RPV 32
9 Ranking Mediano vs Variação de Ranking UI AI 52
10 Ranking Mediano vs Variação de Ranking UM AM 53
11 Ilustração do processo simulado 56
12 Precisão para reproduzir a V (UI AI) 62
13 Precisão para reproduzir o ranking (UM AM) 63
14 Exemplo Amostra 1 76
15 Exemplo Amostra 2 77
16 Identificação Congelamento de Preços e troca de Regimes Monetários . . . 78
17 Correlação de Ranking Média e Mediana 90

Lista de Tabelas

1 Razão das RPVs entre Hiperinflação e Estabilização 31
2 Razão das Variâncias de Ranking (com preço mediano) Pré/Pós 36
3 Razão das Variâncias de Ranking - Universo e Amostra Irrestritas (UI AI) 40
4 Razão de Variâncias de Ranking (preço mediano) - Quadras 44
5 Razão de Variâncias de Ranking Mediana (preço mediano) - Loja 47
6 Razão de Variâncias de Ranking Média (preço mediano) - Loja 48
7 Razão de Variâncias de Ranking Mediana (preço mediano) - Produto . . . 49
8 Razão de Variâncias de Ranking Média (preço mediano) - Produto 50

9 Original vs Simulação (UI AI) 59
10 Original vs Simulação (UM AM) 61
11 Coeficientes Estatisticamente Significantes por Quadra 67
12 Período Hiperinflacionário (UI AI) 83
13 Período de Estabilização (UI AI) 83
14 Período Hiperinflacionário (UM AM) 84
15 Período de Estabilização (UM AM) 84
16 Autocorrelação de 1ª Ordem entre os Rankings (t, t-1) (UI AI) 91
17 Lista de Produtos 124

1 Introdução

Este trabalho investiga a deterioração informacional decorrente do processo inflacionário por meio da análise de dados de preço (abertos no nível da loja) durante a hiperinflação no Brasil. Estudos[1] apontam a importância do canal informacional como um dos importantes custos incorridos por taxas de inflação mais altas. Dessa forma, é importante para qualquer autoridade monetária entender as razões e a grandeza do impacto da inflação na informação dos agentes econômicos.

Dos diversos canais cuja inflação possa custar bem-estar à sociedade por meio de piora informacional, estou particularmente interessado na maneira em que a inflação afeta a dispersão de preços. Abordo a questão por meio de duas estatísticas: a variabilidade dos preços relativos (RPV[2]) e a variância de rankings. A primeira estatística é habitual da literatura que estuda os efeitos da inflação pelo canal informacional, enquanto a variância de rankings não é comumente usada pela mesma literatura. Mostro como as duas estatísticas se complementam e como considerar apenas a RPV tende a super dimensionar o impacto informacional da inflação na dispersão de preços.

Minhas conclusões partem da análise de ambas estatísticas computadas para dois períodos distintos: hiperinflação (1989 - 1993) e estabilidade (1995 - 1999). Conforme exposto na seção Contexto, os brasileiros já conviviam com inflação alta e explosiva há anos em 1989. Em 7 de dezembro de 1993 os primeiros passos do Plano Real eram divulgados após uma série de planos que fracassaram em controlar a inflação. Assumo que essa primeira divulgação do Plano Real não mudou o ambiente econômico e trato o período de 1989-1993 como de hiperinflação. O Plano Real, executado durante o ano de 1994, garantiu a estabilidade da taxa de inflação em 1995, assim como a manutenção do nível em patamares razoáveis, de forma que trato o período de 1995-1999 como de estabilidade.

Os dados usados para o cálculo das estatísticas são provenientes da base de dados da FIPE (Fundação Instituto de Pesquisa Econômica), instituição responsável pelo cálculo

[1] Fischer (1981), Friedman (1976), Okun (1975) e Cukierman (2008).
[2] Acrônimo para *Relative Price Variability*.

de um dos principais índices de preços do país, o Índice de Preços ao Consumidor (IPC) - FIPE. A base que tenho acesso possui os microdados apenas para 1989 em diante, justificando o período escolhido.

Discuto na seção 6, RPV e Variância de Ranking, como a RPV capta uma noção de detrimento informacional mais sutil do que a Variação de Ranking, o que permite complementariedade entre as duas estatísticas. A seção de Revisão de Literatura também discute a relação entre os canais informacionais dos custos da inflação, RPV e Variação de Ranking. Além disso, a Revisão de Literatura posiciona a contribuição desta dissertação na literatura.

A evidência que documento, ao comparar RPV e Variação de Ranking para os períodos de hiperinflação e estabilidade, sugere a complementariedade das análises. Também produzo evidência robusta que sugere que o canal da assimilação das qualidades das lojas pelos consumidores é um canal relevante de custos informacionais da inflação. Entretanto a evidência aponta que tal canal, que dificulta a distinção do custo benefício dos preços relativos das lojas e de seus serviços oferecidos, não é um fator preponderante para explicar a deterioração do ambiente informacional. Tal conclusão está de acordo com a pequena participação que o fator loja tem para explicar a dispersão de preços documentada pela literatura.

Na seção 6 também pontuo limites para a interpretação da RPV como variável usada para relacionar custos informacionais da inflação e dispersão de preços. A seção 7 pondera o quanto dos resultados para Variação de Ranking na seção 6 decorrem da base de dados detalhar apenas a semana em que os preços são registrados, em vez da especificação do dia.

Estimo um modelo de efeitos fixos de loja na seção 8 a fim de subsidiar a discussão da importância do fator loja como canal determinante dos custos informacionais da inflação. Considerando conjuntamente a evidência construída na subseção Variação de Ranking com os resultados da regressão linear, a evidência sugere a relevância do fator loja como canal dos custos de inflação, embora tal canal explique apenas parcialmente a dispersão adicional de preços decorrente de deterioração informacional. O resultado e a

metodologia estão de acordo com a literatura que estuda a morfologia da dispersão de preços[3].

A esta Introdução, segue a Revisão de Literatura, que posiciona este trabalho na literatura. A seção 3 apresenta a base de dados detalhadamente e a seção 4 discute brevemente o contexto da hiperinflação brasileira. Segue-se à discussão do contexto brasileiro, uma seção que apresenta a notação usada nas seções de análise. As seções 6, 7 e 8 são seções de análise. A primeira (seção 6) faz a discussão da relação entre RPV, Variação de Ranking e custos informacionais da inflação e analisa a evidência produzida. A seção 7 apresenta os resultados da simulação e na seção 8 é discutido o exercício de regressão linear. Por fim, a seção 9 apresenta a conclusão.

[3]Kaplan e Menzio (2015) e Berardi *et al* (2017)

2 Revisão da literatura

O *New Palgrave Dictionary of Economics*[4] define a dispersão de preços como a oferta de produtos homogêneos a preços distintos por diferentes vendedores a consumidores idênticos, de forma que o fenômeno não é confundido com discriminação de preços. Hopkins (2006) aponta o ceticismo sobre dispersão de preços: seria uma ilusão provocada pela diferenciação de serviços dos vendedores e ainda o preço anunciado pela loja não é necessariamente pago (ou o produto não é vendido ou há promoções). Trabalhos empíricos corroboram a dispersão de preços como fruto da informação incompleta dos consumidores[5]. Para uma revisão mais completa da literatura de dispersão de preços veja Baye *et al.* (2006).

A dispersão de preços de um mesmo produto é um fenômeno entendido pela Teoria Econômica como decorrente de duas razões: a diferente agregação de valor aos produtos por vendedores distintos e a ignorância dos consumidores em relação aos preços praticados pelos vendedores. O primeiro motivo apontado para dispersão de preços consiste no fato do bem econômico ser diferente do produto ou serviço ofertado, isto é, parafusos idênticos vendidos por lojas distintas são bens econômicos distintos, pois as lojas oferecem atributos diferentes para seus consumidores como acessibilidade geográfica e tempo em filas. De tal forma que a compra dos parafusos em lojas com qualidades idiossincráticas diferentes é tratada como consumo de bens distintos.

Para apresentar a segunda explicação para dispersão de preços parafraseio Stigler[6]: a dispersão de preços é a manifestação e, de fato, a medida da ignorância. Stigler (1961) é o propulsor da literatura que estuda a dispersão de preços a partir do âmbito informacional. No artigo seminal de Stigler é abordada principalmente a dinâmica do processo de busca pelo consumidor em face à informação incompleta. No modelo de Stigler o consumidor enfrenta custos de busca, de forma que escolhe um número de firmas para as quais pesquisará preços. O modelo assume bens homogêneos entre as firmas, de forma que o consumidor comprará o bem pelo menor preço conhecido.

[4]Segunda Edição
[5]Veja Lach (2002), Baylis e Perloff (2002) e Baye *et al.* (2004).
[6]Veja Von Hoomissen (1988).

Seguiram-se diversos artigos criticando o modelo proposto por Stigler (1961), devido à assunção de que também era equilíbrio para as firmas cobrarem uma distribuição de preços não degenerada[7]. Foram propostos dois tipos de modelo que incorporam o comportamento ótimo das firmas para o equilíbrio: o de busca sequencial e busca de amostra fixa (Baye *et al.* (2006)). Até Burdett e Judd (1983), a dispersão de preços como equilíbrio era derivada da heterogeneidade prévia entre os agentes pela literatura (Baye *et al.* (2006) e Hopkins (2006)).

Dentro dessa literatura, Varian (1980) estabeleceu um resultado importante: na presença de consumidores informados e desinformados[8] o ótimo para as firmas é uma estratégia mista que permita explorar tanto o mercado de consumidores desinformados (no modelo se cobra o preço de monopólio), quanto o de consumidores informados (mercado em que a firmas competem). Neste caso a dispersão de preços é decorrente das firmas aleatorizarem[9] seus preços para explorar dois mercados de consumidores.

O resultado de Varian (1980) tem implicações diretas neste trabalho. No modelo do Varian os preços relativos das firmas vendendo um mesmo bem variam constantemente, mas de forma estacionária. Ou seja, supondo inflação nula, os preços cobrados por cada firma estão oscilando dentro de um intervalo de tamanho fixo. Dessa forma, a RPV, neste modelo, é sempre positiva mesmo sem inflação, o que mostra como a RPV capta outros fenômenos econômicos além da distorção dos preços relativos.

Burdett e Judd (1983) apresentou um modelo que resulta em equilíbrio com dispersão de preços para agentes (consumidores e firmas) idênticos. Entretanto o modelo recorre à indiferença dos agentes em buscar ou não preços, de maneira que se cria a heterogeneidade de consumidores informados e desinformados *ex-post*. Assim o racional é o mesmo de Varian (1980), em que a heterogeneidade explica a dispersão de preços como equilíbrio.

Segundo Baye *et al.* (2006), apenas dois outros modelos possibilitam equilíbrios

[7]Veja Baye *et al.* (2006) para uma melhor revisão da literatura de dispersão de preços perante custos de busca.

[8]O consumidor informado é aquele que busca preços em mais de uma loja, já o desinformado não busca preços. Tal heterogeneidade decorre do custo de busca ser diferente entre os consumidores, ou seja, de uma heterogeneidade prévia.

[9]No sentido de mudar de estratégia conforme a passagem no tempo sem sistematicidade.

com dispersão de preços partindo de agentes idênticos. O primeiro trata de modelos em que há intermediadores de informação, agentes que vendem informação de preços para os consumidores e cobram para anunciar os preços das firmas. O segundo modelo é de racionalidade limitada. Como a relação destes dois modelos com maiores taxas de inflação não é explorada pela literatura que relaciona inflação à dispersão de preços, então ambos modelos estão fora do escopo deste trabalho.

Portanto os modelos com consumidores idênticos em que o consumidor busca o melhor preço estão presos à dispersão de preços em ser explicada pela exploração à heterogeneidade *ex-post* entre consumidores nas propensão a pesquisar e à heterogeneidade entre firmas *ex-ante*.

Outra explicação para a ocorrência da dispersão de preços é a existência de custos de menu e inflação não nula. Sheshinski e Weiss (1977) mostram que para uma variedade de contextos a regra ótima de precificação para firmas é a chamada regra (S,s), para S e s contidos em $\mathbb{R}_+$. A regra consiste em fixar o preço no momento de ajuste em S (tomemos o período do ajuste de preço como referência, de forma que S é tanto preço nominal quanto real). O preço nominal S deve ser mantido até que o preço real atinja o patamar s, quando então será ótimo para a firma incorrer no custo de menu para ajustar seu preço.

Bénabou (1988) constrói um modelo a partir da contribuição de Sheshinski e Weiss (1997) que incorpora o processo de busca pelo consumidor ao contexto de firmas enfrentando custos de menu e inflação. No entanto a inflação não corrói o estoque informacional do consumidor no modelo, porque há ausência de estocasticidade, o que permite o consumidor antecipar todos os movimentos conforme a inflação. Mesmo assim, o aumento da inflação resulta em maior dispersão de preços, estabelecendo teoricamente uma relação entre inflação esperada e dispersão de preços.

Há, portanto, três teorias distintas e não excludentes para explicar a dispersão de preços de um mesmo bem: informação incompleta, custos de menu e a diferenciação das firmas em relação aos serviços agregados pela firma e à estrutura de custo. Intuitivamente, o canal de dispersão de preços cuja inflação atua menos intensamente é o da estrutura idiossincráticas das lojas, com os demais sendo diretamente afetados pela inflação.

Friedman (1976), Okun (1975) e Fischer (1981) expressam preocupação com as taxas de inflação distorcerem o funcionamento do sistema de preços. Tal possibilidade está diretamente conectada com a relação entre inflação e dispersão de preços[10]. A conjectura é de a maior frequência de ajustes de preço faça com que parte desses ajustes não reflitam fundamentos econômicos[11], apenas distorções decorrentes de um ambiente informacional precário.

Eu investigo a relação entre dispersão de preços e inflação, associando aos prováveis canais informacionais pelo qual a inflação age. É necessário manter em perspectiva os componentes da dispersão de preço se atentando aos possíveis mecanismos decorrentes de altas na taxa de inflação[12].

Sigo a literatura ao investigar a correlação entre dispersão de preços e inflação por meio da variabilidade dos preços relativos (RPV[13]). Neste sentido, estou seguindo os trabalhos de Van Hoomissen (1988) e Lach e Tsiddon (1992) que evidenciam a correlação positiva, e estatisticamente significante, entre taxas de inflação e RPV usando microdados de preços. Embora as bases de dados dos artigos divirjam em abrangência e período[14], ambas são de Israel contemplando períodos de altas taxas de inflação, como esta dissertação. A seção 6 mostra que corroboro tais resultados com a análise de RPV.

Lach e Tsiddon (1992) decompõe a taxa de inflação entre inflação esperada e não esperada a fim de determinar qual componente tem maior impacto na dispersão de preços (cuja *proxy* usada é a RPV). O artigo mostra que o componente esperado da inflação tem maior impacto na dispersão de preços do que a componente não-esperado[15]. A evidência é corroborada por Konieczny e Skrzypacz (2005) tanto em relação ao resultado de correlação positiva e estatisticamente significante de RPV e taxa de inflação quanto

[10]Enquanto a evidência da correlação positiva entre dispersão de preços para Friedman (1976) e Okun (1975) era mais escassa, Fischer (1981) apresenta mais evidências.

[11]Estrutura de custos, de mercado consumidor e de custos de transação.

[12]Nas seções seguintes mostro evidência que suporta a hipótese de maiores taxas de inflação confundirem os consumidores, dificultando o reconhecimento das qualidades idiossincráticas das lojas pelo sistema de preços.

[13]O acrônimo para o termo em inglês, *relative price variability*.

[14]Lach e Tsiddon (1992) analisam 26 produtos para o anos de 1978, 1979, 1981, 1982 e os primeiros 9 meses de 1984, enquanto Van Hoomissen (1988) analisa menos produtos para um período mais longo: 1971-1984

[15]Nem os autores, nem eu, estamos afirmando haver relação causal. A expressão de "ter maior impacto"significa apenas ser o componente mais correlacionado.

para o componente esperado da inflação ser mais determinante do impacto na dispersão de preços. Konieczny e Skrzypacz (2005) contribuem a partir de uma base de dados que reflete um país com altas taxas de inflação, a Polônia de 1990 a 1996.

O componente esperado da inflação ter maior impacto na dispersão de preços para um sentido diferente da preocupação de Friedman (1975), Okun (1976) e Fisher (1981). Como mostra Cukierman (2008), a noção da inflação distorcer o funcionamento do sistema de preços pode ser racionalizada a partir do modelo de Lucas (1973). Para estes autores[16] existe uma dispersão de preços, ainda que para um mesmo bem, que reflete a escassez relativa da economia. Tal dispersão de preços decorre do funcionamento natural do sistema de preços e é ótima. A dispersão adicional de preços incorrida por maiores taxas de inflação é uma distorção do sistema de preços, gerando ineficiência. Este contexto pode ser racionalizado pelo modelo de ilhas de Lucas, onde os agentes, no caso as firmas, não enxergam perfeitamente o que está acontecendo, ou seja, a informação é imperfeita. As maiores taxas de inflação estão associadas a maior variância de inflação não-esperada, deteriorando o ambiente informacional e gerando perda de bem-estar.

No contexto do parágrafo acima, o componente não esperado da inflação é o maior gerador de perda de bem-estar para sociedade, já que o outro componente é adiantado pelos agentes. Stigler (1961) já havia mencionado que o problema da informação também está presente na firma. Entretanto a dispersão de preços decorrente da má qualidade informacional que afeta as firmas só é possível caso haja ignorância dos preços pelos consumidores, caso contrário, todos consumidores comprariam apenas da firma de menor preço. Dessa forma, o problema da informação imperfeita da firma, gerando ineficiência como no modelo de ilhas de Lucas é indissociável da informação imperfeita dos consumidores quando se trata da ineficiência gerada pelos custos informacionais da inflação.

A evidência produzida por Lach e Tsiddon (1992) e Konieczny e Skrzypacz (2005) mostram a inflação esperada tendo maior impacto na dispersão de preços. Isso sugere que o mecanismo da aceleração do ajuste de preços, conforme a regra (S,s), pelo aumento da inflação é responsável por parte maior da dispersão de preços que não está relacionada

[16]Friedman (1975), Okun (1976), Fischer (1981) e Cukierman (2008)

à escassez relativa da economia do que a deterioração do ambiente informacional que confunde os agentes. Se por um lado é tentador inferir que a preocupação de Fischer (1981) e demais era exagerada, por outro não há como inferir qualquer conclusão sobre bem-estar diretamente do comportamento da dispersão de preços.

Relaciona-se também com este trabalho a literatura que estuda a morfologia da dispersão de preços de um mesmo bem. Kaplan e Menzio (2015) decompõe os preços em fatores de loja, loja - produto e de transação para entender como a dispersão de preços de sua base de dados é formada. A base de dados do estudo é particularmente grande: registram 300 milhões de compras para 1,4 milhões de produtos em 54 lojas distintas para o período de 2004-2009. O fator loja se refere a variação que é idiossincráticas das lojas, enquanto o fator loja - produto se refere a variação idiossincrática de um produto em determinada loja. Dessa maneira, o fator loja está relacionado às características da loja como localização e atendimento, enquanto o fator loja - produto está relacionado à estratégia de precificação das lojas. Já o fator de transação é um fator de momento que se refere a oscilação no tempo dos preços de um produto numa determinada loja, refletindo ofertas promocionais e queimas de estoque.

Kaplan e Menzio (2015) mostra que menos de 10% da dispersão de preços provém da diferenciação entre lojas, enquanto o fator loja - produto explica algo em torno de um terço da variação, de modo que o fator transação explica ao menos mais da metade da dispersão de preços. Tal evidência pode ser interpretada a luz do modelo de Varian (1980), de modo a refletir a estratégia mista das firmas aos precificar bens em mercados em que há consumidores com diferentes propensões a busca.

Berardi *et al.* (2017), documenta evidência conflitante com Kaplan e Menzio (2015). Berardi *et al.* (2017) analisa uma base de dados para o cálculo de um índice de preços francês, focando apenas nos itens de mercearia, de forma a somar 40 milhões de registros semanais de preços para mais de 1500 lojas durante o período de Outubro de 2011 a Setembro de 2012. A análise dos autores consiste na estimação de um modelo de efeitos fixos especificando o fator loja e o fator loja-produto. A evidência para o caso francês mostra o fator loja como preponderante explicador da dispersão de preços de um

mesmo bem. Quando os autores distinguem grandes redes de varejos das demais lojas, evidencia-se que são as grandes redes de varejo as responsáveis por explicar a maior parte da dispersão de preços.

Klenow e Malin (2010) revisam uma literatura especialmente prolífica a partir de Bills e Klenow (2004) que usa grandes bases de microdados de preços, a maior parte de bases usadas para o cômputo de índices de preços (como esta dissertação), visando mensurar a frequência e magnitude das mudanças de preços. Em geral, a literatura compara essas características dos preçoscom as previsões dos modelo de custo de menu. Meu trabalho se relaciona especialmente com essa literatura quando a base de dados se refere a países com altas taxas de inflação.

Álvarez *et al.* (2018) mostra a frequência da mudança de preços, o tamanho da mudança de preço e a dispersão de preços relativos para uma base de dados (usada para o cômputo de um índice de preços ao consumidor) que retrata a Argentina de 1988 a 1997. O trabalho é interessante pois apresenta os resultados para períodos de baixas e altas taxas de inflação, além dos exercícios empíricos confirmarem as previsões de um modelo de custos de menu. No mesmo nicho, destaco Gagnon (2009) que estuda a frequência e a magnitude das mudanças de preço para o caso mexicano, com uma base de dados relativa ao período 1994-2002, o que permite explorar tanto altas taxas de inflação como taxas baixas. Os dados para o caso mexicano também confirmam as previsões de um modelo de custo de menu.

Existe uma variedade de trabalhos estudando as mesmas variáveis para o caso brasileiro. Gouvea (2007) investiga a frequência e a magnitude de preços usando dados coletador pelo Instituto Brasileiro de Estatística da Fundação Getúlio Vargas (IBRE/FGV) para o período 1996-2006. Barros *et al.* (2009) usa a mesma base de dados, alongando o período para 1996-2008, e relaciona a frequência e magnitude das mudanças de preços com variáveis e eventos macroeconômicos.

Por fim, estão intimamente relacionados a esta dissertação as contribuições de Angelis (2012) e Araujo (2018). Estes trabalhos analisam a mesma base de dados que a analisada neste trabalho e comparam o período de hiperinflação com o de estabilidade

(pós Plano Real). O período abordado por Angelis (2012) é de Janeiro de 1989 a Janeiro de 2012, enquanto o de Araujo (2018) é de 1989 a 2007, excluindo o ano de 1994.

Angelis (2012) se relaciona diretamente com meu trabalho em duas dimensões. A primeira consiste na corroboração da evidência da RPV ser maior durante o período de hiperinflação. Nesse aspecto nossas análises diferem em intervalo de tempo e número de produtos analisados: enquanto Angelis (2012) cobre maior intervalo de tempo, sua amostra engloba apenas 46 produtos, enquanto a minha engloba 143. A segunda dimensão se refere a construção de evidência da menor informatividade dos preços durante a hiperinflação. Tal evidência é um pilar para um dos exercícios realizados na seção 6.

Para além da base de dados, Araujo (2012) se conecta a esta dissertação por discutir a relação RPV e inflação. Araujo (2012) ainda investiga a frequência e magnitude da mudança de preços para os dois períodos. Araujo (2012) encontra que a RPV e a taxa de inflação estão menos correlacionadas durante o período de hiperinflação do que período 1995-2007. O fenômeno decorre do maior porcentual de aumentos de preço durante altas taxas de inflação, de modo que, quando comparado a períodos de baixa inflação, a falta de quedas de preço diminui a dispersão de mudanças de preço.

3 Base de Dados

Uso a base de microdados de preços da FIPE (Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas) para o cálculo do IPC (Índice de Preço ao Consumidor), um índice que mensura a variação do custo de vida para famílias de um a vinte salários mínimos no município de São Paulo. A base nos permite olhar o valor de um preço em determinado estabelecimento (e o tipo desse estabelecimento), classificando as categorias de produtos e também as marcas dos produtos. Além disso, a base informa a semana em que o preço foi coletado e os pesos da POF (Pesquisa Familiar Orçamentária) atribuído aos produtos e marcas para o cômputo do IPC, além do CEP para algumas lojas.

Na categoria de produtos encontramos classificações como limão, alcatra e sabão em pó. O alcatra, por exemplo, não possui marca alguma, enquanto o limão e o sabão em pó são abertos por marca. A marca além de se referir ao entendimento comum de marca também aponta as características do produto, como embalagem. Dessa forma, a marca do sabão em pó especifica a embalagem (quantidade) e sua marca, por exemplo, Omo. Já para o limão a marca especifica a espécie do limão: tahiti, siciliano e as demais espécies. Um último exemplo ilustrativo é a cerveja, pois as marcas de cerveja além de especificarem a marca propriamente dita (exemplo: Skol) e a embalagem (latinha de 290ml) especifica se trata-se de cerveja Pilsen, Lager (Skol Hops) ou Puro Malte. Assim, marca é a abertura mais específica da base e distingue os produtos de maneira bem específica. Contudo, ocorrem imprecisões: no caso do período hiperinflacionário, o quilo do arroz não é diferenciado por marca, mesmo havendo diferentes marcas já na época. Os especialistas que trabalham na construção do índice[17] justificaram que para alguns produtos a diferenciação entre as marcas é tão pouca que se opta por tratá-las como iguais.

Para esta base é particularmente importante a frequência em que preços são reportados. Tais preços são coletados e reportados por quadrissemana, mês, ano[18]. O sistema

[17] Aqui agradeço novamente o Marcelo Henrique Pereira, especialista da FIPE, pela elucidação de tantas dúvidas.

[18] Me referirei a esses três componentes de data por quadrissemana no restante do texto para facilitar a comunicação.

quadrissemanal é uma construção que divide os meses em exatamente 4 quadrissemanas. Para os meses de 31 dias, a primeira quadrissemana do mês possui 7 dias e as demais 8 dias. Enquanto para os meses de 30 dias, a primeira e a última quadrissemanas possuem 7 dias e as demais 8 dias. Intuitivamente, para fevereiro todas as quadrissemanas podem possuir 7 dias, ou a segunda ou terceira quadrissemana ter 8 dias.

Cada loja é classificada por tipo de estabelecimento (canal de venda). Exemplificando: o alcatra pode ser vendido tanto em supermercados como em açougues, diferentes canais de venda. Graças a essa abertura o produto é tratado mais homogeneamente. Um caso ilustrativo são os das carnes: muitos supermercados vendem as carnes já embaladas nos refrigeradores como também possuem seu próprio açougue para vendê-las. Espera-se um serviço diferente no açougue do mercado e nas prateleiras resfriadas. A base de dados da FIPE trata o açougue e o refrigerador como dois canais de venda distintos da mesma loja, capturando essa diferença de serviços que é vendida agregada ao produto.

A coleta de preços é feita dividindo a cidade de São Paulo em zonas. Infelizmente, para grande parte das lojas não há especificação da zona a que pertence para o período estudado. À cada zona é estabelecida uma quadrissemana do mês para que os coletores visitem os estabelecimentos. As quadrissemanas atribuídas às zonas não mudam. Portanto, a segunda quadrissemana de um determinado mês é comparável apenas com a segunda quadrissemana de outro mês e vale o análogo para as 4 quadrissemanas que dividem os meses. Contudo a amostra de lojas não é constante para uma mesma quadrissemana do mês, é usual faltar cotações de preços de algumas lojas em uma quadrissemana, embora a amostragem não seja redesenhada com frequência.

Para ilustrar a amostragem, segue abaixo um pedaço da amostra: lojas vendendo coxão mole nas 5 primeiras quadrissemanas de 1989[19]. As lojas e canais de venda são identificados através de números únicos. Note como as lojas não se repetem entre as distintas quadrissemanas de Janeiro, enquanto a maior parte das lojas da 1ª e da 5ª quadrissemanas são as mesmas. As lojas iguais das primeiras quadrissemanas de seus meses apresentam os mesmos canais. Conforme já dito, é assim que a FIPE amostra

[19]O apêndice A mostra um pedaço base de dados no SQL: preços de mate na 1ª quadrissemana de Janeiro e na 1ª de Fevereiro.

as lojas, tornando as quadrissemanas dos meses comparáveis. Ainda vale destacar que existem lojas amostradas que aparecem apenas na 1ª quadrissemana de 1989 (loja 19 e 526) e apenas na 5ª quadrissemana (loja 101 e 505).

1989

Janeiro								Fevereiro		
1ª Quadrissemana		2ª Quadrissemana		3ª Quadrissemana		4ª Quadrissemana		5ª Quadrissemana		...
Loja	Canal	Loja	Canal	Loja	Canal	Loja	Canal	Loja	Canal	
5	1	20	1	1	1	33	1	5	1	
8	1	40	1	4	1	53	1	8	1	
19	1	48	1	6	1	55	1	28	1	
28	1	63	1	7	1	60	1	101	1	
39	1	82	1	11	1	62	1	102	1	
102	1	97	1	16	1	64	1	109	1	
109	1	118	1	21	1	65	1	110	1	
111	1	124	1	25	1	73	1	114	1	
114	1	129	1	78	1	86	1	115	1	
115	1	144	1	81	1	88	1	142	1	
142	1	145	1	84	1	152	1	143	1	
301	1	147	1	150	1	159	1	301	1	
326	1	351	1	151	1	251	1	326	1	
521	1	376	1	201	1	261	1	521	1	
701	1	377	1	401	1	276	1	536	1	
726	1	576	1	411	1	476	1	701	1	
902	1	751	1	426	1	651	1	726	1	
1101	1	776	1	601	1	677	1	901	1	
32	11	977	1	626	1	851	1	926	1	
306	11	1161	1	826	1	876	1	1101	1	
526	11	1176	1	1026	1	1051	1	32	11	
541	11	10	11	23	11	1076	1	306	11	
709	11	25	11	432	11	1086	1	505	11	
730	11	26	11	606	11	35	11	541	11	
931	11	34	11	607	11	46	11	730	11	
1131	11	37	11	833	11	55	11	1131	11	
		68	11			58	11			
		70	11			59	11			
		71	11			264	11			
		386	11			281	11			
		558	11			484	11			
		756	11			857	11			
		757	11			883	11			
		784	11			1057	11			
		981	11							
		1183	11							

Figura 1: Exemplo ilustrando a amostra

As análises são restringidas a dois intervalos de tempos a fim de comparar as estatísticas entre estes intervalos. O primeiro intervalo se refere ao período entre janeiro de 1989 e dezembro de 1993, cobrindo o período da hiperinflação brasileira. O segundo período cobre de janeiro de 1995 a dezembro de 1999. O primeiro foi escolhido a partir da observação mais antiga disponível e o segundo foi escolhido de maneira a igualar o número de meses do primeiro período para uma época de taxa de inflação razoável e estável. Vale frisar: o ano de 1994 está excluído de qualquer análise deste trabalho para que o período de execução do Plano Real não comprometa as análises.

Contudo nem todas 480 quadrissemanas desse período[20] podem ser utilizadas devido alguns planos econômicos colocados em prática durante o período hiperinflacionário. Tais planos estabeleceram o congelamento de preços visando combater a inflação. Tentativas prévias de congelamento de preços já haviam falhado em planos anteriores ao período inicial da base de dados, o que deteriorou a confiança popular nesse tipo de prática. O descrédito da população para com as políticas de congelamentos de preço dificultava cada vez mais esse tipo de política, fazendo com que os sucessivos congelamentos de preço durassem cada vez menos. O Apêndice B apresenta a metodologia para identificação do período de congelamento de preços.

Na base se encontram produtos que classifiquei em 4 tipos: produtos em que houve controle pelo Estado durante a maior parte de algum dos dois períodos, como eletricidade; produtos completamente homogêneos como sabão em pó da marca Omo de meio quilo; produtos heterogêneos entre lojas, mas homogêneos dentro das lojas, como um misto quente numa lanchonete; e produtos completamente heterogêneos, por exemplo, consertos e reparos.

Selecionei apenas os produtos completamente homogêneos com cotações de preço a partir de 1989, somando 143 produtos (a lista completa de produtos se encontra no Apêndice G). Entretanto, ocorre a perda de determinados produtos em algumas análises[21], pois a reclassificação de marcas ao longo do tempo tornou os produtos incomparáveis entre os períodos[22]. Ou seja, as marcas vendidas durante a hiperinflação não eram mais vendidas em 1999[23], tornando os produtos incomparáveis. Um caso que ilustra este fenômeno é o do limão. Durante o período 1989-1993 o limão apresenta apenas uma marca, sem diferenciar as espécies de limão. Em 1996 as espécies de limão começam a ser distinguidas pelo registro de marca, tornando a amostra comparável muito pequena.

O caso citado anteriormente do arroz é ilustrativo de outro aspecto da base. O arroz apresenta diferenciação de marcas, mas tal diferenciação não é reportada. Assim são

[20] Nosso período é de 1989 - 1999 excluindo 1994, portanto 10 anos. Como são 48 quadrissemanas por ano (4 para cada mês), o período das análises soma 480 quadrissemanas

[21] Para dar robustez aos exercícios empíricos, alguns deles são feitos com amostras gradualmente filtradas em termos de frequência e número de lojas comparáveis por período.

[22] Ou torna a amostra comparável muito pequena.

[23] Claro, de acordo com a base de dados. Pode se tratar apenas de uma reclassificação.

encontrados mais de um preço do quilo de arroz para mesma loja, em um mesmo canal, na mesma quadrissemana. A diversidade de preços reflete as marcas não reportadas; o caso do arroz não é único: acontece para outros produtos também. Todas as análises feitas neste trabalho lidam com a média ou mediana dos preços relatados para cada loja, no mesmo canal, para o mesmo produto (e marca), na mesma quadrissemana. De forma que cada média e mediana é única para uma loja, num determinado canal, vendendo um definido produto (especificado por marca) em determinada quadrissemana.

Chamo cada preço da base e suas variáveis distintivas de uma cotação de preço, ou seja, especificados loja, produto, canal e quadrissemana, há múltiplas cotações registrando, possivelmente, diversos preços. São 2.869.784 cotações de preço para o período 1989-1999 excluindo 1994. Tomando a média e mediana para as cotações de preço múltiplas para a mesma loja, no mesmo canal, para o mesmo produto na mesma semana, são 2.258.797 observações. O mesmo período apresenta registros para 851 lojas diferentes, 19 canais e considerando conjuntamente loja e canal, são 1.523 registros. Especificando os 143 produtos selecionados pela marca o período registra 629 bens distintos.

Para o intervalo 1989-1999 o IPC-FIPE usa o peso de duas pesquisas familiares orçamentária diferentes: a POF 1981-1982, que pondera o índice de preços até 1993, e a POF 1991-1992 que pondera o índice de preços do restante do intervalo estudado. Os 143 produtos selecionados somam participação de $40,67\%$ para a POF 81-82 enquanto para a POF 91-92, os mesmos produtos somam 31%. Tão importante quanto a participação dos itens no IPC-FIPE é se eles seguem a mesma trajetória, isto é, se ao construir um índice de preços em que o universo de produtos são os 143 selecionados neste trabalho, este índice seguirá a trajetória do IPC-FIPE Geral. Construo o índice e apresento as trajetórias no gráfico abaixo.

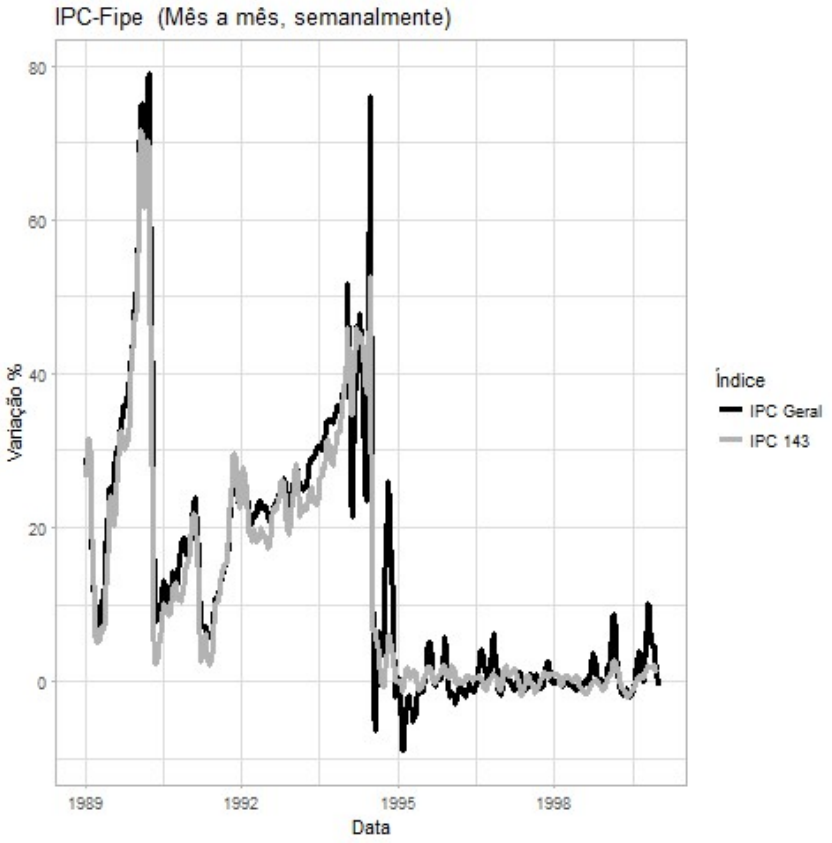

Figura 2: Gráfico IPC-FIPE Geral e IPC-FIPE Produtos Analisados

As trajetórias coincidentes dos índices apontam que a cesta formada pelos 143 produtos selecionados é representativa da cesta geral. Isso é importante porque significa que este trabalho estudo produtos com um comportamento usual, ou seja, não se trato do estudo de casos raros ou particulares. Na verdade é possível observar pelo gráfico que o IPC 143 é menos volátil, ou seja, a cesta dos produtos analisados no trabalho expurga parte produtos de comportamento particular da cesta do IPC Geral.

No Brasil, o principal índices de preços ao consumidor é o IPCA (Índice de Preços ao Consumidor Amplo) calculado pelo IBGE. É o índice tomado para a meta de inflação perseguida pelo Banco Central do Brasil e também um índice de abrangência amostral nacional[24]. Portanto o comportamento de um índice de preços acompanhar a trajetória do IPCA indica a relevância do índice no âmbito nacional. No gráfico abaixo fica evidente como o IPC-FIPE e o IPCA se movimentam no mesmo sentido. O gráfico apresenta a variação mensal (percentualmente) de preços mensurada pelos dois índices desde Janeiro

[24]Cobre áreas metropolitanas em todas regiões do país.

de 1980 até Abril de 2019.

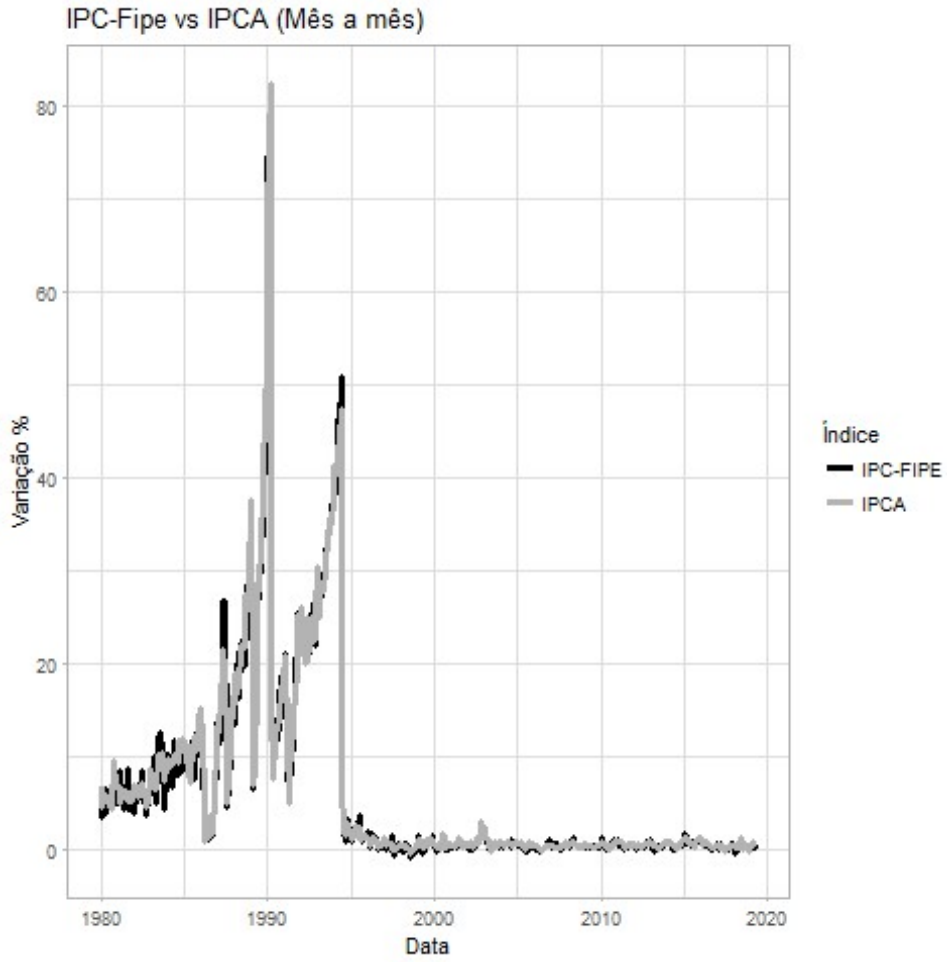

Figura 3: Gráfico IPC-FIPE e IPCA desde 1980

Apesar do gráfico apontar a maior volatilidade do IPC Geral, os índices só divergem significantemente durante o começo de 1995. A coincidência das trajetórias traz robustez às análises, mas não deve ser confundida com a possibilidade de extrapolação dos resultados para outros itens, principalmente pois selecionei arbitrariamente produtos que satisfazem um critério de homogeneidade. A robustez consiste na eliminação da possibilidade dos resultados advirem de um comportamento raro e não relevante, pois a coincidência de trajetórias mostra a regularidade da cesta que selecionei.

É interessante como o gráfico conta uma parte da história do Brasil. Repare inicialmente os níveis elevados de inflação e como eles aceleram. As quedas bruscas indicando os planos econômicos do governo Sarney e Collor, e a estabilização da moeda com o Plano Real. Os altos níveis de inflação pré-1995 não permitem que o gráfico exponha

adequadamente as trajetórias do IPC-FIPE e do IPCA desde a estabilização. Por isso a Figura 3 apresenta o período em escala mais adequada.

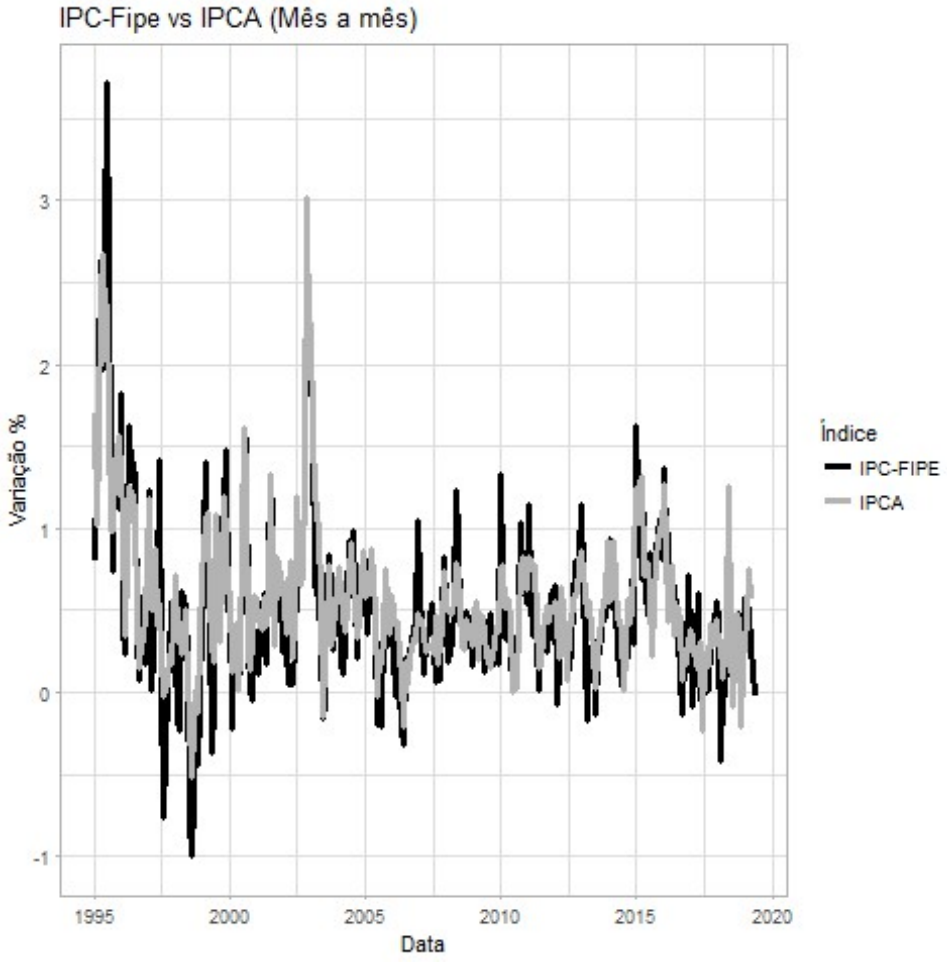

Figura 4: Gráfico IPC-FIPE e IPCA pós Plano Real

Por fim, há um característica da base de dados que traz uma complicação para os fins deste trabalho: o registro dos preços coletados por quadrissemana, sem especificar o dia. Como analisarei o comportamento dos preços identificados pelo conjunto de variáveis (loja, produto, canal, data) com a especificação apenas da quadrissemana em que a cotação foi coletada, pode ser que o comportamento estudado reflita apenas os diferentes dias de uma quadrissemana em que o coletor de preços visitou a loja. Isso porque durante o período hiperinflacionário o ajuste de preços era diário. Ou seja, a diferença entre os preços entre lojas, de um mesmo produto, em determinado canal e quadrissemana, podem ser majoritariamente explicados porque as lojas foram visitadas em dias diferentes. Para lidar com esse problema, simulo uma base de dados que emula a base

IPC-FIPE tal que a variação de preços seja proveniente apenas da visitação em diferentes dias.

4 Contexto

Em 1985, Tancredo Neves foi eleito indiretamente presidente do Brasil marcando o fim do Regime Militar instaurado em 1964. Tancredo adoeceu e foi internado na véspera da posse, morrendo sem ter sido empossado presidente. José Sarney, o vice-presidente eleito, foi empossado presidente do Brasil no dia 15 de Março de 1985.

Sarney assumiu o governo de um Brasil em condições econômicas difíceis. Os choques externos do preço do petróleo na década de 1970 acarretaram o aumento da dívida pública em moeda estrangeira, pela estatização da dívida externa privada (Carneiro, 1995), e pela escassez de financiamento externo (Carneiro e Modiano, 1995). O início da década de 1980 no Brasil é caracterizado pela forte recessão que reflete o ajuste externo brasileiro, garantido pelo acordo com o FMI em 1984.

As distorções implicadas pelo processo de ajuste externo eram evidenciadas pela inflação cuja taxa medida pelo IGP-DI[25] marcou variação de 223,8% no ano de 1984[26].

Embora o início do regime militar tenha sido marcado por um tom mais ortodoxo no âmbito econômico, os governos Geisel e Figueiredo continuaram a explorar o imposto inflacionário para financiar os investimentos ambicionados[27]. Soma-se a isso as fortes oscilações cambiais (decorrente dos choques do petróleo) e a indexação da moeda (que se acentua em um processo gradual desde a criação das Obrigações Reajustáveis do Tesouro Nacional (ORTN) no governo Castelo Branco[28]), o que gerou um cenário de inflação alta e acelerante (Franco, 2017).

Neste contexto, os primeiros governos da Nova República tentam um arsenal de políticas que estabilizem a moeda. As tentativas de estabilização eram compostas por

[25] É um índice de preços importante, foi o índice oficial do governo antes do IPCA. Ele está em consonância com as taxas marcadas pelo IPCA e pelo IPC-FIPE para 1984.

[26] Carneiro e Modiano, 1995

[27] Como os governos do fim da República Velha.

[28] As Obrigações Reajustáveis do Tesouro Nacional (ORTN) foi um título público federal que remunerava além dos juros e taxa de inflação do período, a fim de expurgar a risco de corrosão de rendimentos pela inflação do financiador.

conjuntos de políticas chamados de planos. O Plano Cruzado foi a primeira tentativa de seu tipo para a estabilização da moeda, lançado por decreto-lei em março de 1986. Entre os artigos do decreto, os de maiores consequências foram aqueles que instituíram o congelamento de preços e os instrumentos para sua manutenção (tablita). Os demais planos de estabilização, com exceção ao Plano Real, também decretaram o congelamento de preços (Franco, 2017). O congelamento de preços promovido pelo Plano Cruzado foi o mais duradouro, estendendo-se por 9 meses (Março a Novembro de 1986). O sucesso inicial foi sucedido em alguns meses por ágio e esvaziamento de prateleiras. Em janeiro de 1987 a taxa de inflação medida pelo IPCA era de 15% e acelerando.

Ao Plano Cruzado se seguiram os planos Bresser (Julho de 1987), Verão (Fevereiro de 1989), Collor I (Abril de 1990) e Collor II (Março de 1991). Todos insistindo na estratégia de congelamento de preços, que tem duração estimada idêntica entre os planos que o promoveram de 3 meses (Franco, 2017). A cada tentativa mal sucedida de estabilização via congelamento de preços a taxa de inflação parecia acelerar. É interessante notar que segundo a metodologia aplicada no Apêndice B para identificar os períodos de congelamento de preços, as durações dos Planos Collor I e II são ainda menores, cada uma com menos de 2 meses. Isso reflete o descrédito crescente desse tipo de política com a população.

Por fim, destaco que no período hiperinflacionário que abordo houve três padrões monetários. Para o período de estabilidade a única moeda a viger foi o Real. O ano de 1989 se inicia com a vigência do Cruzado Novo que dura até Fevereiro de 1990, quando é substituído pelo Cruzeiro à taxa de câmbio de 1:1. O Cruzeiro por sua vez é substituído pelo Cruzeiro Real em Julho de 1993 à taxa de 1 Cruzeiro Real para 1000 Cruzeiros (Franco, 2017). Em Junho de 1994 há a troca do Cruzeiro Real para o Real, o que não é importante metodologicamente para o trabalho já que o ano de 1994 é excluído das análises.

5 Notação

A seguir defino a notação usada nas próximas seções.

Conforme discutido na seção Base de Dados, na base de dados bruta pode haver mais de um preço referente às mesmas especificações loja, produto, canal, data. Para eliminar tal multiplicidade de preços tomo a média ou a mediana[29] para as cotações preço com os mesmos identificadores loja, produto, canal, data. Dessa maneira, especificadas as variáveis loja, produto, canal e data, há apenas uma média ou mediana de preço. O conjunto de variáveis loja, produto, canal, data, preço médio, preço mediano chamo de observação.

Qualquer observação apresenta um conjunto de variáveis que a identificam unicamente: produto, loja, canal e data. Para facilitar a comunicação, trato as quatro variáveis que identificam uma observação (produto, loja, canal, data) por quadra. São 2.258.797 quadras. Uma quadra identifica unicamente uma observação.

Nas seções seguintes os preços das quadras são agregados por alguma das variáveis fixadas na quadra. Considere a obtenção do preço médio no tempo[30] determinando as variáveis loja, canal, produto. Tal operação fixa 3 variáveis (loja, canal, produto) e varia 1 (data). Dessa maneira, chamo conjuntos fixos de três variáveis de trio. Então diria que o preço médio no tempo é a média dos preços do trio (loja, canal, produto). Da mesma forma, me refiro a conjuntos fixos de duas variáveis por par.

A fim de ilustrar o uso da notação, descrevo a construção do ranking médio de uma variável para algum dos períodos. Primeiramente é necessário calcular o ranking para cada data, isto é, ranqueia-se o preço de cada loja em relação ao trio (produto, canal, data) em que a observação está contida. Dessa forma se calcula os rankings. Segue uma complicação: primeiras quadrissemanas do mês são comparáveis apenas com primeiras quadrissemanas de outros meses (o que vale para as demais quadrissemanas também), portanto, ao agregar os rankings por data para calcular um ranking médio, é preciso fixar uma quadrissemana de referência. Assim, resumiria o cálculo do ranking médio em:

[29] As duas variáveis são analisadas.

[30] Ou seja, se trata de uma média de preços médios ou medianos.

ranqueamento dos preços por loja de cada trio (produto, canal, data) seguido de tomar a média temporal dos ranking de todas observações da quadra (loja, produto, canal, quadrissemana de referência).

6 RPV e Variação de Ranking

6.1 Metodologia e Motivação

Esta seção discute os conceitos de RPV e Variação de Ranking, a relação entre as estatísticas e sua complementariedade. Ambos conceitos mensuram a mudança da distribuição de preços ao longo de um período, entretanto os conceitos não exprimem a mesma ideia. A definição matemática das estatísticas clarifica as diferenças entre os conceitos.

Seja $p_{j,t}$ a média dos preços de todas as lojas do trio (produto, canal, quadrissemana de referência) denotado por j na quadrissemana t e $p_{i,j,t}$ o preço pelo qual o vendedor i do trio j vende seu produto na quadrissemana t. A taxa de mudança de preço (DP) da loja i no trio j é[31]

$$DP_{i,j,t} = \frac{p_{i,j,t}}{p_{i,j,t-1}} - 1$$

Seja a média da mudança de preço entre os lojistas do trio j denotada por $DP_{j,t}$, para a quadrissemana t temos

$$RPV_{j,t} = \frac{\sum_{i=1}^{I} \left(DP_{i,j,t} - DP_{j,t}\right)^2}{I-1}$$

Defino agora a variação de ranking. Um vetor de ranking na quadrissemana t do trio j, $R_{j,t}$, é o vetor em que cada elemento i denota a posição do preço da loja i em relação aos demais preços praticados pelas lojas do trio j na quadrissemana t. $\hat{r}_{i,j,t}$ é o i-ésimo elemento do vetor $R_{j,t}$, que também é o ranking de $p_{i,j,t}$ no trio j na quadrissemana t[32].

Para expurgar o efeito da variação do número de lojas em que os preços são ranqueados, tomo

$$r_{i,j,t} = \frac{\hat{r}_{i,j,t}}{n_{j,t}}$$

Tal que $n_{j,t}$ é o número de lojas do trio j na quadrissemana t. Dessa forma, o chamado ranking é na verdade o quantil em que o preço se encontra em relação aos demais preços

[31] Poderíamos usar alternativamente o logaritmo natural da razão entre o preço do período base com o anterior.

[32] No caso em que haja preços iguais, toma-se a média desse ranqueamento, isto é, divide-se o ranking desse preço pelo número de lojas empatadas em tal posição.

do trio (j,t).

Seja $\bar{r}_{i,j}$ o ranking médio da loja i no período[33]. Então, para cada loja e trio temos:

$$Var(r_{i,j}) = \frac{\sum_{t=1}^{T}(r_{i,j,t} - \bar{r}_{i,j})}{T-1}$$

Como apontado na Revisão de Literatura, a dispersão de preços é oriunda de dois componentes distintos: as qualidades idiossincráticas das lojas e da informação imperfeita por parte do consumidor. Ao considerar apenas o componente das qualidades idiossincráticas, o aumento da inflação pode aumentar a dispersão de preços por encurtar o período de vigência de preços, ou seja, via custos de menu (Bénabou, 1988). Tal mecanismo contrasta com o descrito por Fischer (1981) em que altas taxas de inflação dificultam que as lojas distinguam a natureza das mudanças de preços: se são relativas a toda economia ou idiossincráticos, se são permanentes ou temporárias. Dessa forma, cada loja entende os choques da economia refletidos pelo sistema de preços de modos distintos, levando a maior variabilidade de mudança de preços entre as lojas.

Suponha duas lojas, uma com melhor atendimento e outra com atendimento pior. É natural que a loja com melhor atendimento cobre um preço maior, já que oferece um serviço que agrega valor ao consumidor. Suponha um contínuo de consumidores com disposição a pagar pelo serviço de melhor atendimento finita e positiva. Se a diferença de preço entre as loja mais cara e mais barata aumenta, mais consumidores passarão a comprar na loja de pior atendimento; se a diferença diminui, mais consumidores comprarão seus produtos na loja mais cara. Assumindo que a distribuição de consumidores também é persistente no tempo, é razoável assumir a persistência na distribuição dos preços relativos.

No aspecto da distribuição de preços refletir os serviços oferecidos pelas lojas, como descrito no parágrafo acima, a RPV capta variação da informação possuída pelos consumidores referente aos serviços agregados pelas lojas. Isto é, caso os custos de buscas impedissem os consumidores de comprar na loja que lhes maximiza seu bem-estar e esses custos de buscas fossem eliminados, então a demanda de cada loja mudaria, o

[33] $\bar{r}_{i,j} = \frac{\sum_{t=1}^{T} r_{i,j,t}}{T}$

que acarretaria em um ajuste de preços por ambas lojas. Ainda assim a loja com melhor atendimento deveria ser mais cara do que a outra. Nesse caso, comparando o período com custos de busca com o período sem custos de busca há RPV positiva e Variação de Ranking nula, ou seja, a RPV é mais sensível a mudança na dispersão de preços. A Variação de Ranking é uma variável um pouco mais radical. Haveria variação de ranking apenas caso a loja com melhor atendimento ficasse mais barata do que a com pior atendimento.

Ainda no contexto acima, tome $RPV = a \in \mathbb{R}_+^*$. Tal RPV é resultado de dois ajustes de preço, da loja com melhor atendimento e da loja com pior atendimento. Suponha que ambas taxas de mudança de preço sejam iguais em módulo, mas uma oposta à outro (sinais invertidos). Suponha ainda que a taxa negativa seja suficiente para tornar a loja com melhor atendimento mais barata após o ajuste. Note que se o ajuste negativo incidir no preço mais caro ou no mais barato a RPV será a mesma, mas no primeiro caso há variação de ranking enquanto no segundo, não.

Suponha que esteja comparando $T > 2$ quadrissemanas agora, ou seja, estique o período analisado. Também considere dois casos ocorrendo repetidamente. Além disso, em vez de taxas de mesma magnitude, mas opostas, considera taxas de mudança de preço tais que variação bruta acarretada seja uma o inverso da outra. No primeiro caso o ajuste de preço negativo incide sobre todo período na loja que vende mais caro, fazendo com que os rankings de preço troquem todo período. No segundo caso o ajuste de preço negativo ocorre sempre na loja mais barata, de forma que nunca há variação de ranking e há tendência nos preços relativos. Os dois casos evidenciam a complementariedade das estatísticas. Somente analisando a RPV ou a Variação de Ranking não há como saber se há tendência nos preços relativos. No primeiro caso a Variação de Ranking constante e positiva conjuntamente a RPV constante indica a oscilação dos preços relativos sem tendência, embora a análise das duas estatísticas não é suficiente para inferir tendência ou não dos preços relativos para o segundo caso[34].

Note que para os modelos de custo de menu em que a estratégia ótima de preço é a regra (S,s), maior taxa de inflação aumenta a dispersão de preços, entretanto os preços

[34]Poderia ser o caso simplesmente dos preços das duas lojas estarem muito distantes de modo que os ajustes poderiam incidir alternadamente mas não ocorreria variação de ranking.

relativos são estacionários no sentido que oscilam, mas não divergem. Já para o processo de deterioração informacional sugerido por Fischer (1981) não há garantias de que os preços relativos sejam estacionários.

Por fim, ilustro um exemplo com 6 lojas de um único trio (produto, canal, quadrissemana referência) durante 5 quadrissemanas comparáveis[35]. Mostrarei dois casos, um em que há variância de ranking e outro em que não há. Esse exemplo traz mais intuição do que os anteriores pois ilustra melhor como uma mesma RPV pode representar cenários de deterioração informacional bem diferentes.

Tomo um mesmo vetor de ajuste de preços[36] para os dois casos, mas para cada caso os ajustes incidem em diferentes lojas. As figuras abaixo apresentam os dois casos construídos.

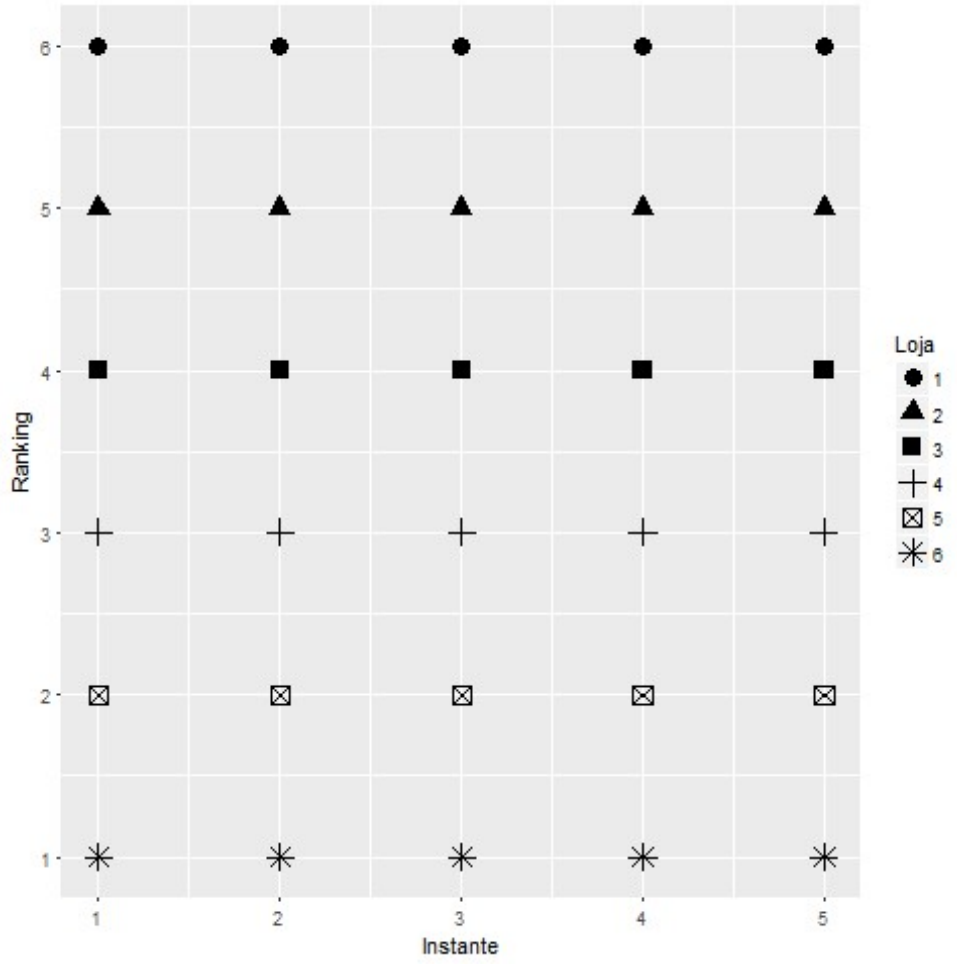

Figura 5: Exemplo RPV mantendo o ranking

[35] A extensão para N lojas e T quadrissemanas é direta.

[36] ¡-0,25; -0,35; +0,25; +0,45; -0,12; +0,12¿. Tal vetor de ajuste implica numa RPV de 0,1452.

O eixo das ordenadas representa as quadrissemanas comparáveis consecutivas, o que chamei de Instantes. O eixo vertical representa os rankings de cada loja para a trio (produto, canal, quadrissemana) e os formatos denotam as lojas (cada uma identificada por um número único). No primeiro caso, Figura 5, aloquei os ajustes de preço da seguinte forma: na transição para os instantes pares, aloco os maiores ajustes para as lojas mais caras, e na transição para os instantes ímpares aloco os menores ajuste para as lojas mais caras. Para o segundo caso, Figura 6, aloquei os ajustes de forma aos rankings variarem (sem qualquer sistematicidade específica).

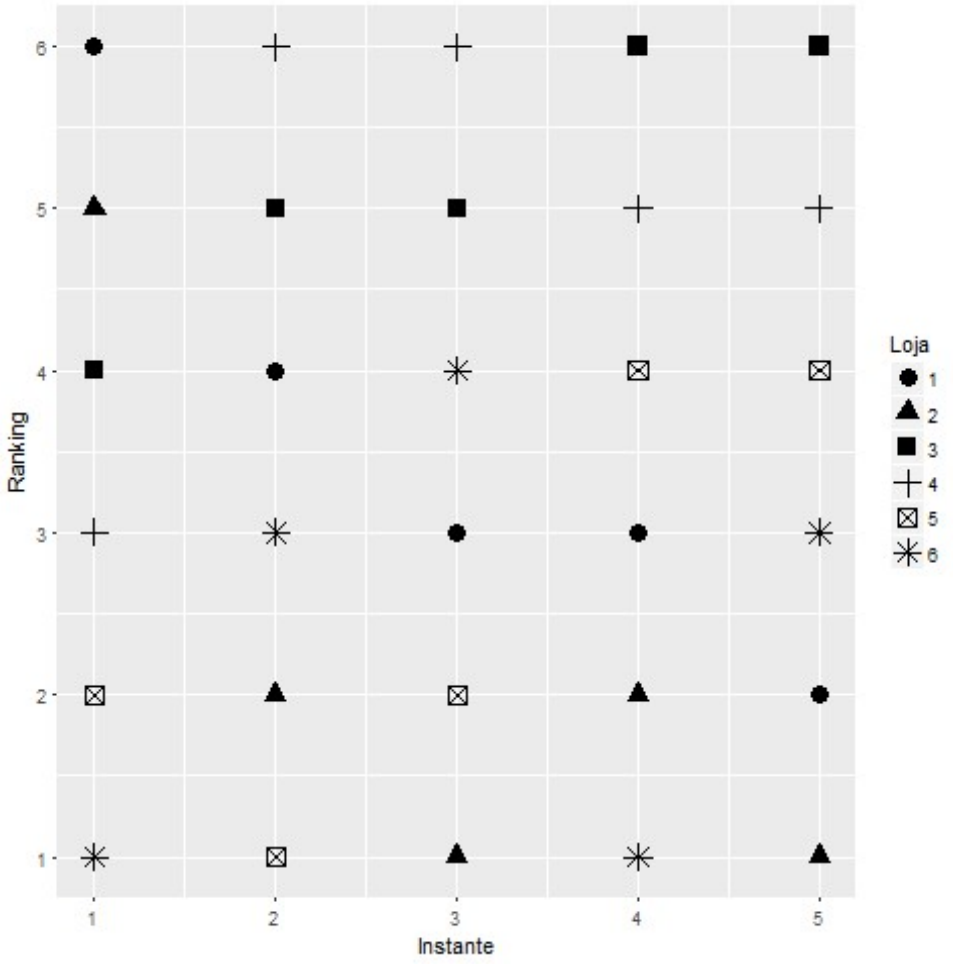

Figura 6: Exemplo RPV com variação de ranking

É notável como os dois casos são diferentes quanto à dimensão informacional e apresentam a mesma RPV. No primeiro há variação de preços oscilatória de maneira que os rankings das lojas não variam, de forma que os preços não deixam de refletir as qualidades idiossincráticas das lojas. No segundo caso é improvável que os preços das

lojas reflitam a qualidades dos serviços agregados, pois o tipo de serviço prestado pelas lojas tende a ser persistente e os rankings observados neste caso são bastante variáveis. Portanto, o segundo caso é mais indicativo do efeito da inflação conforme Fischer (1981) do que o primeiro caso.

6.2 Resultados - RPV

Durante o período hiperinflacionário ocorreram dois fenômenos que precisam ser tratados antes de aplicar a metodologia para o cômputo da RPV: os cortes de zeros das moedas nas transições de regimes monetários e os congelamentos de preços instaurados por planos de estabilização da moeda. Identifico tais períodos no Apêndice B. A metodologia consiste basicamente da observação da variação da média e mediana dos preços dos produtos em relação a quadrissemana imediatamente anterior. Descarto as quadrissemanas em que identifico congelamento de preços e corrijo os períodos em que há corte de zeros sem os descartar.

A figura 7 abaixo mostra a mediana das RPVs dos trios (produto, canal, quadrissemana) para todas quadrissemanas do período analisado. É evidente o comportamento semelhante à trajetória da taxa de inflação (Figura 3), o que remete à discussão da relação das duas variáveis e sua endogeneidade: por um lado, maiores taxas de inflação contribuem para a deterioração do ambiente informacional, constituindo uma canal em que a inflação afeta a RPV; por outro lado, a RPV é a própria dispersão de ajustes de preços, sendo tais ajustes o que compõe a taxa de inflação calculada[37]. A figura 7 também evidencia como as estatísticas de RPV computadas para o período de estabilidade são sistematicamente menores do que as computadas para o período hiperinflacionário.

[37] Veja Scharff e Schreiber (2011) para a discussão de endogeneidade entre RPV e inflação.

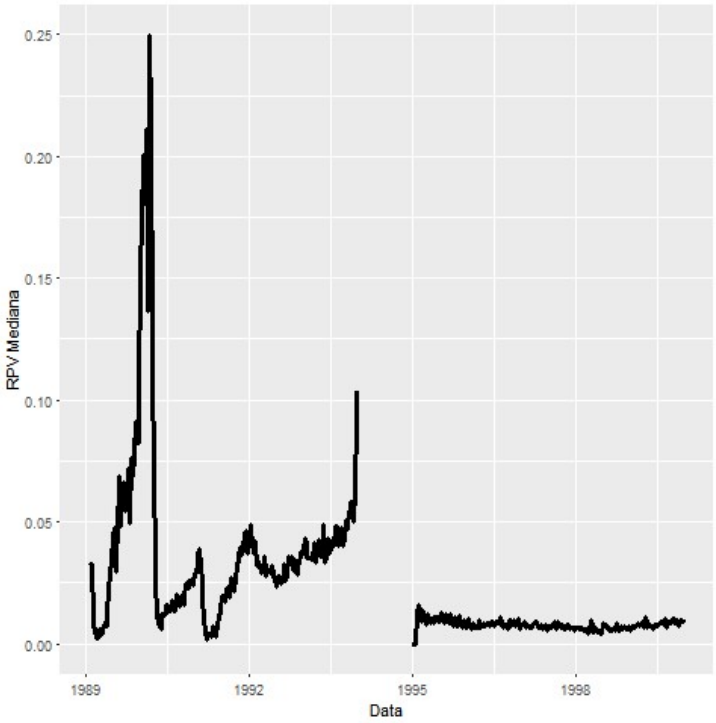

Figura 7: RPV

No gráfico a RPV é agregada na quadrissemana, sendo a mediana das RPVs de todos os trios em determinada quadrissemana. Portanto a discrepância de nível de RPV entre os períodos poderia ser decorrente da composição dos períodos, isto é, durante o período hiperinflacionário existiam mais lojas, canais e produtos naturalmente mais propensos a terem maior RPV.

Para expurgar o efeito composição da análise, agrego, para cada um dos períodos, as RPVs dos trios (produto, canal, quadrissemana) nas quadrissemanas por meio da média e mediana. Então para cada par (produto, canal) são computadas quatro estatísticas: a média e a mediana (temporais) das RPVs do par (produto, canal) para cada um dos períodos, 1989-1993 e 1995-1999. Para comparar as estatísticas entre os períodos tomo a razão das RPVs médias ou medianas entre os dois períodos. Em particular tomo a razão do período hiperinflacionário (**Pré** Plano Real) sobre o período de estabilidade (**Pós** Plano Real)[38]. Portanto cada par (produto, canal) possui duas estatísticas que comparam os períodos a razão Pré/Pós da Média de RPVs do par e à razão Pré/Pós da Mediana de

[38]Ou seja, a RPV referente ao período de hiperinflação é o dividendo da razão e a RPV que se refere ao período de estabilidade é o divisor.

RPVs. As estatísticas estão representadas na tabela abaixo. Os números apresentados expurgam as quadrissemanas para as quais identifiquei congelamento de preços.

Tabela 1: Razão das RPVs entre Hiperinflação e Estabilização

Estatística	Média	Desv. Pad.	Mín.	Pctl(25)	Mediana	Pctl(75)	Máx.
Razão das RPVs Médias (Média)	10,66	27,95	0,63	3,80	6,72	11,09	688,15
Razão das RPVs Medianas (Média)	∞	-	0,36	2,45	4,59	8,24	∞
Razão das RPVs Médias(Mediana)	10,62	27,99	1,00	3,73	6,64	11,04	688,15
Razão das RPVs Medianas (Mediana)	∞	-	0,36	2,40	4,54	8,20	∞

Excluídos Leite, Sorvete e Cigarro da tabela.

A tabela também exclui produtos que não apresentam dispersão de preços para grande parte do período (Leite, Sorvete e Cigarro). Além disso, para cada razão de RPVs, eu especifico se tomei a média ou mediana para eliminar a multiplicidade de preços das quadras (loja, produto, canal, quadrissemana), o que explicito nos parenteses da coluna Estatística. Pela tabela se nota que média ou mediana para eliminar a multiplicidade de preços não faz muita diferença em termos de Razão de RPV. A distribuição é composta por 3.284 pares (produto, canal)[39].

As colunas da tabela apontam as estatísticas da distribuição de Razões de RPVs. Os Pctl denotam os percentis aos quais o número que está em parenteses se refere. Os ∞

[39]Na verdade são apenas 933 pares distintos (produto, canal). Entretanto existem pares (produto, canal) que são de quadrissemanas de referência diferentes, não podendo ser comparados ou agregados entre si. Desta forma a distribuição de fato se refere a 3.284 pares (produto, canal), sendo parte deles de produto e canal iguais, mas não agregáveis por serem de quadrissemanas de referência distintas.

e traços na tabela decorrem que durante o período de estabilização o RPV mediano de alguns pares (produto, canal) foram 0.

Os números da tabela são bastante expressivos e apontam que a RPV durante o período hiperinflacionário de fato é maior do que no período pós Plano Real. Veja o primeiro quartil das 4 variáveis, eles indicam que para 75% dos pares (produto, canal) a RPV é pelo menos 2 vezes maior durante a hiperinflação. Se tomarmos 50% dos pares que tem maior RPV durante a hiperinflação a RPV é pelo menos 4,5 vezes maior durante a hiperinflação (o que é observado por todos os números da coluna "Mediana"serem maiores que 4,5).

Segue um histograma da Razão das RPVs Medianas (para o preço mediano) para ilustrar mais detalhadamente a distribuição das RPVs dos pares (produto, canal). Cada barra do histograma possui comprimento unitário e o eixo foi encurtado para 50 a fim de detalhar a parte de massa mais relevante da distribuição.

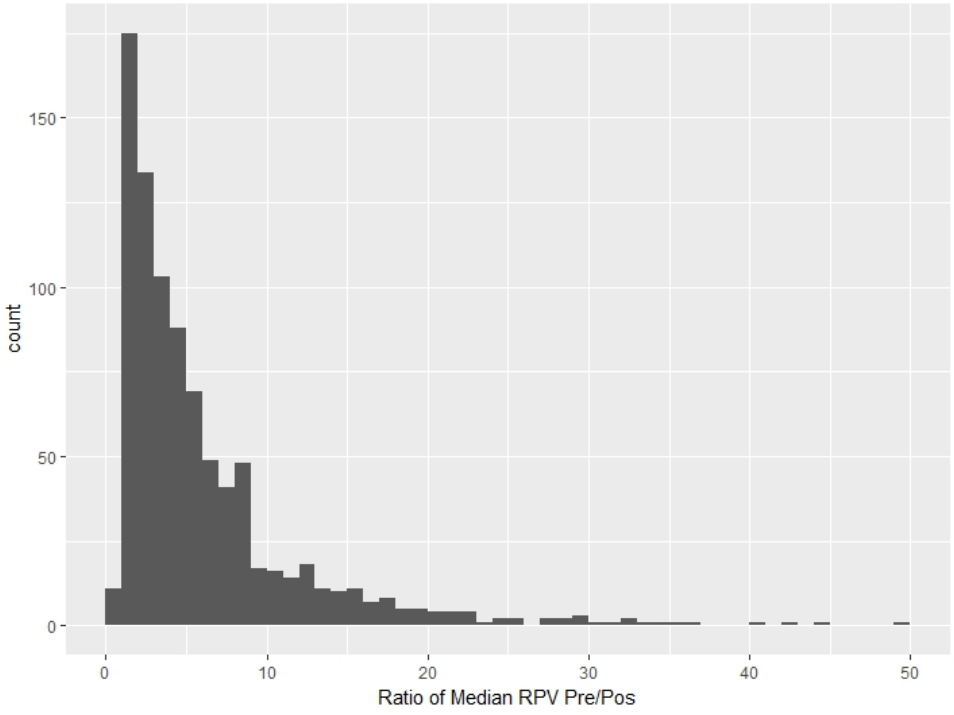

Figura 8: Histograma RPV

A fim de explicitar a discrepância entre os períodos, apresento alguns números da distribuição de razões de RPVs medianas. Apenas $1,107\%$ das observações são menores do que 1, $21,01\%$ do que 2 e $33,51\%$ menores do que 3. Os dados expostos apontam

em direção à RPV pré Plano Real ser maior do que a pós Plano Real, o que está de acordo com a evidência da RPV ser correlacionada positivamente com a inflação[40]. Ainda o resultado corrobora particularmente Álvarez *et al.* (2018) que mostra maior dispersão de preços relativos para o período hiperinflacionário argentino, em relação ao período de taxas mais baixas de inflação[41].

6.3 Variação de Ranking

6.3.1 Primeiros Resultados

Conforme argumentado na subseção Metodologia e Motivação, a variação de ranking capta um movimento mais abruptos de perda informacional comparado ao que é capturado pela RPV. Apresento os resultados para a Variação de Ranking visando evidenciar as diferenças e a relação entre as estatísticas. Sigo em linha com a subseção Resultados - RPV, apresentando a distribuição das razões de variâncias de ranking das quadras (loja, produto, canal, quadrissemana de referência), em que o dividendo é a variação de ranking durante o período de hiperinflação e o divisor é a variação de ranking durante o período de estabilidade.

O ranking do preço de uma loja depende do conjunto em que é ranqueado, no caso, o conjunto de preços das demais lojas pertencentes ao mesmo trio (produto, canal, quadrissemana). Como para a maior parte das quadras (loja, produto, canal, quadrissemana de referência) existem meses em seus preços não são registrados (chamo tais meses de *missings*), a própria variação das lojas pertencentes do trio (produto, canal, quadrissemana de referência) ao decorrer do tempo acarreta em variação de ranking da quadra (loja, produto, canal, quadrissemana de referência) por si só. Para enxergar o efeito deste fenômeno de variação do conjunto de lojas no tempo, eu calculo o ranking das quadras (loja, produto, canal, quadrissemana de referência) em relação a 3 conjuntos.

Cada conjunto é formado por lojas que satisfazem um critério em relação ao

[40] Van Hoomissen (1988), Lach e Tsiddon (1992), Konieczny e Skrzypacz (2005)

[41] Mais do que isso, Álvarez *et al.* (2018) mostra correlação positiva e estatisticamente significante para o período com altas taxas de inflação, enquanto não há correlação estatisticamente significante para o período com taxas de inflação mais próximas de zero.

número de observações na amostra, ou seja, em relação ao seu número de *missings*. Os 3 conjuntos são formados pela satisfação dos respectivos critérios: o mais abrangente (tratada por irrestrito), engloba todas as lojas do trio (produto, canal, semana de referência) que possuam registro em ao menos uma quadrissemana de cada um dos períodos (pré e pós Plano Real); o de abrangência intermediária (tratada por moderado) cujo conjunto contém quadras com até um terço de *missings* para o período, desde que os *missings* não se concentrem em um dos períodos; e o mais restritivo (tratada por restrito), que permite apenas as quadras que possuam no máximo 10 *missings* somados os *missings* dos dois períodos, o que é menos de 10% do máximo possível para uma quadra[42].

O conjunto das lojas de um trio (produto, canal, quadrissemana de referência) no qual as quadras (loja, produto, canal, quadrissemana) são ranqueadas chamo de Universo. O Universo Irrestrito (UI) é aquele que abrange todas as quadras (loja, produto, canal, quadrissemana de referência) que possuam 1 observação em cada período, conforme torno o critério mais rigoroso, tenho o Universo Moderado (UM) e o Universo Restrito (UR).

Além do universo em que os preços das lojas são ranqueados, também é possível escolher, após o cálculo dos rankings, quais serão as lojas analisadas, isto é, qual conjunto de quadras (loja, produto, canal, quadrissemana de referência) do Universo será considerado ao se tomar a variância no período. Chamo de Amostra o conjunto das lojas cujos rankings de preços do trio (produto, canal, quadrissemana de referência) foram calculados em relação à determinado Universo. As Amostras seguem os mesmos critérios dos Universos, ou seja, a Amostra Irrestrita (AI) abrange todas quadras com 1 observação para cada período, a Amostra Moderada (AM) contém as quadras com até um terço de *missings* desde que balanceado entre os períodos e a Amostra Restrita (AR) contém apenas as quadras que somam 10 *missings* de 1989 a 1999.

Suponha que tenha calculado os rankings de todas as quadras (loja, produto, canal, quadrissemana de referência) para uma determinada quadrissemana em relação ao Universo Irrestrito (UI). Então é possível escolher quais quadras desejo incluir na análise com os critérios previamente definidos. No caso do cálculo dos rankings no UI (Universo

[42]Lembre que as comparações só podem ser feitas mensalmente, de forma que o número máximo de observações é de 120, já que os períodos juntos somam 10 anos.

Irrestrito) poderia analisar apenas as quadras que satisfaçam o critério mais restritivo (apenas 10 *missings* para a soma dos períodos), ou seja, tomar a Amostra Restrita (AR). Tal análise implicaria no vetor ranking analisado apresentar buracos: suponha o caso do UI conter 20 lojas a serem ranqueadas e ao tomar como Amostra a AR, restarem apenas 5 lojas a serem analisadas. Nesse caso o vetor ranking a ser analisado poderia ser algo como $< 3, 9, 10, 13, 18 >$[43]. Note que tal vetor continuaria a expressar a ordenação de preços entre as lojas, entretanto, apenas para as lojas selecionadas pela Amostra.

É útil analisar decompondo a amostra da base de dados por Universos e Amostras para que a análise seja consistente, tendo em vista particularmente o viés decorrente de *missings*. Parte da maior consistência decorre de poder se comparar as mesmas estatísticas levando em conta diferentes conjuntos de lojas para o ranqueamento. Isso evidencia o tamanho do viés causado pelas lojas excluídas conforme o critério de número de observações na amostra aumenta. Como no UI (Universo Irrestrito) todas lojas são incluídas para o ranqueamento e no UM (Universo Moderado) apenas lojas que possuam registro em ao menos dois terços do período amostral são mantidas, então ao comparar a variação de ranking para as mesmas lojas, o que é possibilitado ao tomar Amostras iguais (que satisfaçam os mesmo filtros), observa-se a sensibilidade da estatística à viés decorrente de *missings*.

A outra parte que adiciona consistência à análise ao se decompor a amostra por Universos e Amostras é a robustez à sensibilidade ao comportamento de determinadas quadras (loja, produto, canal, quadrissemana de referência). Isso significa que a análise decomposta por Universos e Amostras permite evidenciar se o comportamento das variáveis se deve ao comportamento de alguma quadra em específico. Para ilustrar, imagine a estatística de variação de ranking para um determinada quadra para o UM AM (Universo e Amostra Moderados) e para o UM AR (Universo Moderado e Amostra Restrita), a comparação da média da variação de ranking entre UM AM e UM AR explicita a consistência da média das variações de ranking ao comportamento das quadras que foram

[43]Na verdade, de acordo com a subseção Metodologia e Motivação, o vetor seria $< 3, 9, 10, 13, 18 > /20$, ou seja, os percentis da distribuição de preços das quadras. Entretanto considero a apresentação por vetor de ranking mais comunicável e sem perda de generalidade.

excluídas pelo filtro mais criterioso.

Da mesma maneira que na análise de RPV tomo a razão das estatísticas para compará-las entre os períodos, também tomo a razão das variâncias de ranking entre os períodos. Neste caso há para cada quadra (loja, produto, canal, quadrissemana de referência) uma razão das variâncias de ranking. São distinguidos também os Universos e as Amostras em que os rankings são tomados. A tabela 2 expõe as estatística da análise.

Tabela 2: Razão das Variâncias de Ranking (com preço mediano) Pré/Pós

Estatística	Média	Desv. Pad.	Mín.	Pctl(25)	Mediana	Pctl(75)	Máx.
Universo e Amostra Irrestritos (UI AI)	5,93	178,48	0,00	0,88	1,33	2,14	14.597,01
Universo Irrestrito e Amostra Moderada (UI AM)	1,89	3,29	0,06	0,93	1,33	2,04	170,52
Universo Irrestrito e Amostra Restrito	1,95	1,88	0,21	0,99	1,41	2,23	18,92
Universo e Amostra Moderados (UM AR)	1,73	2,18	0,10	0,91	1,26	1,88	75,74
Universo Moderado e Amostra Restritos (UM AR)	1,79	1,73	0,18	0,98	1,35	2,01	28,80
Universo e Amostra Restritos (UR AR)	2,20	7,08	0,03	0,95	1,34	2,03	154,02

Excluídos Leite, Sorvete e Cigarro da tabela.

A tabela acima apresenta as estatísticas da distribuição das razões de Variação de Ranking. O ranking foi calculado no Universo especificado (pela linha) e as quadras (loja, produto, canal, quadrissemana de referência) analisadas foram as que satisfizeram os

filtros determinados pela Amostra (também especificada pela linha). Como explicado as subamostras (tanto Universo quanto Amostra) vão perdendo observações de acordo com a criteriosidade dos filtros: a irrestrita conta com 13.733 quadras (loja, produto, canal, quadrissemana de referência), a moderada com 5.521 quadras e a restrita com 1.319.

Comparando a linha UI AI com as demais se verifica como o desvio padrão dessa linha destoa das demais, confirmando a maior abrangência e diversidade de casos para a subamostra irrestrita. O UR AR também exibe maior desvio padrão, o que não é muito intuitivo. O fato decorre do critério restrito diminuir o número de lojas pertinentes ao ranqueamento, tornando os rankings mais sensíveis à variações idiossincráticas de uma loja.

A tabela evidencia que os resultados para Variação de Ranking são menos claros do que os de RPV, conforme previsto intuitivamente. A mediana das razões de variação de ranking para todos os Universos e Amostras é menor do que 2, enquanto o primeiro quartil das razões de RPV é sempre maior do que 2. Apesar da brandura da evidência de Variação de Ranking, os números ainda indicam que durante a hiperinflação há maior deterioração informacional (os primeiros quartis estão próximos a 1, enquanto média e mediana são sempre maiores que 1).

6.3.2 Bases para Aprofundar a Análise

Devido à inconclusividade da evidência trazida pela tabela 2 (a média e mediana estão razoavelmente próximas de 1), eu faço um exercício que ao incorporar maior rigor estatístico também traz maior interpretabilidade aos números. A ideia consiste em testar estatisticamente se a Variação de Ranking é maior durante a hiperinflação do que durante o período de estabilidade. Caso os rankings fossem independentes e identicamente distribuídos, sendo a distribuição dos rankings uma Normal, o teste F se enquadraria perfeitamente[44] ao caso. Entretanto é pouco provável que essas hipóteses sejam satisfeitas para a maioria dos itens. O teste F clássico, portanto, não é apropriado.

O'Neill (2014) mostra que para quaisquer processos estocásticos independentes

[44]O teste F testa a hipótese nula das variâncias serem iguais a partir da estatística da razão das variâncias.

e identicamente distribuídos (i.i.d) também é possível testar se suas variâncias diferem estatisticamente por meio de um teste F adaptado. A adaptação proposta é um ajuste nos graus de liberdade de maneira que incorpore o excesso ou escassez de curtose (comparado à distribuição Normal). Ainda assim, não é razoável assumir que os rankings sejam processos estocásticos i.i.d, pois há autocorrelação temporal para as quadras (loja, produto, canal, quadrissemana de referência) individualmente[45], refletindo a persistência das qualidades idiossincráticas das lojas. Contudo é possível generalizar a adaptação de O'Neill (2014) para processos estocásticos estacionários com autocorrelação temporal. Assumo que os rankings são processos do tipo AR(1) ou MA(1) e construo um teste F adaptado que permite testar se as variâncias de rankings entre os períodos são iguais entre os períodos via a razão de variâncias de ranking calculada. O teste F adaptado é detalhado no Apêndice C.

O teste de hipóteses F adaptado ainda exigiria o cálculo da distribuição de probabilidade dos parâmetros estimados de persistência temporal para calcular a distribuição de probabilidade da estatística adaptada. Eu proponho um exercício que oferece maior interpretabilidade aos números, mas não pode ser interpretado rigorosamente como um teste de hipóteses clássico. Em vez de tomar a contrapartida amostral dos parâmetros de persistência (do AR(1) e do MA(1)) e sua distribuição de probabilidade, eu tomo hipóteses sobre seu comportamento embasadas na contribuição de Angelis (2012) e nos dados apresentados no Apêndice C. Além disso, o exercício consiste na construção de uma região crítica comum, isto é, um intervalo real tal que, satisfeitas as hipóteses assumidas, é altamente provável que as quadras contidas neste intervalo rejeitem a hipótese nula da variância de rankings ser igual entre os períodos.

Note que o teste F, mesmo o adaptado, é um teste de Wald, o que significa que o valor crítico, e consequentemente a região crítica, do teste deriva da distribuição de probabilidade da estatística estimada e do nível de significância escolhido pelo pesquisador. Toda quadra (loja, produto, canal, quadrissemana de referência) apresenta parâmetros

[45]Também há dependência entre as quadras em uma mesma quadrissemana, entretanto tal dependência é irrelevante para o teste F, já que a variância de ranking leva em conta a mesma quadra durante um período de tempo. Dessa forma, não é sensível à correlação entre quadras.

(graus de liberdade, curtose, parâmetros de persistência) próprios, de maneira que as distribuições de probabilidades das estatísticas estimadas para cada quadra diferem entre si. A região crítica comum, que implica em um valor crítico comum, refere-se à adoção de parâmetros de toda a distribuição de quadras (loja, produto, canal, quadrissemana de referência) de modo que tomo tais parâmetros visando que a região crítica seja robusta para a maioria das quadras. Isso significa que tomo parâmetros conservadores no sentido de rejeitar a hipótese nula.

A leitura, mesmo que superficial, do apêndice C é encorajada. O maior benefício de se entender a construção dos valores críticos comuns é a segurança de sua robustez. O exercício proposto alude a um teste de hipóteses e aproveita a grande quantidade de observações da base de dados para adaptar o teste F às condições dos dados. Portanto é necessário estar seguro da robustez dos valores críticos comuns para seguir com a interpretação dos resultados. Isso porque o exercício não pode ser interpretado rigorosamente como a quantidade de quadras (loja, produto, canal, quadrissemana de referência) que rejeitam a hipótese nula do teste de hipóteses, e deve ser interpretado como a massa[46] de quadras com probabilidade alta de rejeitarem a hipótese nula para o teste de hipóteses rigorosamente dito, constituindo evidência fortemente sugestiva da ocorrência da hipótese alternativa.

Para a construção do valor crítico comum exploro 3 conjuntos de hipóteses, ou seja, são três valores críticos diferentes. Os conjuntos de hipóteses se referem aos parâmetros que são adotados, impactando diretamente os valores críticos. Todos os valores críticos, no entanto, são para um nível de significância de 5%. Vale salientar que a variação de ranking durante o período de hiperinflação é o dividendo da razão das variâncias de ranking. Dessa forma, se a razão das variâncias de ranking for maior do o valor crítico, então se rejeita a hipótese nula, indicando **maior** variação de ranking durante a hiperinflação. Enquanto uma razão das variâncias de ranking menor do que o inverso do valor crítico indica que a variação de ranking é **menor** durante o período de hiperinflação.

[46] Jargão que designa quantidade em relação à totalidade do universo.

A tabela abaixo apresenta os resultados do exercício para o Universo e Amostra Irrestritos. A tabela é útil para a explicação do exercício.

Tabela 3: Razão das Variâncias de Ranking - Universo e Amostra Irrestritas (UI AI)

P	Intervalo	Média	Mediana
4	$[0, 0.4)$	1140	1141
3	$[0.4, 0.5)$	938	932
2	$[0.5, 0.6)$	1042	1054
1	$[0.6, 1)$	3485	3520
1	$[1, 1.6)$	4542	4512
2	$[1.6, 2)$	2106	2078
3	$[2, 2.4)$	1497	1523
4	$[2.4, \infty)$	3460	3450

Os números nas colunas "Média"e "Mediana"são as quantidades de quadras (loja, produto, canal, quadrissemana de referência) cujas razões de variâncias de ranking estão contidas nos intervalos designados pelas linhas. A coluna "Média"indica que a multiplicidade dos preços foi eliminada se agregando por média, para a coluna "Mediana"vale o análogo. Os números em negrito são os patamares (coluna **P**). Cada patamar indica em que região crítica comum estão as quadras (loja, produto, canal, quadrissemana de referência). Os limiares que delimitam os intervalos são definidos pelos valores críticos comuns para cada conjunto de hipóteses. A ideia de intervalo está fortemente ligada a de região crítica.

A construção dos patamares e intervalos está detalhada no Apêndice C. Explico-os a seguir.

Patamares e intervalos são representações distintas do mesmo aspecto. Como já foi apontado, existem duas hipóteses alternativas: a variação de ranking ser maior durante a hiperinflação, ou a variação de ranking ser menor no mesmo período. Por isso existem dois intervalos para cada patamar. Por exemplo, a massa de quadras no patamar 4 indica a substancialidade com que a evidência sugere as variâncias de ranking serem distintas

para cada período, isto é, se há bastante massa no patamar 4, então uma porcentagem relevante de quadras apresenta razão das variâncias de ranking que com alta probabilidade rejeitam a hipótese nula para qualquer conjunto de hipóteses. Contudo há de se diferenciar os intervalos: a massa de quadras no intervalo $[0; 0,4)$ é evidência sugestiva da variação de ranking ser **menor** durante o período hiperinflacionário. Enquanto a massa de quadras no intervalo $[2,4; \infty)$ consubstancia a evidência da variação de ranking ser **maior** para o período de hiperinflação.

As quadras no 1º patamar têm razão das variâncias de ranking mais próximas de 1 do que os valores críticos comuns para qualquer conjunto de hipóteses, ou seja, é altamente provável que as quadras nesse patamar não rejeitem a hipótese nula para nenhum conjunto de hipóteses. Em outras palavras, as quadras no 1º patamar não se encontram na região crítica comum para qualquer conjunto de hipóteses assumido. O 2º patamar acolhe justamente as quadras que possuem razão de variância de ranking suficiente para rejeitarem a hipótese nula com alta probabilidade se satisfizer o conjunto de hipóteses mais favorável, àquele que faz com que o valor crítico comum seja o mais próximo de 1. Mas a probabilidade das quadras no 2º patamar rejeitarem a hipótese nula para os outros 2 conjuntos de hipóteses é desprezível (quase nula). As quadras do patamar 3 muito provavelmente estão mais distantes de 1 do que os dois valores críticos mais próximos de 1. Por fim, no patamar 4, a hipótese nula é rejeitada para qualquer conjunto de hipóteses com alta probabilidade, ou seja, as quadras contidas no 4º patamar pertencem à região crítica para qualquer um dos 3 conjuntos de hipóteses.

Chamo o conjunto de hipóteses mais favorável a apontar diferença de variação de ranking entre os períodos de A, o intermediário de B e o mais exigente de C. O que significa que o valor crítico médio calculado tomando o conjunto de hipóteses A como verdadeiro está mais próximo de 1 do que o valor crítico médio que assume o conjunto de hipóteses B. Ambos valores críticos médios (A e B) estão mais próximos de 1 do que o valor crítico médio que assume o conjunto de hipóteses C.

Dessa maneira, a tabela deveria ser lida da seguinte forma: 938 quadras[47] (loja,

[47]Segunda linha, segunda coluna.

produto, canal, quadrissemana de referência) apresentam Razão das Variâncias de Ranking entre 0,4 e 0,5 (quando se exclui a multiplicidade dos preços tomando a média). Isso significa que 938 quadras tem Razão das Variâncias de Ranking mais distantes de 1 do que o valor crítico comum dado o conjunto de hipóteses A, mas mais próximas de 1 do que os valores críticos comuns para o conjunto de hipóteses B e C. Isso significa que essa massa de quadras tem Razão das Variâncias de Ranking indicando menor variação durante o período de estabilização ao se tomar o conjunto de hipóteses A, porém, ao se tomar os conjuntos de hipóteses B ou C, as 938 quadras são evidência que aponta para não haver diferença entre a Variação de Ranking entre os períodos de hiperinflação e estabilização.

Os conjuntos de hipóteses são os seguintes:

- **Conjunto A:** É assumido que os rankings da quadra (loja, produto, canal, quadrissemana de referência) seja um AR(1) estacionário ou um MA(1). Além disso, faço o ajuste para a curtose, aceitando a assunção de caudas fora do padrão.
- **Conjunto B:** Considero os rankings de uma quadra um processo i.i.d com caudas fora do padrão, ajustando o valor crítico pela curtose da distribuição dos rankings.
- **Conjunto C:** É assumido que os rankings sejam processos i.i.d com caudas padrão.

O valor crítico comum que toma o conjunto de hipóteses A está mais distante de 1 do que as razões de variação de ranking das quadras contidas no 1º patamar. Enquanto as quadras contidas no patamar 2 apresentam razões de variância de ranking mais distantes de 1 do que o valor crítico dado o conjunto de hipóteses A, mas não distantes o suficiente para superarem a distância de 1 dos valores críticos dados conjuntos de hipótese B e C. O 3º patamar indica as quadras cuja distância de 1 da variação de ranking ultrapassa a distância de 1 dos valores críticos determinados pelos conjuntos de hipótese A e B, mas não do valor crítico determinado pelo conjunto C. Finalmente, as estatísticas das quadras no patamar 4 estão mais distantes de 1 do que os valores críticos determinados por qualquer conjunto de hipóteses.

É interessante que usualmente o favorecimento à rejeição da hipótese nula tomaria a ordem contrária. Isto é, o conjunto C estabeleceria o valor crítico mais próximo de 1 e

o A o mais distante. Entretanto, o ajuste de curtose beneficia a rejeição da hipótese nula pois a amostra de rankings indica, conforme discutido no Apêndice C, que há escassez de curtose e não excesso, que é o caso mais usual. Além desse efeito, o componente de persistência temporal é maior (na amostra) durante o período de estabilização, tornando a variância de longo prazo[48] maior em relação à estatística do período hiperinflacionário. Note que uma maior persistência no tempo durante o período pós Plano Real indica justamente melhor qualidade informacional para o período, o que é consistente com a intuição e com a evidência produzida por Angelis (2012).

Insisto que não se deve inferir que os números da tabela são o número de quadras (loja, produto, canal, quadrissemana de referência) que rejeitam ou não a hipótese nula para o conjunto de hipóteses de cada patamar, porque cada quadra apresentaria seu próprio valor crítico. A ideia do exercício é aproveitar a grande quantidade de observações e heterogeneidade da amostra para fazer aproximações[49]. Embora as aproximações sejam razoáveis, afirmar que para 1140 quadra a variação de ranking[50] é maior durante o período pós Plano Real (primeira linha da tabela, segunda coluna) é tratar o exercício de maneira excessivamente rigorosa. A forma correta de ler a tabela seria: uma massa não desprezível de quadras estão em um intervalo ($[0; 0,4)$] que indica solidamente maior variação de ranking durante o período de estabilidade. Portanto o exercício faz uma alusão ao teste de hipóteses, resultando em evidência forte, mas não em resultados de inferência estatística.

6.3.3 Aprofundando a Análise

Como a tabela anterior aponta não haver diferença significativa ao excluir a multiplicidade de preço das quadras agregando por média ou mediana, sigo mostrando os resultados para a agregação por mediana. Além disso, as colunas da próxima tabela representam os Universos e Amostras. Em vez da tabela exibir os números de quadras em absoluto, como a tabela anterior, são exibidas porcentagens em relação ao total de

[48] Variância de longo prazo é o termo usado em séries temporais para descrever a variância da média amostral. Quão mais persistente um processo, maior será sua variância de longo prazo, assumindo a mesma autocovariância de mesmo período (a variância amostral calculada para a variável aleatória).

[49] Veja o Apêndice C que detalha outras aproximações realizadas.

[50] Ao agregar os preços das quadras (loja, produto, canal, quadrissemana) por média. Caso quisesse analisar a agregação por mediana, olharia a terceira coluna em vez da segunda.

quadras por Universo e Amostra.

Tabela 4: Razão de Variâncias de Ranking (preço mediano) - Quadras

	Intervalo	UI AI	UI AM	UI AR	UM AM	UM AR	UR AR
4	$[0; 0,4)$	6,3%	1,8%	1,4%	2,7%	1,4%	5,2%
3	$[0,4; 0,5)$	5,1%	2,2%	2,3%	3,0%	2,7%	5,4%
2	$[0,5; 0,6)$	5,8%	3,2%	2,0%	4,1%	2,5%	6,6%
1	$[0,6; 1)$	19,3%	22,0%	19,5%	23,4%	20,3%	19,0%
1	$[1; 1,6)$	24,8%	33,0%	32,6%	33,2%	34,6%	25,7%
2	$[1,6; 2)$	11,4%	12,2%	12,2%	11,1%	13,3%	12,6%
3	$[2; 2,4)$	8,4%	7,3%	8,3%	6,5%	6,9%	9,4%
4	$[2,4; \infty)$	18,9%	18,3%	21,8%	15,9%	18,4%	16,0%

Primeiro repare na estabilidade da ordem dos níveis das linhas, ou seja, em uma mesma linha não há porcentagens discrepantes. Isso é um indicativo de que há pouco viés decorrente das quadras (loja, produto, canal, quadrissemana de referência) que possuem poucas observações afetarem os rankings nas quadrissemanas que aparecem. Conforme o esperado por esse efeito, a coluna UI AI (Universo e Amostra Irrestritos) é a que mais difere das demais colunas, pois, por definição, trata-se do Universo e da Amostra que abrangem a maior diversidade de quadras[51]. A coluna referente ao Universo e Amostra Restritos (UR AR) também de distingue um pouco mais das demais, o que decorre dos trios (produto, canal, quadrissemana de referência) possuírem menos lojas para o ranqueamento, tornando os rankings mais sensíveis a movimentos idiossincráticos de algumas lojas.

A união dos 5 menores intervalos, $[0; 1,6)$, forma o intervalo em que as quadras têm, com alta probabilidade, variância de ranking durante o período de hiperinflação estatisticamente menor ou igual à variância de ranking durante o período de estabilidade. Note que a coluna UI AR é a que apresenta menor porcentagem de quadras nesta união de

[51]Por ser menos criterioso em relação ao número de observações na amostra para as quadras (loja, produto, canal, quadrissemana).

intervalos. Mesmo assim para a coluna UI AR $52,1\%$ das razões de variação de ranking calculados em UI AR são, com alta probabilidade, estatisticamente iguais a 1[52]. Ou seja, a evidência prepondera a igualdade da variação de ranking das quadras durante os dois períodos. Note que para outros Universos e Amostras o porcentual de quadras em que não há diferença estatisticamente significante entre os períodos é ainda maior (UI AM, UM AM, UM e AR). Ao mesmo tempo, as quadras que indicam menor variação de ranking durante o período de hiperinflação (os 3 intervalos de menores limiares) somam participação de $9,8\%$ para UM AM, que é o caso com maior massa de quadras nesses intervalos quando excluídos UI AI e UR AR, que são as colunas mais destoantes das demais.

Não obstante, a tabela sugere claramente que a evidência suporta melhor a hipótese de maior variação de ranking durante a hiperinflação do que a hipótese de menor variação de ranking neste período. Isso é evidenciado pela massa de quadras no intervalo $[1,6;\infty)$ de no mínimo 30% para qualquer coluna. Ainda observe que a massa de quadras nos primeiros patamares supera a massa de quadras nos 3 intervalos de maiores limiares somados, $[1,6;\infty)$. Dessa forma, a hipótese melhor sustentada pela evidência é de que a variação de ranking é estável entre os períodos.

A distribuição das razões de variação de ranking exposta pela tabela é heterogênea, como descrito nos parágrafos anteriores, o que dificulta uma resposta simples para a pergunta de se há maior variação de ranking durante o período de hiperinflação. A tabela mostra que a massa com maior relevância (cerca de 50%) de quadras (loja, produto, canal, quadrissemana de referência) se concentra nos intervalos que indicam variação de ranking igual entre os períodos; uma segunda massa relevante (de aproximadamente um terço), mas menor do que a primeira, sugere maior variação de ranking durante a hiperinflação; enquanto existe uma massa muito menor (cerca de 10%) apontando para menor variação de ranking durante o período de hiperinflação.

O mais parcimonioso é interpretar que existem dois fenômenos: o mais comum é a manutenção do nível de variância de ranking entre as quadras, e o mais raro é a maior

[52]Para ver isso some a porcentagem dos dois intervalos que configuram o 1º patamar.

variação de ranking durante a hiperinflação. Talvez, mesmo sendo um fenômeno menos frequente, a maior variação de ranking durante a hiperinflação para algumas quadras já seja suficiente para configurar uma perda informacional significante na economia. Já as quadras nos intervalos que indicam menor variação de ranking durante a hiperinflação são muito rarefeitos para serem tomados como sugestivos de um fenômeno sistemático, isto é, a pouca massa nesses intervalos indica que a menor variação durante o período hiperinflacionário decorre de causas distintas à estabilização da moeda.

Surge naturalmente a questão de se a variação de ranking das quadras é proveniente da variação da idiossincrática das lojas. Apesar da evidência conflituosa sobre a importância das qualidades idiossincráticas das lojas para explicar a dispersão de preços de um mesmo produto[53], se o componente loja explica parte da dispersão de preços então pode ser por meio deste componente que a inflação deteriora a informação dos agentes, ou seja, as lojas e os consumidores não saberiam reconhecer as qualidades das lojas em termos de preço. Eu sigo a análise investigando essa hipótese.

A tabela 5, que segue abaixo, mostra o número porcentual de lojas cuja mediana das razões de variâncias de ranking de todas as quadras (loja, produto, canal, quadrissemana de referência) que especificam tal loja em cada intervalo. Isto é, estou tomando a mediana das razões de variâncias de ranking em torno da loja e repetindo a análise anterior. Note que a tabela abaixo só especifica os universos em que os ranking são computados, já que a tabela 4 mostra que viés decorrente de quadras com poucas observações amostrais é baixo.

[53]Kaplan e Menzio (2015) mostra que apenas 10% da dispersão de preços decorrem das idiossincrasias das lojas, enquanto Berardi *et al.* (2017) aponta as idiossincrasias das lojas com principal fonte de dispersão de preços.

Tabela 5: Razão de Variâncias de Ranking Mediana (preço mediano) - Loja

P	Intervalo	UI	UM	UR
4	$[0; 0, 4)$	0,3%	0,4%	0,0%
3	$[0, 4; 0, 5)$	0,5%	0,4%	0,8%
2	$[0, 5; 0, 6)$	1,0%	1,5%	1,6%
1	$[0, 6; 1)$	11,1%	13,1%	16,0%
1	$[1; 1, 6)$	48,1%	52,6%	40,8%
2	$[1, 6; 2)$	17,6%	14,6%	17,6%
3	$[2; 2, 4)$	8,8%	7,1%	9,6%
4	$[2, 4; \infty)$	12,7%	10,4%	13,6%

Antes de analisar a tabela, há de se discutir a perda de rigor dos limiares devido a agregação em torno da loja. A perda de rigor deriva dos diferentes quadras de uma mesma loja estarem correlacionados, de forma a impactar na variância de longo prazo da razão da variância de ranking. Portanto a alusão ao teste de hipóteses fica ainda mais frágil, o que me leva a tratar o segundo patamar como um patamar indicativo de igualdade da variação de ranking entre os períodos. Pelo mesmo motivo, inclusive o 3º patamar se torna menos sugestivo de um nível de razão de variância de ranking suficientemente distante de 1 para que seja evidência da diferença da variação de ranking entre os períodos.

Ponderados os limites do exercício, veja como também não há discrepâncias entre as mesmas linhas da tabela. Isso aponta pouca sensibilidade contra viés de quadras (loja, produto, canal, quadrissemana de referência) que são esparsos em número de observações na amostra. A massa de lojas se concentra nos patamares que indicam não haver diferença estatisticamente significante. A outra porção significante de lojas se agrupa nos dois últimos intervalos de maiores limiares, indicando lojas cuja variação de ranking é maior durante a hiperinflação com probabilidade significativa.

Quando analiso a média das razões de variância de ranking por loja conjuntamente à mediana, apresentada na tabela 5, ganho uma perspectiva das caudas da distribuição. A tabela 6 mostra a seguir o porcentual de lojas cuja média das razões de variância de

ranking em cada intervalo.

Tabela 6: Razão de Variâncias de Ranking Média (preço mediano) - Loja

P	Intervalo	UI	UM	UR
4	$[0; 0, 4)$	0,3%	0,0%	0,0%
3	$[0, 4; 0, 5)$	0,3%	0,0%	0,8%
2	$[0, 5; 0, 6)$	0,5%	0,7%	0,8%
1	$[0, 6; 1)$	5,4%	9,7%	8,0%
1	$[1; 1, 6)$	23,0%	37,7%	32,8%
2	$[1, 6; 2)$	22,0%	22,4%	28,0%
3	$[2; 2, 4)$	15,0%	10,4%	8,0%
4	$[2, 4; \infty)$	33,6%	19,0%	21,6%

Observe como novamente cada linha apresenta porcentuais da mesma ordem. No entanto o mais importante a se notar é a distribuição da massa de lojas. Quando se compara a Razão de Variâncias de Ranking Média à Mediana se nota que parte da massa migra do 1º patamar (na Mediana) para os intervalos que sugerem maior variação de ranking durante o período de hiperinflação com patamares mais altos (na Média). É possível concluir, por meio da análise conjunta das tabelas de média e mediana, que em determinadas lojas há pares (produto, canal) que tem variação de ranking significantemente maior durante a hiperinflação, enquanto para a maioria de pares da mesma loja não há diferença significativa entre os período de variação de ranking. O resultado sugere que parte significativa da maior variação de ranking durante a hiperinflação é explicado pela variação por loja, enquanto outra parte também significativa é explicada pelo componente loja - produto.

Visando a continuidade da análise por lojas, apresento as mesmas tabelas agregando em torno dos produtos. Isto é, toma-se a média ou mediana das razões de variância de ranking das quadras (loja, produto, canal) para um determinado produto. Tal agregação incorre na mesma perda de rigor que a agregação por loja. A análise por produto é fundamental porque indica se as conclusões da análise por loja são decorrentes da composição

de produtos que as lojas vendem, ou seja, se a maior razão de variâncias de ranking média ou mediana de algumas lojas se deve por essas venderem uma cesta de produtos mais propensos a ter maior variação de ranking durante a hiperinflação, em vez da maior variação de ranking durante a hiperinflação decorrer da dificuldade em reconhecer as qualidades idiossincráticas das lojas.

Segue a tabela para mediana das razões de variância de ranking agregadas pelo produto.

Tabela 7: Razão de Variâncias de Ranking Mediana (preço mediano) - Produto

P	Intervalo	UI	UM	UR
4	$[0; 0,4)$	0,0%	0,0%	0,0%
3	$[0,4; 0,5)$	0,0%	0,0%	0,0%
2	$[0,5; 0,6)$	0,0%	0,0%	0,0%
1	$[0,6; 1)$	5,2%	9,0%	10,6%
1	$[1; 1,6)$	71,4%	75,7%	66,7%
2	$[1,6; 2)$	16,7%	12,5%	13,6%
3	$[2; 2,4)$	2,6%	2,1%	4,5%
4	$[2,4; \infty)$	4,2%	0,7%	4,5%

Em primeiro lugar, observe a massa nula de produtos nos intervalos que sugeririam que os produtos tem menor variação de ranking durante a hiperinflação. Veja também como a massa desses mesmos intervalos é desprezível nas tabelas 5 e 6 (que agregam por loja). Os dois fatos em conjunto sugerem que as quadras (loja, produto, canal, quadrissemana de referência) que tem menor variação de ranking durante o período de hiperinflação (retome a tabela 4 e veja como a massa dessas quadras não é desprezível) são casos idiossincráticos que ocorrem sem qualquer sistematicidade.

Se por um lado não há evidências de que determinados produtos tenham variação de ranking sistematicamente menor durante a hiperinflação, a massa de produtos cuja variação de ranking é maior durante a hiperinflação com alta probabilidade é pequena, de forma a evidência não suporta que seja pelo componente dos produtos que há maior

variação de ranking durante a hiperinflação. Assim, a massa quase inteira de produtos se encontra concentrada nos patamares indicativos de não haver diferença estatisticamente significante da variação de ranking entre os períodos.

Tabela 8: Razão de Variâncias de Ranking Média (preço mediano) - Produto

P	Intervalo	UI	UM	UR
4	$[0; 0,4)$	0,0%	0,0%	0,0%
3	$[0,4; 0,5)$	0,0%	0,0%	0,0%
2	$[0,5; 0,6)$	0,0%	0,0%	0,0%
1	$[0,6; 1)$	0,0%	3,5%	6,1%
1	$[1; 1,6)$	27,6%	48,6%	43,9%
2	$[1,6; 2)$	16,7%	22,9%	25,8%
3	$[2; 2,4)$	18,8%	15,3%	12,1%
4	$[2,4; \infty)$	37,0%	9,7%	12,1%

A tabela 8 contém os números referentes à média das razões de variância de ranking agregadas para produto. Note como, em congruência com a tabela para a mediana, os intervalos de menores limiares não possuem massa. Por outro lado, há deslocamento de massa dos intervalos médios para os intervalos de maiores limiares em comparação com a tabela para a mediana. Assim como no caso da agregação por lojas, há pares (loja, canal) cuja variação de ranking é significantemente maior durante a hiperinflação. Contudo para maior parte dos pares de um mesmo produto, a razão de variância de ranking é menos expressiva.

O aumento de massas no intervalos de maiores limiares (intervalo $[2; \infty)$) quando se compara a média das razões de variâncias de ranking à mediana tanto agregando por loja como por produto indica que o componente loja - produto é importante para explicar a maior variação de ranking durante a hiperinflação. Isso significa que além da dificuldade em se reconhecer as qualidades idiossincráticas das lojas, a deterioração informacional atinge a estratégia de como cada loja decide precificar seus produtos. Ademais, note como a mais deslocamento de massa no caso da agregação por produto é maior do que

o deslocamento para a agregação por loja, o que reforça que existem algumas lojas cuja variação de ranking é bastante superior durante o período de hiperinflação.

Friso a insignificância das massas nos intervalos indicativos de menor variação de ranking durante a hiperinflação nas tabelas que agregam por loja e produto. Relembre que para olharmos desagregadamente para a distribuição de razões da variância de ranking para as quadras, essa massa era pequena, mas não nula. O que explica a incongruência dessas massas é o fato de as quadras com variância de ranking menor durante a hiperinflação serem casos idiossincráticos, isto é, serem ocorrências sem qualquer sistematicidade. Portanto, não caracteriza o processo de melhora ou deterioração informacional.

Note que ao subtrair da massa dos dois intervalos de maiores limiares ($[2; \infty)$) a massa dos dois intervalos de menores limiares ($[0; 0,5)$) da análise por quadras (tabela 4), o resultado obtido é próximo à massa somada nos dois intervalos de maiores limiares da análise por loja (tabela 5). A conjectura que explica a conta anterior é a seguinte: se há uma pequena massa de quadras cuja menor variação de ranking durante a hiperinflação decorre apenas de casos idiossincráticos, também é razoável que haja uma pequena massa de quadras que tem maior variação de ranking durante a hiperinflação que também seja fruto de casos idiossincráticos. Quando se expurga da massa total de quadras que variam mais (em termos de ranking) no período hiperinflacionário a massa decorrente dos casos idiossincráticos, a massa da diferença é referente às quadras que variam mais de ranking durante a hiperinflação devido a razões sistêmicas, isto é, de fundamento econômico[54]. Dessa forma note que a massa da diferença ainda é razoável, dando suporte a evidência de que as quadras tem maior variação de ranking durante o período hiperinflacionário devido distorções da economia. A comparação da massa da diferença com a massa da análise por loja (porcentagens próximas) no intervalo $[2; \infty)$ sugere que é a maior variação de ranking por loja (para algumas lojas) que explica o fenômeno. Tal conjectura atribui ao fator loja o fato de algumas quadras terem maior variação de ranking durante o período hiperinflacionário.

[54]No caso o fundamento econômico das quadras variarem mais de ranking durante a hiperinflação é a maior dificuldade em se reconhecer as qualidades idiossincráticas das lojas e em estabelecer estratégia de preços para produtos específicos.

Um motivo para que o fator loja determine que apenas uma massa de quadras tenham maior variância de ranking durante a hiperinflação é a construção de reputação e captura de um público alvo como estratégia das firmas para lidar com o problema de deterioração informacional e custos de busca, como apontou Stigler (1961). Por exemplo, uma loja famosa pelos serviços de baixa qualidade e preços baratos atrai o consumidor pouco propenso a buscar com menor disposição a pagar pelo bem. Dessa maneira a reputação aumenta a disponibilidade informacional sobre as qualidades idiossincráticas das lojas, melhorando o ambiente informacional.

É intuitivo imaginar que as lojas detentoras de uma reputação estável são as lojas que estão nos extremos da distribuição em termos de ranking. Isto é, ou são as lojas com serviços de qualidade e preços altos, ou são as lojas más servidoras com preços baixos. Os dois gráficos abaixo (Figuras 9 e 10) auxiliam na verificação da conjectura. Cada ponto do gráfico é um par (Rank Mediano durante todo o período, Variação de Ranking durante todo o período) referente a uma quadra (loja, produto, canal, quadrissemana de referência). E a linha é uma média móvel dos pontos.

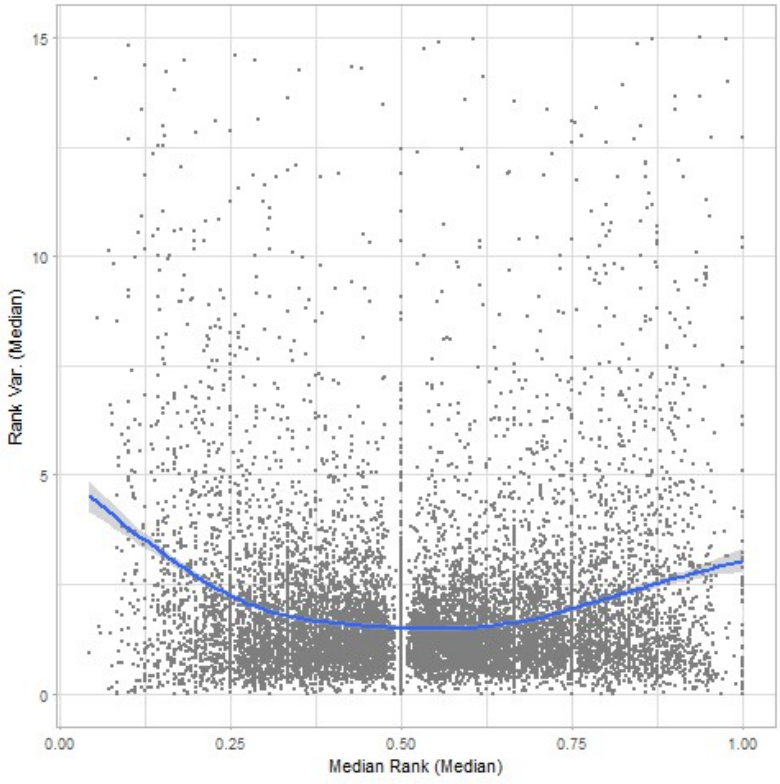

Figura 9: Ranking Mediano vs Variação de Ranking UI AI

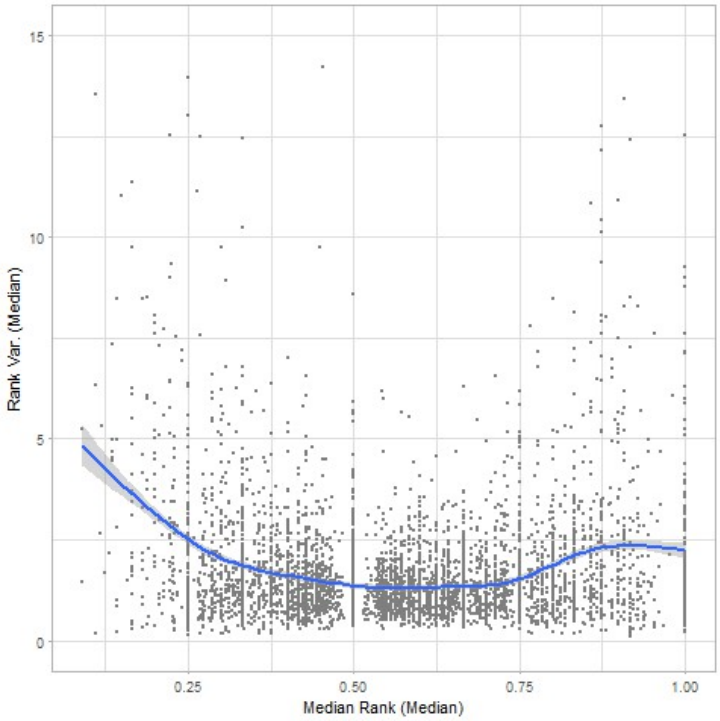

Figura 10: Ranking Mediano vs Variação de Ranking UM AM

A Figura 9 representa os dados calculados no Universo Irrestrito, enquanto os dados da Figura 10 são calculados para as quadras que seguem os critérios do Universo Moderado. Considero o Universo Restrito pouco informativo nesse caso, devido a poucas quadras satisfazerem seus critérios.

Os gráficos contradizem a intuição da conjectura. Em ambos os gráficos se observa que há maior variação de ranking nas quadras que estão nos extremos em termos de ranqueamento.

Vale ponderar o efeito do tamanho do período analisado sobre o fator loja determinar maior variação de ranking durante 1989-1993. As características das lojas são persistentes no tempo, mas persistência não significa imutabilidade e sim suavização de movimentos. Ao alongar os períodos analisados, o mais provável é que a mesma loja possua características distintas nos extremos do período analisado. Nesse sentido o período de tempo é razoavelmente longo, o que explicaria porque não é observável lojas de rankings extremos variando mais.

Ressalto, no entanto, que ao abordar a questão dos ranking no Universo Irrestrito,

que abrange todas as quadras, a questão do longo período analisado é amenizada. Pois os critérios do Universo Irrestrito permitem quadras registrados a partir de 1992 e que acabem em 1997, de forma que a análise contém quadras com presença em menores intervalos de tempo.

Por fim, contribuo com uma última hipótese a ser investigada por futuros estudos. Uma estratégia possível das lojas é ter preços mais caros em relação às demais lojas para alguns produtos e preços mais baratos para outros. Em Kaplan e Menzio (2015) as qualidades idiossincráticas da loja por si só explicam pouco da dispersão de preços, enquanto que os preços de determinados produtos em determinadas lojas explica cerca de um terço da dispersão de preços. Pode ser o caso para a minha amostra, de modo que o impacto informacional pelo canal de loja é pequeno, porque a relevância das qualidades idiossincráticas das lojas é pequena para dispersão de preços. Dessa forma a loja manteria essa distribuição de preços relativamente altos e baixos entre os produtos sistematicamente. Assim não é o fator loja que determina as quadras que possuem maior variação durante a hiperinflação. A seção Regressão expande essa abordagem a fim de consubstanciar a irrelevância do fator loja para o caso.

7 Simulação

A limitação da base de dados em prover apenas as quadrissemanas em que os preços são coletados, mas não especificar os dias, permite uma distorção na análise dos rankings. Tal distorção acontece pois o preço de uma loja de um par (produto, canal) pode ser ajustado em um dia diferente do que o das outras lojas do mesmo par. Esta distorção é particularmente preocupante no período hiperinflacionário quando o ajuste de preços diário era a regra[55].

Dessa maneira, é necessário tentar quantificar o efeito desse ajuste diário de preços na variação de ranking. Para isso construo uma base de dados simulada em que a única fonte de variação de preços das quadras (loja, produto, canal, quadrissemana de referência) é o ajuste de preços em dias diferentes. A partir dessa base simulada, aplico a mesma metodologia para calcular a variação de ranking e então comparo os resultados da base original da FIPE com a base simulada.

7.1 Metodologia

A simulação emula o ajuste diário de preços como era regra no período hiperinflacionário. Imagine o seguinte cenário: o coletor de preços visita dois açougues durante uma terça-feira, 2ª quadrissemana de Abril. Foquemos no preço do quilo do coxão mole. Sabe-se que o coletor deve voltar aos dois açougues na 2ª quadrissemana de Maio. Quando ele retorna em Maio, ele visita um dos açougues no primeiro dia da quadrissemana, digamos, segunda-feira, enquanto que só coleta o preço do quilo coxão mole no outro açougue no sábado, sexto dia da quadrissemana. O preço registrado do açougue de sábado tende a ser maior do que o do açougue visitado na segunda-feira, pois ao preço do primeiro açougue já se incidiu 5 reajustes diário a mais do que no preço do açougue visitado na segunda-feira. Isso em um período de hiperinflação. Mesmo que na segunda-feira o preço do quilo do coxão mole fosse mais barato no açougue visitado sábado, é bem provável que o preço registrado seja maior.

O exemplo acima ilustra como a variação de ranking, assim como a RPV, podem

[55] Veja Leitão (2011) para uma coletânea de evidências jornalísticas sobre a remarcação diária de preços.

ser provenientes apenas da visitação de lojas em dias diferentes da quadrissemana. Portanto eu simulo um processo simplificado do ajuste de preços diário visando checar se a simulação reproduz bem os exercícios com a base de dados real.

Uma primeira simplificação pode ser conveniente para ilustrar o processo de ajuste de preços. Todos os dias os lojistas ajustam preços dos seus produtos. Suponha que ele faça isso imediatamente após o fechamento da loja e no dia seguinte ele venda o dia inteiro de acordo com o preço ajustado. Isso ocorre todos os dias. Como lojas de mesmo trio (produto, canal, quadrissemana de referência) são visitadas na mesma quadrissemana, durante as próximas 3 quadrissemanas as lojas tem o mesmo número de ajustes de preço. A única diferença de números de ajuste provém dos diferentes dias em que as lojas são visitadas.

Para que a única fonte de variação de ranking seja a visita em dias diferentes, toma-se taxas de inflação diárias iguais. Isto é, decomponho a taxa de inflação quadrissemanal para uma taxa diária. A taxa diária incide diariamente a todas quadras (loja, produto, canal, quadrissemana), o que muda é o período em que é registrado o preço. A imagem abaixo ilustra o processo simulado.

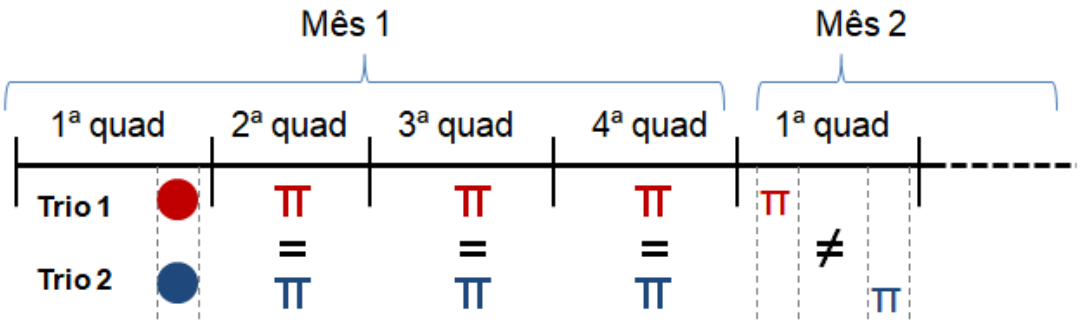

Figura 11: Ilustração do processo simulado

A Figura 10 mostra os preços de duas quadras (loja, produto, canal, quadrissemana de referência), 1 e 2, serem coletados no mesmo dia da 1ª quadrissemana do mês. Nas quadrissemanas restantes daquele mês, elas repassarão a inflação da mesma maneira, incidindo a mesma taxa de inflação sobre os dois. O que muda é o dia da visita para coleta de preços. De forma que o preço registrado na base de dados reflete o número de

ajustes feitos por cada loja na quadrissemana seguinte de coleta. Assim a taxa de inflação quadrissemanal incidente nas duas quadras serão distintas caso as lojas sejam visitadas em dias diferentes, como é o caso ilustrado pela figura.

Sigo para o algoritmo de simulação.

Seja i o indicador de uma loja, j o indicador de par (produto, canal) e t o indicador de quadrissemana, e portanto, de quadrissemana de referência, então $p_{i,j,t}$ indica o preço de uma quadra (loja, produto, canal, quadrissemana). Ainda tome π_t como a taxa de inflação do IPC-Fipe de uma quadrissemana t em relação a quadrissemana do mês anterior, $t-4$. Para todos os produtos usaremos o índice de inflação geral do IPC, sem desagregar para cada produto. Parte da ideia que explica isso é de que no ambiente hiperinflacionário os preços precisam ser corrigidos pela inflação para a manutenção da renda dos agentes.

Decomponha π_t em duas: $\bar{\pi}_t = \pi_t^{\frac{3}{4}}$ e $\pi_t^d = (\pi_t^{\frac{1}{4}})^{f(t,d)}$, em que $f(t,d)$ indica o dia da quadrissemana em que a loja foi visitada. Isto é, decompomos a inflação em um parcela que afeta todas as lojas do trio (produto, canal, quadrissemana de referência) independente do dia em que a loja é visitada, $\bar{\pi}_t$, e em uma parcela que depende do dia em que a loja for visitada, π_t^d.

Para tornar a simulação um pouco mais simples, tomo como padrão de todo mês a primeira quadrissemana ter 7 dias e as demais 8 dias. Portanto, temos $f(t,d) =$

$$\begin{cases} \dfrac{d}{7} & t \in 1^{\text{a}} quadrissemana \\ \dfrac{d}{8} & t \in 2^{\text{a}}, 3^{\text{a}}, 4^{\text{a}} quadrissemana \end{cases}$$

Os dias da semana em que os preços foram coletados, d, não são conhecidos. Para a simulação, assumo que em cada quadrissemana o coletor visita um número igual de lojas, que não há coleção de preços aos domingos e que as quadrissemanas não começam nas segundas-feiras. Portanto, d é uma variável aleatória de probabilidade constante e igual para toda sua imagem: $\{1,2,3,4,5,6,7\}$ caso o preço seja da 1^{a} quadrissemana, e $\{1,2,3,4,5,6,7,8\}$ para as demais quadrissemanas. As hipóteses que preços não são coletados aos domingos e que quadrissemanas não começam nas segundas-feiras implicam que para toda quadrissemana existirá uma segunda-feira em que incidem dois ajustes

diários de inflação em vez de um. O que é relevante para a simulação é a diferença entre o números de reajustes diários; para qualquer caso, apenas dois dias terão diferença de 2 reajustes diários em relação aos dias adjacentes (os demais dias terão diferença de apenas 1 ajuste diário). Por isso altero a imagem de d para $\{1, 2, 3, 4, 5, 6, 8\}$ e $\{1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 9\}$ para a 1ª quadrissemana de referências e para as demais, respectivamente, sem perda de generalidade.

Por fim, tomo para o preço simulado, $p^s_{i,j,t}$, das primeiras quadrissemanas de cada período o preço observado, isto é, $p^s_{i,j,t} = p_{i,j,t} \forall t \in \{1, 2, 3, 4, 241, 242, 242, 244\}$[56]. Para as demais quadras, tem-se:

$$p^s_{i,j,t} = p^s_{i,j,t-1} * (1 + \bar{\pi}_t) * \pi^d_t$$

O que completa a emulação da base.

7.2 Resultados

A tabela abaixo apresenta algumas estatísticas para as distribuições das variâncias de ranking calculadas tanto a partir da base original da FIPE quanto utilizando os dados da base simulada. Na tabela, codifico Variação de Ranking por VarR. A base de dados usada para os calculos é denotada por Ori para a base original da FIPE e por Sim para a base simulada. Pré e Pós indicam o período aos quais as variáveis se referem. As razões Ori/Sim indicam a razão da variável computada a partir da base original sobre a razão para a variável computada com os preços simulados.

[56]Note que são 5 anos para cada período, 60 meses, 240 quadrissemanas. O 1994 é ignorado para expurgar os efeitos do Plano Real, de forma que enumero a 1ª quadrissemana de 1995 como 241.

Tabela 9: Original vs Simulação (UI AI)

Statistic	Pctl(25)	Median	Pctl(75)	Mean	St. Dev.
Var. de Ranking Original Pré	0.040	0.054	0.070	0.056	0.025
Var. de Ranking Simulação Pré	0.045	0.059	0.075	0.061	0.025
Var. de Ranking Original Pós	0.027	0.042	0.061	0.046	0.026
Var. de Ranking Simulação Pós	0.029	0.046	0.065	0.049	0.027
Razão da Var. de Ranking Ori/Sim Pré	0.852	0.947	1.012	∞	-
Razão da Var. de Ranking Ori/Sim Pós	0.925	0.980	1.004	∞	-
Diferença Absoluta Média (DMA) Ori-Sim Ranking	0.016	0.028	0.046	0.035	0.027

Primeiro note que os rankings foram calculados para o Universo Irrestrito (UI). Em segundo lugar, explico o conceito de Diferença Média Absoluta (DMA) para os rankings comparando base original e simulada (Ori/Sim). A DMA toma o valor absoluto da diferença entre o ranking simulado e o ranking original para a mesma quadra (loja, produto, canal, quadrissemana) e depois é tomada a média temporal dessas diferenças em valor absoluto para cada quadra (loja, produto, canal, quadrissemana de referência). Vale retomar da metodologia do cômputo de Variação de Ranking que o que chamo de ranking é, na verdade, o quantil do preço, já que divido o ranking pelo número de lojas pertencentes ao trio (produto, canal, quadrissemana).

Veja como tanto para o período hiperinflacionário quanto para o de estabilidade a simulação reproduz bem o comportamento de Variação de Ranking. Para ambos os períodos a variação de ranking simulada apresenta para todas estatísticas, exceto a de desvio padrão, uma superioridade de aproximadamente 10% em relação às estatísticas de variação de ranking original[57]. A emulação é muito próxima do exercício original.

A distribuição de razões de variância de ranking entre as bases de dados também são bastante próximas para ambos períodos. O motivo da média e do desvio padrão serem indefinidos é a variação de ranking simulado de alguma quadra (loja, produto, canal, quadrissemana de referência) ser 0 para algum dos períodos. Destaco como a mediana das razões entre as bases estão bastante próximas de 1. Além disso a DMA é surpreendentemente baixa. Isso porque era esperado que a simulação reproduzisse apenas a variação de ranking bem (e com precisão apenas para o período hiperinflacionário) e não que reproduzisse os rankings em si com qualquer acurácia. Afinal é um sorteio aleatório que define os dias em que as lojas serão visitadas na simulação.

Observemos os mesmos dados para os rankings calculados em Universo e Amostra Moderados (UM AM).

[57]Para ver isso basta comparar os três quartis intermediários e a média da Variação de Ranking Simulada para qualquer um dos períodos coma a Variação de Ranking Original para o mesmo período.

Tabela 10: Original vs Simulação (UM AM)

Statistic	Pctl(25)	Median	Pctl(75)	Mean	St. Dev.
Var. de Ranking Original Pré	0.042	0.054	0.067	0.055	0.020
Var. de Ranking Simulação Pré	0.048	0.061	0.074	0.061	0.021
Var. de Ranking Original Pós	0.027	0.043	0.060	0.045	0.024
Var. de Ranking Simulação Pós	0.032	0.048	0.065	0.049	0.024
Razão da Var. de Ranking Ori/Sim Pré	0.833	0.927	0.994	0.905	0.139
Razão da Var. de Ranking Ori/Sim Pós	0.905	0.971	1.000	∞	-
Diferença Absoluta Média (DMA) Ori-Sim Ranking	0.017	0.031	0.053	0.039	0.030

A tabela para o UM AM é consistente com a de UI AI. Os níveis dos números permanecem da mesma ordem, assim como a Variação Ranking Simulada continua apresentando superioridade de aproximadamente 10% para todas as estatísticas, com exceção do desvio padrão. A razão das variância de ranking continua apontando que a simulação reproduz muito proximamente o exercício original. E a DMA muda muito pouco.

É bastante curioso como a simulação que mimetiza o processo de ajuste diário de preços possa reproduzir tão bem a dinâmica de Variação de Ranking do período de estabilidade. No período de estabilidade, além das taxas de inflação serem mais razoáveis, o que torna a incidência de novos ajustes de preços pela visitação dos estabelecimentos

em dias distintos menos importante, a própria dinâmica da taxa de inflação no ajuste de preços é diferente. Quando a taxa de inflação é muito alta, os preços são ajustados todos os dias e simplesmente se repassa a inflação esperada junto com os demais choques. Para taxas menores, o ajuste de preço não é diário e o aumento da taxa de inflação impacta via dois canais: tamanho do ajuste porcentual de preços e probabilidade de ocorrer o ajuste. Isto é, existe uma probabilidade de um par (loja, canal) ajustar o preço de um produto até o próximo dia de visitação pelo coletor. Conforme a inflação aumenta, essa probabilidade tende a aumentar. Portanto não é evidente que a simulação feita reproduza bem a Variação de Ranking para o período pós Plano Real.

Para aprofundar a investigação do porquê a base simulada reproduz com precisão igual os dois períodos estudados, eu mostro um gráfico em que o eixo das abscissas representa a variação de ranking original, e o eixo das ordenadas, a variação de ranking simulada. Cada ponto do gráfico é uma quadra (loja, produto, canal, quadrissemana de referência) localizado de acordo com suas coordenadas. Os períodos são distinguidos através das cores dos pontos. Quão mais próximas as quadras estão da reta identidade, melhor eles estão sendo reproduzidos pela simulação.

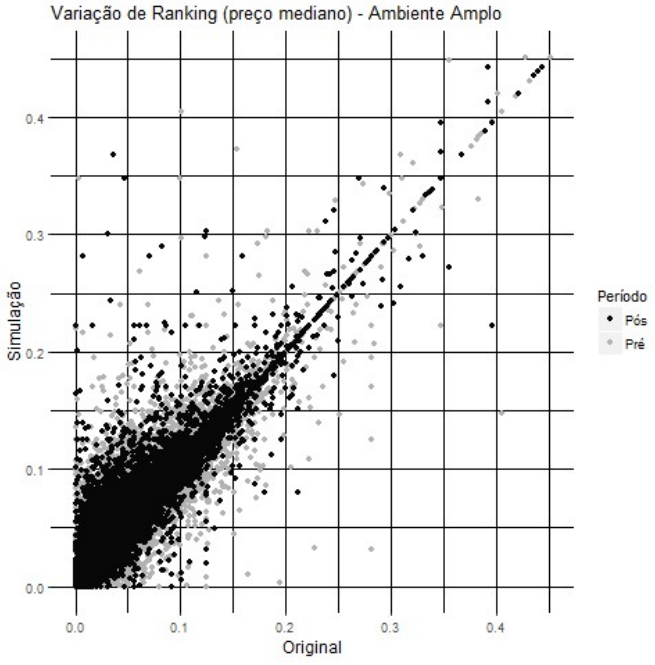

Figura 12: Precisão para reproduzir a V (UI AI)

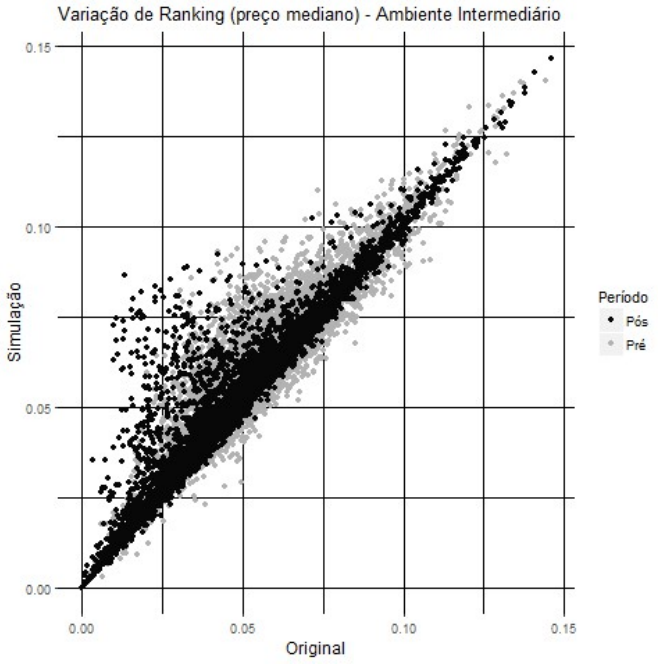

Figura 13: Precisão para reproduzir o ranking (UM AM)

A Figura 12 apresenta o gráfico para os rankings calculados em UI AI, enquanto o gráfico da Figura 13 tem seus rankings calculados em UM AM. Os gráficos corroboram que a emulação do exercício empírico é igualmente precisa para ambos períodos. A acurácia da simulação implica que os resultados do exercício de Variação de Ranking podem não ter qualquer relação com a deterioração do ambiente informacional da economia.

8 Regressão

8.1 Metodologia e Motivação

Depreende-se da seção RPV e Variação de Ranking que a evidência sugere que a diferença estatisticamente significante de variação de ranking entre os períodos é um fenômeno limitado: atinge um porcentual relevante das quadras (loja, produto, canal, quadrissemana de referência), apesar de não somar maioria. Ademais a evidência aponta o fator loja como parcialmente explicativo da dispersão de preços proveniente de deterioração informacional, de maneira que esta também reflete os efeitos das idiossincrasias dos produtos em lojas específicas. Aqui exploro o canal do fator loja visando consubstanciar a evidência.

Conforme discutido na Revisão de Literatura, e em harmonia com as demais seções, a literatura atribui parte da dispersão de preços aos serviços característicos de cada loja[58]. Dessa forma espera-se que uma quadra (loja, produto, canal, quadrissemana de referência) que registra um preço mais alto do que das demais quadras, do mesmo trio (produto, canal, quadrissemana de referência), em determinada quadrissemana também apresente um preço superior às demais quadras no mês seguinte (próxima quadrissemana de coleta) assim como no mês anterior, o que é tratado como persistência das características das lojas. A fraca persistência das características idiossincráticas das loja pode decorrer do ambiente informacional deteriorar rapidamente, fazendo com que os consumidores tenham menor estoque de informação, o que impede as lojas de competirem via diferenciação de serviços.

Portanto eu calculo o preço de uma quadra (loja, produto, canal, quadrissemana) e dele subtraio a média de preços do trio (produto, canal, quadrissemana) ao qual a quadra pertence, e divido a diferença pelo desvio padrão dos preços das quadras. Esta variável eu denoto por $Y_{i,j,ch,t}$, onde i aponta a loja, j o produto, ch o canal e t a quadrissemana. $Y_{i,j,ch,t}$ exprime o quão distante o preço praticado pela loja está do preço médio em termos desvio padrão.

[58] Kaplan e Menzio (2015) e Berardi *et al.* (2017)

Em um ambiente informacional saudável, $Y_{i,j,ch,t}$ deveria apresentar persistência temporal, refletindo a persistência das qualidades idiossincráticas das lojas. Eu testo tal hipótese ao estimar a seguinte regressão linear:

$$Y_{i,j,ch,t} = \sum_y \beta_y * I(i=y) + \sum_y \theta_{y,94} * I(i=y) * I(t>1994) + \sum_y \gamma_y * I(i=y) * t + \sum_y \omega_{y,94} * I(i=y) * I(t>1994) * t + \sum_z \alpha_{ch} * I(ch=z) + \epsilon_{i,j,ch,t} \quad (1)$$

Em que

$$Y_{i,j,ch,t} = \frac{p_{i,j,ch,t} - \frac{\sum_i p_{i,j,ch,t}}{N_i}}{\left[\sum_i \left(p_{i,j,ch,t} - \frac{\sum_i p_{i,j,ch,t}}{N_i}\right)^2 / (N_i - 1)\right]^{\frac{1}{2}}} \quad (2)$$

β designa os efeitos fixos de loja, α_{ch}, os de canal, e $\theta_{i,94}$ é a interação dos efeitos fixos de loja com uma *dummy* que sinaliza se a quadrissemana pertence ao período pós Plano Real[59]. Eu também controlo por duas possíveis tendências, pré e pós plano Real, denotadas por γ e ω

A regressão é estimada para um período menor do que o das demais análises. O período para o qual a regressão é estimada é da 20ª quadrissemana de 1991 até 1994 e de 1995 até a 28ª quadrissemana de de 1997. Primeiro note que o período é simétrico em relação ao número de quadrissemanas antes e depois de 1994. A 19ª quadrissemana de 1991 é a última quadrissemana para qual identifico congelamento de preços, portanto não é necessário nenhuma correção dos dados de preço para tal período.

Os dados para a estimação também passam por critérios distintos como filtro. Descarto os registros quadrissemanais dos trios (produto, canal, quadrissemana de referência) que não somam pelo menos 5 lojas na amostra em alguma quadrissemana, de forma a garantir razoável dispersão de preço. Além disso descarto todas quadras (loja, produto, canal, quadrissemana) que não possuam pelo menos 20 observações tanto durante a hiperinflação como no período de estabilização. E, assim como nas demais análises,

[59] I denota a função indicadora.

excluo leite, sorvete e cigarros por não apresentarem dispersão de preços em grande parte do período.

Estimo a regressão por Mínimos Quadrados Ordinários. A hipótese vital para que os coeficientes sejam consistentes é de não haver correlação entre o efeito fixo da loja i e as demais perturbações que afetem os preços. É razoável que choques temporários não afetem a estratégia de posicionamento das lojas devido a persistência das qualidades idiossincráticas. Dessa forma apenas movimentos estruturais deveriam estar correlacionados com os efeitos fixos. Portanto ao controlar pelas tendências antes e depois de 1994(γ e ω) a razoabilidade da hipótese de exogeneidade é reforçada.

No entanto os choques temporários afetarão tanto a loja de que são provenientes quanto suas competidoras. Ainda, se o choque for proveniente do produto, este também afetará todas as quadras (loja, produto, canal, quadrissemana de referência) cujo produto seja correlacionado ao que sofreu o choque. Logo é razoável que o termo de erro possua uma estrutura de correlação complexa. Lido com tal estrutura estimando a matriz de covariância dos erros que trata as lojas e produtos como *clusters*.

O exercício da análise dos parâmetros estimados reside na persistência das qualidades idiossincráticas das lojas, o que deveria ser refletido na posição relativa dos preços em um ambiente informacional saudável. Em termos da equação a ser estimada, $Y_{i,j,ch,t}$ deveria apresentar alguma persistência temporal, o que é captado pelo efeito fixo de loja, β_i. O efeito fixo de loja interagindo com a *dummy* pós-1994 capta se os efeitos fixos apresentam maior informatividade no período de estabilização.

Por fim, explico porque o período para estimação difere dos períodos das demais análises. Ao analisar as qualidades idiossincráticas das lojas (efeitos fixos) em dados em painel o pesquisador se depara com um dilema em relação ao tamanho do intervalo temporal: por um lado o intervalo mais longo apresenta mais observações, trazendo robustez; pelo outro lado quanto maior o intervalo maior deve ser a diferença entre as qualidades idiossincráticas de uma loja entre os extremos do intervalo. Nesse sentido o período mais curto para a estimação é mais parcimonioso, o que traz mais segurança para tratar dos efeitos fixos.

8.2 Resultados

São 369 lojas, 115 produtos, 18 canais e 495.961 observações que satisfazem os filtros impostos. A matriz covariância *clusteriza* no nível da loja e do produto. Como são muitos coeficientes, apresento a tabela 11 sumarizando o resultado por coeficientes estatisticamente significantes. No apêndice F mostro os coeficientes estimados e seus respectivos erros-padrão.

Tabela 11: Coeficientes Estatisticamente Significantes por Quadra

	10%	5%	1%
β	251	224	195
θ	207	184	148
γ	195	167	123
ω	205	179	145
$\beta = \omega$	39	31	24
$\beta \neq \omega$	112	95	70
$\lvert\omega\rvert > \lvert\beta\rvert$	56	58	54

As linhas apontam condições aos parâmetros e as colunas, o nível de significância para o teste de significância estatística. Portanto se lê da tabela que 251 dos 369 efeitos fixos de loja estimados são estatisticamente significantes a 10%. As linhas se referem, respectivamente, aos Efeitos Fixos de Loja (β), às interações entre Efeito Fixo de Loja e a *dummy* pós-94 (θ), à interação entre efeitos fixos e tendência, não interagindo e interagindo com a *dummy* pós-94, respectivamente (γ e ω). A linha $\beta = \omega$ se refere ao número de quadras (loja, produto, canal, quadrissemana de referência) tais que β e θ são estatisticamente significantes e com mesmo sinal. A linha $\beta \neq \omega$ trata do número de quadras cujos coeficientes β e θ são ambos estatisticamente significantes, mas com sinais opostos. Por fim, $|\omega| > |\beta|$ se refere ao número de quadras em que o Efeito Fixo (β) não é estatisticamente significante, embora o Efeito Fixo interagindo com a *dummy* pós-94 (θ)

seja. O R^2 da regressão é de 0,221, o que aponta baixo poder explicativo.

Primeiro observe que para mais da metade das lojas β é estatisticamente significante (para 195 de 369 o efeito fixo é significante à 1%). Apesar do poder explicativo do modelo ser baixo, β continua sendo consistente o que aponta que o fator loja de fato explica uma parte pequena da dispersão de preços. Tal resultado sugere que a remarcação diária de preços durante a hiperinflação não é a única responsável pela variação de ranking das lojas, pois caso fosse, os efeitos fixos não seriam estatisticamente significante. Entretanto não é possível interpretar a significância dos efeitos fixos como indicativo da remarcação de preço intra quadrissemana ser irrelevante, pois não é possível descartar que os coletores de preço visitem as lojas de acordo com uma rotina, ou seja, toda quadrissemana eles visitam um conjunto determinado de lojas em determinada ordem. Isso expurgaria a variação de ranking por quadrissemana, mas implicaria que os ranking são explicados em parte pela ordem de visitação.

Muitas lojas também apresentam θ estatisticamente significante, embora uma quantidade um pouco menor do que as lojas cujos efeitos fixos "puros"são estatisticamente significantes. Apesar de θ expressar ganho de informatividade do efeito fixo, são necessárias algumas ponderações. Embora controle pelas tendências, é possível que θ esteja capturando o reposicionamento da loja após o Plano Real e não o efeito de maior clareza das qualidades idiossincráticas devido ao melhor ambiente informacional. Por essa razão se deve atentar às últimas 3 linhas da tabela 11. O número de quadras em que os efeitos fixos com e sem interação da *dummy* são significantes e com sinais opostos é bastante próximo da soma do número de quadras com β e θ significantes e com mesmo sinal com o número de quadras em que o efeito fixo puro não é significante e θ é. O caso de β e θ significantes e com sinais opostos é tal que θ tem a menor propensão a refletir ganho de informatividade das qualidades idiossincráticas, devido o controle pelas tendências. Já β e θ significantes e com mesmo sinal é mais provável de indicar ganho de informatividade, enquanto o caso de β insignificante estatisticamente e θ significante indica, com certeza, o aumento de informatividade das qualidades idiossincráticas. Portanto, 21% das quadras indicam ganho de informatividade via qualidades idiossincráticas das lojas ao nível de

significância de 1% (some a 5ª e a última linha da tabela 11).

Os resultados corroboram a evidência da seção RPV e Variação de Ranking. O número relevante de lojas cujos efeitos fixos são estatisticamente significantes sugere que o remarcação intra quadrissemana de preços não explica toda variação de ranking, de modo a salientar a evidência trazida pela seção 6. Ademais, tanto o baixo R^2 quanto o número de lojas cujo efeito fixo é estatisticamente significante sugere que parte da dispersão de preços decorre do fator loja. Por fim, o baixo número de lojas que apontam para ganho de informatividade consubstanciam a evidência da seção 6 de que apenas um número reduzidos de quadras e lojas tem maior variação de ranking durante o período hiperinflacionário, assim como reforçam a sugestão que a dispersão de preços adicional decorrente do custo informacional da inflação tem como canal menor o da deterioração do reconhecimento das qualidades idiossincráticas, embora tão canal exista.

9 Conclusão

As estatísticas apresentadas na seção 6.2 da distribuição de RPV são evidências altamente sugestivas da maior RPV durante o período hiperinflacionário. A evidência construída corrobora um grupo robusto de evidências (Álvarez *et al* (2018), Araujo (2018), Konieczny e Skrzypacz (2005), Lach e Tsiddon (1992) e Van Hoomissen (1988)). A RPV, no entanto, pode estar apontando canais diferentes do informacional, como custos de menu que resultem na vigência da regra (S,s).

A Variação de Ranking é uma estatística que complementa a RPV para a inferência da inflação estar impactando pelo canal informacional. A evidência construída para Variação de Ranking, no entanto, não é generalizada: entre um quinto a um terço das quadras (loja, produto, canal, quadrissemana de referência) tem variação de ranking estatisticamente maior durante a hiperinflação. Verifica-se que parte da maior variação de ranking durante a hiperinflação das quadras se deve à pior expressão das qualidades idiossincráticas das lojas pelo sistema de preços. O achado é consistente com a relevância do fator loja evidenciado por Berardi *et al.* (2017).

Para confirmar a relevância do fator loja como fonte da variação de ranking maior durante a hiperinflação para parte relevante das quadras, estimo um modelo de efeitos fixos na seção 8. O resultado fortalece a hipótese de relevância do fator loja. Por um lado, os resultados da regressão amenizam as hipóteses levantadas na seção 7 da maior variação de ranking durante a hiperinflação ser proveniente apenas da remarcação de preços em uma mesma quadrissemana. Por outro, a evidência sugere que de fato há ganho de informatividade no reconhecimento das qualidades idiossincráticas das lojas pelo sistema de preços. Dessa forma, o modelo de efeitos fixos consubstancia a evidência de que o fator loja é relevante para explicar a dispersão adicional de preços decorrente de distorções informacionais.

É necessário reconhecer que os efeitos achados, embora robustos, são bastante modestos. Tanto apenas parte minoritárias das quadras (loja, produto, canal, quadrissemana), quanto das lojas tem maior variação de ranking durante o período hiperinflacionário. Um porcentual ainda menor de lojas apresenta ganho de informatividade pelo

fator loja como visto na seção 8. Embora o trabalho apresente evidência da importância do fator loja como canal dos custos informacionais da inflação, há muito mais para se entender da relação entre altas taxas de inflação e dispersão de preços do que foi evidenciado por este trabalho.

10 Referências

ALVAREZ, F.; BERAJA, M.; GONZALEZ-ROZADA, M.; NEUMEYER, P.A. From hyperinflation to stable prices: Argentina's evidence on menu cost models. **Quarterly Journal of Economics**, doi:10.1093/qje/qjy022, 2018.

ANGELIS, T.C. **Inflation, Price Dispersion and the Informational Content of Prices: Evidence from a Hyperinflation Episode**. Dissertação (Mestrado em Teoria Econômica) - FEA-USP. São Paulo, 2012.

ARAUJO, J.P. **Price setting in Brazil from 1989 to 2007**. Tese (Doutorado em Teoria Econômica) - FEA-USP. São Paulo, 2018.

BARROS, R.; CARVALHO, C.; BONOMO, M.; MATOS, S. **Price setting in a variable macroeconomic environment: Evidence from Brazilian CPI**. Unpublished paper, Getúlio Vargas Foundation and Federal Reserve Bank of New York, 2009.

BAYE, M.R., J. MORGAN; SCHOLTEN, P. Price Dispersion in the Small and in the Large: Evidence from an Internet Price Comparison Site. **Journal of Industrial Economics**, 52 (4), 463-496, 2004.

BAYE, R; MORGAN, J.; SCHOLTEN, P. Information, Search, and Price Dispersion. In: **Handbook of Economics and Information**. 2006.

BAYLIS, K.; PERLOFF. J. M. Price Dispersion on the Internet: Good Firms and Bad Firms. **Review of Industrial Organization**, 21, 305-324, 2002.

BÉNABOU, R. Search, Price Setting and Inflation. **Review of Economic Studies** 55: 353-76, Julho 1977

BERARDI, N.; SEVESTRE, P.; THÉBAULT, J. **The determinants of consumer price dispersion: Evidence from french supermarkets**. *Working Paper*, Banque de France. 2017

BILS, M.; KLENOW, P.J. Some Evidence on the Importance of Sticky Prices. **Journal of Political Economy**, 112 (October): 947-985, 2004.

BURDETT, K.; JUDD, K. L. Equilibrium Price Dispersion. **Econometrica**, 51, 955-969, 1983.

CARNEIRO, D. **Crise e Esperança: 1974 - 1980**. In: A Ordem do Progresso,

1995, p. 295-322.

CARNEIRO, D.; MODIANO, E. **Ajuste Externo e Desequilíbrio Interno: 1980 - 1984**. In: A Ordem do Progresso, 1995, p. 323-346.

CUKIERMAN, A. **Inflation, stagflation, relative prices, and imperfect information**. Cambridge University Press, 2008.

FISCHER, S. Relative Shocks, Relative Price Variability and Inflation. **Brookings Panel Meeting**, 1981.

FISCHER, S.; MODIGLIANI, F. Towards An Understanding of the Real Effects and Costs of Inflation. **Review of World Economics**, 114(4), 1978.

FRANCO, G.H. **A moeda e a lei: uma história monetária brasileira, 1993 - 2013**. Editora Zahar, 2017.

FRIEDMAN, M. **Inflation and Unemployment**. Nobel Memorial Lecture, Dec 1976.

GAGNON, E. Price setting during low and high inflation: Evidence from Mexico. **Quarterly Journal of Economics** 124(3): 1221-1263.

GOUVEA, S. **Price rigidity in Brazil: Evidence from CPI micro data** Central Bank of Brazil Working Papers 143, 2007

HAMILTON, J. **Times series analysis**. Princeton University Press, 1994.

HLAVAC, M. stargazer: Well-Formatted Regression and Summary Statistics Tables. R package version 5.2.2. https://CRAN.R-project.org/package=stargazer. 2018

HOPKINS, E. Price dispersion. In: **New Palgrave Dictionary of Economics, 2nd Edition**. 2006

LACH, S. Existence and Persistence of Price Dispersion: An Empirical Analysis.**Review of Economics and Statistics**, 84(3), 433-444, 2002.

LACH, S.; TSIDDON, D. The Behavior of Prices and Inflation: An Empirical Analysis of Disaggregated Price Data. **Journal of Political Economy**, 100(2), 1992.

LEITÃO, M. **Saga brasileira: a longa luta de um povo por sua moeda**. Editora Record. 2011

LUCAS, R. Some internation evidence on Output-Inflation Tradeoffs. **American**

Economic Review 63(3): 326-336.

KAPLAN, G.; MENZIO, G. The morphology of price dispersion. **International Economic Review** 56(4), 1165–206, 2015.

KLENOW, P.J.; MALIN, B.; **Microeconomic evidence of price-setting**. In: Handbook of Monetary Economics, 2010, 3, p. 231-284.

KONIECZNY, J. D.; SKRZYPACZ, A. Inflation and Price Setting in a Natural Experiment. **Journal of Monetary Economics**, 52(3):621-633, 2005.

OKUN, A. Inflation: Its Mechanics and Welfare Costs. **Brookings Panel Meeting**, 1975.

O'NEILL, B. Some Useful Moment Results in Sampling Problems. **The American Statistician**, 68:4, 282-296, 2014

SCHARFF, J.; SCHREIBER S. Evidence on the effects of inflation on price dispersion under indexation. **Emprirical Economics**, 43(1): 291-311, 2011.

SHESHINSKI, E.; WEISS, Y. Inflation and Costs of Price Adjustment. **Review of Economic Studies** 44: 287-303, Junho 1977.

STIGLER, G. The Economics of Information. **Journal of Political Economy**, 69(3):213-225, 1961.

VAN HOOMISSEN, T. Price Dispersion and Inflation: Evidence From Israel. **Journal of Political Economy**, 96(6):1303–1314, Dec 1988.

VARIAN, H.R. A Model of Sales. **American Economic Review**, 70, 651-659, 1980.

Apêndice A

As figuras 14 e 15 são subamostras para o produto Mate. Os registros são da 1ª e da 5ª quadrissemana de 1989, sendo comparáveis por serem da mesma quadrissemana de referência (1).

	year	week	channel	store	price	cod_prod	name_prod	brand
1	1989	1	1	5	70000.00	217	Chá mate	217000
2	1989	1	1	8	46500.00	217	Chá mate	217000
3	1989	1	1	19	69000.00	217	Chá mate	217000
4	1989	1	1	28	51400.00	217	Chá mate	217000
5	1989	1	1	39	51400.00	217	Chá mate	217000
6	1989	1	1	102	58000.00	217	Chá mate	217000
7	1989	1	1	109	58800.00	217	Chá mate	217000
8	1989	1	1	111	55000.00	217	Chá mate	217000
9	1989	1	1	114	37100.00	217	Chá mate	217000
10	1989	1	1	115	46500.00	217	Chá mate	217000
11	1989	1	1	142	51200.00	217	Chá mate	217000
12	1989	1	1	301	49800.00	217	Chá mate	217000
13	1989	1	1	326	49800.00	217	Chá mate	217000
14	1989	1	1	521	70000.00	217	Chá mate	217000
15	1989	1	1	701	52500.00	217	Chá mate	217000
16	1989	1	1	726	34300.00	217	Chá mate	217000
17	1989	1	1	902	44200.00	217	Chá mate	217000
18	1989	1	1	1101	43000.00	217	Chá mate	217000
19	1989	1	11	32	96500.00	217	Chá mate	217000
20	1989	1	11	306	60000.00	217	Chá mate	217000
21	1989	1	11	526	56000.00	217	Chá mate	217000
22	1989	1	11	541	83700.00	217	Chá mate	217000
23	1989	1	11	709	105000.00	217	Chá mate	217000
24	1989	1	11	730	105000.00	217	Chá mate	217000
25	1989	1	11	931	60000.00	217	Chá mate	217000
26	1989	1	11	1131	79000.00	217	Chá mate	217000
27	1989	2	1	20	67000.00	217	Chá mate	217000
28	1989	2	1	40	70000.00	217	Chá mate	217000
29	1989	2	1	48	64000.00	217	Chá mate	217000
30	1989	2	1	63	53000.00	217	Chá mate	217000
31	1989	2	1	82	60000.00	217	Chá mate	217000
32	1989	2	1	97	51800.00	217	Chá mate	217000
33	1989	2	1	118	55000.00	217	Chá mate	217000
34	1989	2	1	124	53000.00	217	Chá mate	217000
35	1989	2	1	129	48000.00	217	Chá mate	217000
36	1989	2	1	144	70000.00	217	Chá mate	217000
37	1989	2	1	145	55000.00	217	Chá mate	217000

123	1989	5	1	5	58000.00	217	Chá mate	217000
124	1989	5	1	8	70000.00	217	Chá mate	217000
125	1989	5	1	28	64000.00	217	Chá mate	217000
126	1989	5	1	101	64000.00	217	Chá mate	217000
127	1989	5	1	102	80000.00	217	Chá mate	217000
128	1989	5	1	109	70000.00	217	Chá mate	217000
129	1989	5	1	110	43000.00	217	Chá mate	217000
130	1989	5	1	114	61000.00	217	Chá mate	217000
131	1989	5	1	115	58000.00	217	Chá mate	217000
132	1989	5	1	142	59000.00	217	Chá mate	217000
133	1989	5	1	143	70000.00	217	Chá mate	217000
134	1989	5	1	301	49000.00	217	Chá mate	217000
135	1989	5	1	326	49000.00	217	Chá mate	217000
136	1989	5	1	521	70000.00	217	Chá mate	217000
137	1989	5	1	536	45000.00	217	Chá mate	217000
138	1989	5	1	701	52000.00	217	Chá mate	217000
139	1989	5	1	726	61000.00	217	Chá mate	217000
140	1989	5	1	901	81000.00	217	Chá mate	217000
141	1989	5	1	926	92000.00	217	Chá mate	217000
142	1989	5	1	1101	60000.00	217	Chá mate	217000
143	1989	5	11	32	120000.00	217	Chá mate	217000
144	1989	5	11	306	150000.00	217	Chá mate	217000
145	1989	5	11	505	100000.00	217	Chá mate	217000
146	1989	5	11	541	84000.00	217	Chá mate	217000
147	1989	5	11	730	165000.00	217	Chá mate	217000
148	1989	5	11	1131	79000.00	217	Chá mate	217000

Figura 15: Exemplo Amostra 2

Apêndice B

Conforme discorrido na seção Base de Dados, o período impõe que se lide com o congelamento de preços decretados por alguns planos econômicos. Uma segunda dificuldade que o período hiperinflacionário impõe são os cortes de zeros que ocorreram em algumas das frequentes trocas de moeda do período.

Para lidarmos com o congelamento de preços precisamos primeiro identificar as quadrissemanas nas quais o congelamento prevaleceu. A identificação desse período é a maior dificuldade que o problema apresenta, pois como foi discutido o congelamento parava de funcionar na prática sem qualquer decreto. Para identificação o seguinte gráfico, Figura 3, pode ser útil. A linha azul representa a média entre produtos das variações (em %) da mediana dos preços por loja e a linha preta, a mediana entre produtos das variações (em %) da mediana dos preços por loja.

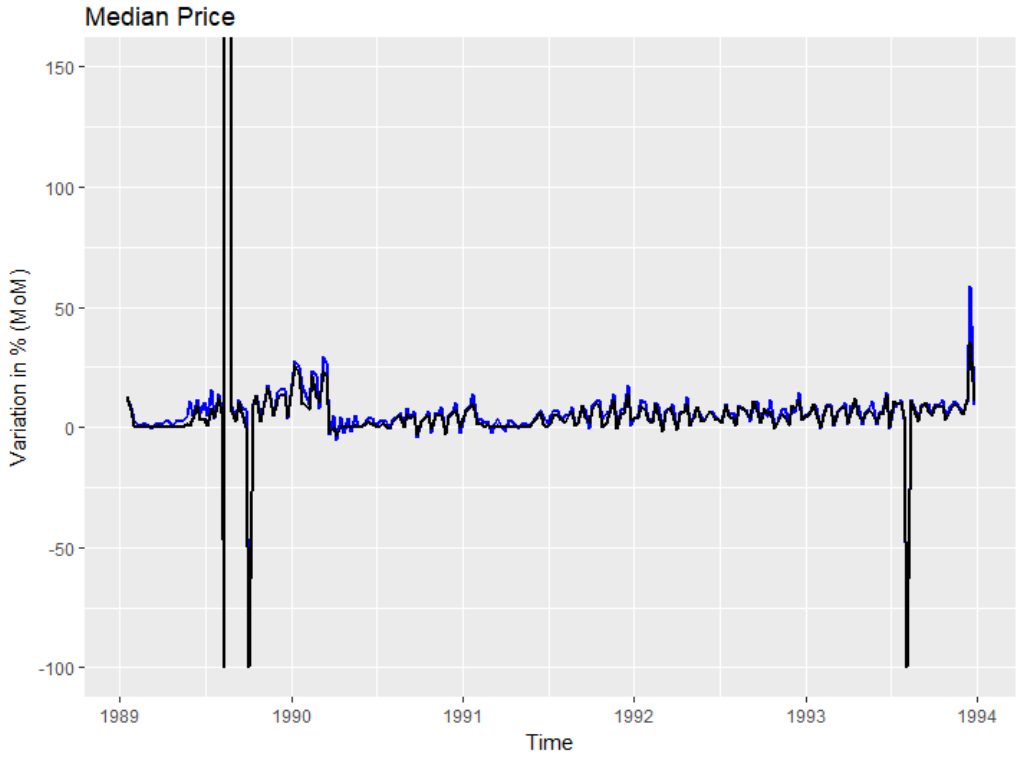

Figura 16: Identificação Congelamento de Preços e troca de Regimes Monetários

Podemos observar três períodos de congelamento de preços no gráfico. Da 4ª a 18ª quadrissemana de 1989, da 13ª quadrissemana a 20ª de 1990, e da 14ª a 19ª de

1991. Portanto, exclui tais quadrissemanas da amostra. Também selecionei aleatoriamente 39 semanas para excluir da amostra no período de estabilização, a fim de facilitar a comparação das estatísticas.

Na figura ainda podemos observar os cortes de zeros, nos instante em que o gráfico se aproxima de -100. No período temos dois cortes de zero, na 37ª quadrissemana de 1989 e na 29ª quadrissemana de 1993. Note que os períodos identificados não coincidem com as datas de troca de moeda, o que reflete uma escolha metodológica ou de regristro da FIPE. Observe também que existe um erro de base na 30ª semana de 1989, quando há o corte de zeros por apenas um período e no período seguinte já não vale tal corte, tal semana é usada corrigida.

Apêndice C

Explorarei aqui porquê dos números escolhidos para a tabela da razão de variação de ranking. O exercício se trata de um teste de hipóteses em que são tomadas algumas assunções, que explicito nesse Apêndice, sobre os parâmetros. Além disso, parametriza-se o teste de hipóteses de maneira que o valor crítico construído seja o mais robusto possível para todas as quadras (loja, produto, canal, quadrissemana).

Seja $r_{i,t}$ o ranking de um preço da loja i pertencente a um quarteto (loja, produto, canal, semana de referência) em relação às demais lojas deste quarteto e seja $var(r_i)$ a variação do ranking da loja i. Defina também $\delta(r_i) = \frac{var(r_{i,pre})}{var(r_{i,pos})}$, isto é, a razão entre as variâncias de ranking entre o período hiperinflacionário (pré Plano Real) e o período de estabilização (pós Plano Real).

Ao assumir a independência intertemporal e distribuição normal de $r_{i,t}$, então temos o resultado amplamente conhecido de que (assintoticamente)

$$\left(\frac{DF_{pre}}{DF_{pos}}\right)\hat{\delta}(r_i) \sim F_{DF_{pre},DF_{pos}}{}^{60,61}$$

Dessa forma, é fácil testar a hipótese $\delta(r_i) > 1$. Tal hipótese garante os dois primeiros limiares de nossa tabela (os quais ficarão mais explícitos adiante).

Entretanto, é forte assumir distribuição Normal e ingênuo supor tal independência no tempo. Portanto, a partir de O'Neill (2014) é possível abandonar a hipótese de distribuição Normal e ainda incorrer num teste F ajustado os graus de liberdade. Seguindo O'Neill (2014), temos que os graus de liberdade ajustados (DF^*) são dados por

$$DF^* = \frac{2n}{\kappa - \frac{n-3}{n-1}}$$

Em que κ denota a curtose da distribuição.

Nessa altura já existe o desafio da escolha dos parâmetros a serem adotados para o cálculo dos valores críticos comuns, que são os limiares da tabela. Note que toda

[60] O chapéu aponta a expressão amostral da estatística.
[61] DF se refere aos graus de liberdade.

quadra possui um nível de curtose para cada período. A frente eu mostro estatísticas da distribuição das contrapartidas amostrais de curtose por quadra, de maneira que possa escolher um valor razoável e robusto para parametrizar o valor crítico comum. Escolher o parâmetro de forma a prezar pela robustez significa tomar um parâmetro que para a maior parte dos casos dificulte a rejeição da hipótese nula. Já a escolha razoável se refere a manter a parcimônia, tomando um parâmetro que, apesar de robusto, também seja representativo da amostra.

Contudo apenas o ajuste da curtose não é suficiente para o caso dos rankings, o que se deve a O'Neill (2014) assumir independência entre as observações da variável aleatória. Para relaxar tal hipótese, assumo que há dependência entre apenas 1 intervalo de tempo, impondo uma estrutura mínima de persistência temporal no processo estocástico. A demonstração que nos permite fazer esse exercício é demonstrada no Apêndice D.

O restante dos limiares são definidos na análise de dois casos. Em um, $r_{i,t}$ é um processo estocástico AR(1) e no outro, um MA(1). Tais processos são definidos respectivamente por

$$r_{i,t} = m_i + \rho r_{i,t-1} + \epsilon_{i,t}$$

$$r_{i,t} = \mu_i + \epsilon_{i,t} + \theta\epsilon_{i,t-1}$$

$\epsilon_{i,t}$ é um ruído branco para todo i e para todo t.

Denotarei a autocovariância por γ_j, onde j representa há quantos *lags* do período corrente se refere a autocovariância (portanto, $\gamma_0 = var(r_i)$). A autocorrelação é dada por $\phi_j = \frac{\gamma_j}{\gamma_0}$.

Dessa forma, temos

$$\phi_j^{AR} = \rho^j$$

$$\phi_1^{MA} = \frac{\theta}{1+\theta^2}, \phi_j^{MA} = 0, \forall j > 1$$

Note que, por definição, $cov(r_{i,t}, r_{i,t-j}) = \phi_j var(r_i)$. Logo, $var(\hat{S}^2) = \sum_{j=1}^{n} \phi_j cov(X_n, X_{n-j})$.

Conforme o Apêndice D temos que

$$\frac{var(r_i)}{\psi\sigma^2} \sim \chi^2_{DF^*}$$

Onde $\psi^{MA} = 1 + \phi_1^{MA}$ e $\psi^{AR} = \frac{1}{1-\rho^2}$.

Então, tomando a hipótese nula (de que há razões de variâncias são iguais) é verdadeira, como é feito nos teste de hipótese de estatística de Wald, temos (ao assumirmos AR(1) ou MA(1))

$$\left(\frac{DF^*_{pre}}{DF^*_{pos}}\right)\left(\frac{\psi^{pos}}{\psi^{pre}}\right)\hat{\delta}(r_i) \sim F_{DF^*_{pre}, DF^*_{pos}}$$

Note que não conhecemos o valor de ψ, temos acesso apenas a sua contrapartida amostral (ou alguma outra forma de estimação da qual não trato). Assim, seria necessário conhecer a distribuição assintótica da estatística estimada para se fazer o teste de hipótese. Daqui vou do rigor à conjectura: os limiares usados na tabela são as estatísticas com tais ajustes sem nenhuma modificação na distribuição. A conjectura consiste em tomar os parâmetros de forma robusta sem se apoiar na precisão estatística convencional.

Entretanto há outro apoio à conjectura: o suporte da evidência de Angelis (2012). A evidência trazida pelo trabalho mostra como para grande parte dos produtos, e inclusive serviços, possui baixa previsibilidade de preços dado o preço passado durante o período hiperinflacionário. Tal evidência e o Apêndice E, que trata da autocorrelação amostral dos preços da amostra, consubstanciam a possibilidade de tomar parâmetros para a autocorrelação de 1ª ordem de modo a validar o exercício.

Portanto avaliaremos as estatísticas sobre os parâmetros necessários para a construção dos valores críticos comuns. Para isso é importante lembrar do tratamento dos dados por Amostra e Universo. Dessa forma, as tabelas seguem trazendo estatísticas para essas subamostras.

As tabelas trazem os percentis das subamostras para cada quadra (loja, produto, canal, semana de referência). Na tabela se encontram as estatísticas θ Máx e θ Mín, o

que decorre dos Método dos Momentos para um MA(1) gerar uma equação de 2º grau para obter os parâmetros. Assim, θ Máx é a variável de maior valor absoluto e θ Mín, o de menor.

Tabela 12: Período Hiperinflacionário (UI AI)

Estatística	Mín.	Pctl(25)	Mediana	Pctl(75)	Máx.
Número de Observações	1	22	32	48	60
Kurtosis	0,250	1,782	2,130	2,638	19,236
θ Máx	$-1{,}281\text{x}10^{15}$	$-1{,}939$	3,116	6,636	$10{,}675\text{x}10^{18}$
θ Mín	$-1{,}0$	$-0{,}007$	0,144	0,312	∞
ρ	$-5{,}247$	$-0{,}001$	0,163	0,325	8,667
DF^*	$-126{,}1\text{x}10^{15}$	30,843	52,771	80,113	Inf

Tabela 13: Período de Estabilização (UI AI)

Estatística	Mín.	Pctl(25)	Mediana	Pctl(75)	Máx.
Número de Observações	1	27	43	56	60
Curtose	0,250	1,899	2,380	3,199	40,766
θ Máx	$-33.870{,}1$	1,521	2,523	4,655	$39{,}868\text{x}10^{5}$
θ Mín	$-1{,}0$	0,094	0,285	0,483	∞
ρ	$-1{,}880$	0,209	0,424	0,612	1,763
DF^*	2,280	28,108	51,696	82,066	741,218

Tabela 14: Período Hiperinflacionário (UM AM)

Estatística	Mín.	Pctl(25)	Mediana	Pctl(75)	Máx.
Número de Observações	28	40	49	54	60
Curtose	1,212	1,954	2,253	2,756	19,005
θ Max	−9.660,9	1,799	3,462	7,004	2.969,3
θ Min	−0,857	0,039	0,180	0,340	0,972
ρ	−0,494	0,053	0,198	0,345	0,933
DF^*	4,523	50,849	72,168	96,526	357,514

Tabela 15: Período de Estabilização (UM AM)

Estatística	Mín.	Pctl(25)	Mediana	Pctl(75)	Máx.
Número de Observações	29	47	55	58	60
Curtose	1,190	2,038	2,504	3,332	40,766
θ Max	−33.870,1	1,632	2,463	4,169	7.922,5
θ Min	−0,533	0,171	0,345	0,527	0,988
ρ	−0,415	0,287	0,468	0,634	0,999
DF^*	2,864	42,802	66,352	96,694	479,450

O primeiro aspecto dos dados que destaco é a curtose mediana ser sempre menor do que 3 e o 3º quartil ser no máximo $3,2$ (a curtose de uma distribuição Normal é de 3, o que significa que estamos lidando com caudas menos densas do que da distribuição Normal). Repare que o 1º quartil para o número de observações é sempre maior do que 22. Dessa forma, a parcela $\frac{n-3}{n-1}$ do ajuste nos graus de liberdade é sempre maior que 0.9 e sempre menor que 1. Isto implica que se a curtose for menor do que $2,9$ o ajuste estará

diminuindo o valor crítico necessário para rejeitar a hipótese nula, e consequentemente o limiar da tabela. Portanto, os valores de curtose apresentados faz com que não ajustar os graus de liberdade para a distribuição nos dê um limiar mais conservador e robusto[62].

Contudo a curtose também afetará na razão dos graus de liberdade que ajustam a estatística. Como a curtose na estabilização se mostra consistentemente maior do que a hiperinflacionária, a razão $\frac{DF_{pre}}{DF_{pos}}$ é pressionada para baixo. Logo vale corrigir tal razão pela curtose a fim de criar um limiar mais duro.

Analisando os valores de ρ, caso fosse assumido que o processo é um AR(1), percebemos que esta estatística é consistentemente maior no período de estabilização. Descartando o máximo e mínimo da análise, pois tratam-se de *outliers*, tal consistência se mantém em valor absoluto e com ρ positivo. O que faz sentido, pois garante maior persistência do processo estocástico. Tal aumento de persistência pode ser associado há melhoria informacional dos agentes, conquistada pela estabilização dos preços. Entretanto, o ajuste para estatística nos proporcionaria um valor crítico ainda menor, já que $\rho^{pos} > \rho^{pre}$ (o que implica $\psi^{pos} > \psi^{pre}$).

θ Max e θ Min já não apresentam comportamentos tão consistente entre os quartis. Portanto tomo a mediana como referência de comparação. Relembre que $\phi_j^{MA} = \frac{\theta}{1+\theta^2}$[63], o que implica que para $|\theta| > 1$ quão maior θ menor será ϕ e para $|\theta| < 1$ quão maior θ maior ϕ. Para θ Max temos que o período de estabilização é menor do que o de hiperinflação e sempre maior que 1. Novamente o ajuste diminuiria o limiar ($\phi^{pos} > \phi^{pre}$). Já θ Min segue exatamente o comportamento oposto, a mediana do período de estabilização é maior. Como θ Min é menor que 1, o comportamento do ajuste persiste, diminuindo o valor crítico do limiar.

Seja $\lambda(\kappa_{pre}, \kappa_{pos}, n_{pre}, n_{pos}, \phi_{pre}, \phi_{pos})$ o limiar em função dos parâmetros. Em geral, tomarei $n_{pre} \in 22, 40$ e $n_{pos} \in 27, 47$, pois são os valores do 1º quartil para as respectivas subamostras. Para a curtose, não corrigirei nos graus de liberdade da distri-

[62] Note que deixo o rigor da Teoria Assintótica de lado para podermos fazer um exercício robusto, mas aliviando algumas premissas teóricas. Isso porque talvez não seja possível mostrar que $\delta(\hat{r}_i)$ convirja para uma distribuição F sem os ajustes nos graus de liberdade. Entretanto, sabemos que a distribuição usada está próxima da qual a teoria prevê.

[63] $\frac{\delta \phi_1^{MA}}{\delta \theta} = \frac{1-\theta^2}{(1+\theta^2)^2}$

buição F e para ajustar a razão dos graus de liberdade tomarei o quartil que dá a maior razão, o 3º. Então $\kappa_{pre} = 2,64$ e $\kappa_{pos} = 3.12$. Para ϕ especificarei os valores conforme exponho os limiares.

Supondo r_i normalmente distribuído e independente, temos

$$\lambda(3; 3; 22; 27) = 2,39$$

$$\lambda(3; 3; 40; 47) = 1,94$$

Com o ajuste da curtose

$$\lambda(2,64; 3,12; 22; 27) = 2,31$$

$$\lambda(2,64; 3,12; 40; 47) = 2,1$$

Note que o ajuste não torna o limiar mais severo para UI AI, isso porque a diferença de observações no primeiro quartil compensa a diferença de curtose. Dando uma colher de chá para o valor crítico, suponha a diferença na mediana para o ajuste. Antes da conta, lembro que brinco com os números desta forma pois nada garante que a observação[64] que está no 3º quartil para o número de aparições (o que estamos tratando como número de observações) esteja no 3º quartil para a curtose. Por isso tento trazer limiares razoáveis, porém robustos.

$$\lambda(2,64; 3,12; 32; 43) = 2,37$$

$$\lambda(2,64; 3,12; 49; 55) = 1,75$$

Estes últimos 4 limiares são os mais altos que podemos razoavelmente chegar. Vale também calcularmos limiares mais baixos, a fim de definirmos intervalos onde os resultados dependem de hipóteses que favorecem a rejeição da hipótese nula (a variância de ranking durante a hiperinflação é igual a do período pós Plano Real).

Observando a tabela pode ser um pouco difícil perceber quão critério adotar para

[64]Quadra (loja, produto, canal, semana de referência).

o cálculo desse limiar. Principalmente porque os valores de θ são argumentos de uma função para finalmente serem expressos como ϕ. De toda forma, tanto θ Max, θ Min e ρ possuem valores bastante próximos, o que diminui o favorecimento à rejeição da hipótese nula. Sigo então tomando as medianas mais cuja razão entre hiperinflação e estabilização mais se aproximam de 1.

Separando em três casos,

$$\psi^{A}_{pre}(\theta Max) = 0,29$$

$$\psi^{A}_{pos}(\theta Max) = 0,34$$

$$\psi^{B}_{pre}(\theta Min) = 0,17$$

$$\psi^{B}_{pos}(\theta Min) = 0,3$$

$$\psi^{C}_{pre}(\rho) = 1,25$$

$$\psi^{C}_{pos}(\rho) = 1,88$$

Fica claro que o único caso em que o ajuste fará alguma diferença significante é o C. Para tal caso, temos

$$\lambda(3;3;22;27;0,198;0,468) = 1,59$$

$$\lambda(3;3;40;47;0,198;0,468) = 1,29$$

Tomo então os seguintes limiares: $1,6;2$ e $2,4$. E seus inversos para hipótese alternativa da variância dos rankings ser menor durante o período de hiperinflação.

Apêndice D

Seguindo O'Neill (2014) mostro a distribuição assintótica da variância quando a variável aleatória é independente e identicamente distribuída (*i.i.d*). Seja, então, X_i uma observação da variável aleatória X, a variância amostral nesse caso é dada por $\hat{S}_n^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n}(X_i-\mu)^2}{n-1}$. Pode-se reescrever a equação que define a variância da seguinte maneira (conforme mostrado na prova do resultado 14 no apêndice A do artigo de O'Neill):

$$\sqrt{n}\left(\frac{\hat{S}_n^2}{\sigma^2}-1\right) = \sqrt{n}\left[\frac{1}{n}\sum\frac{(X_i-\mu)^2}{\sigma}-1\right] - \frac{1}{\sqrt{n}}\left(\frac{X_n-\mu}{\sigma/\sqrt{n}}\right) + \frac{\hat{S}_n^2}{\sigma\sqrt{n}}$$

Onde μ é a média populacional da variável aleatória X, σ^2, a variância populacional e n o tamanho da amostra.

Fica evidente que a distribuição assintótica de $\sqrt{n}\left(\frac{\hat{S}_n^2}{\sigma^2}-1\right)$ converge para a distribuição assintótica de $\sqrt{n}\left[\sum\frac{(X_i-\mu)^2/\sigma}{n}-1\right]$. Pelo Teorema Central do Limite, conforme o *Lemma A. 3* do Apêndice C de O'Neill (2014), temos que

$$\sqrt{n}\left[\sum\frac{(X_i-\mu)^2/\sigma}{n}-1\right] \sim N(0,\kappa-1)$$

Sendo κ a curtose da variável aleatória. Dessa forma, segue que

$$\sqrt{n}\left(\frac{\hat{S}_n^2}{\sigma^2}-1\right) \sim N(0,\kappa-1)$$

O'Neill (2014) mostra que, devido a convergência assintótica da distribuição chi quadrado para uma Normal com variância igual ao dobro da média, então

$$\sqrt{n}\left(\frac{\hat{S}_n^2}{\sigma^2}-1\right) \sim \chi^2_{DF^*}$$

Tal que $DF^* = \frac{2n}{\kappa-1}$.

Ora, ao relaxar a hipótese de que X é *i.i.d* assumindo que X é um processo estocástico ergódico e estacionário (como um AR(1) estacionário e um MA(1)), podemos aplicar o Teorema Central do Limite para séries serialmente correlatas estacionárias e

ergódicas (ver Proposição 7.11 de Hamilton (1994)). Assumindo que o processo estocástico é uma AR(1) ou um MA(1), tem-se

$$var(S^2) = \psi\sigma^2$$

.

Onde ψ é um fator de ajuste constante e σ é a variância de X. Para um processo AR(1), $var(S^2) = \sum_{j=0}^{\inf} \rho^j \sigma^2 = \frac{\sigma^2}{1-\rho}$, enquanto para um processo MA(1), $var(S^2) = \left(1 + \frac{\theta}{1+\theta^2}\right)\sigma^2$. Portanto, para ψ possuindo uma forma funcional diferente para cada modelagem do processo estocástico (AR ou MA), se tem que

$$\sqrt{n}\left(\frac{\hat{S}_n^2}{\psi\sigma^2} - 1\right) \sim N(0, \kappa - 1)$$

Logo,

$$\sqrt{n}\left(\frac{\hat{S}_n^2}{\psi\sigma^2} - 1\right) \sim \chi^2_{DF^*}$$

Apêndice E

Discorro brevemente sobre a autocorrelação de primeira ordem entre os rankings, isto é, sobre a correlação dos rankings de um par (produto, canal) em um mês e os mesmo rankings do mesmo par no mês anterior. Tal estatística também representa uma forma de manutenção ou deterioração do estoque de informação. Além do mais, vale a consubstanciar a evidência de que o ambiente informacional é melhor para o período pós Plano Real, como assumimos para os limiares da subseção Variação de Ranking.

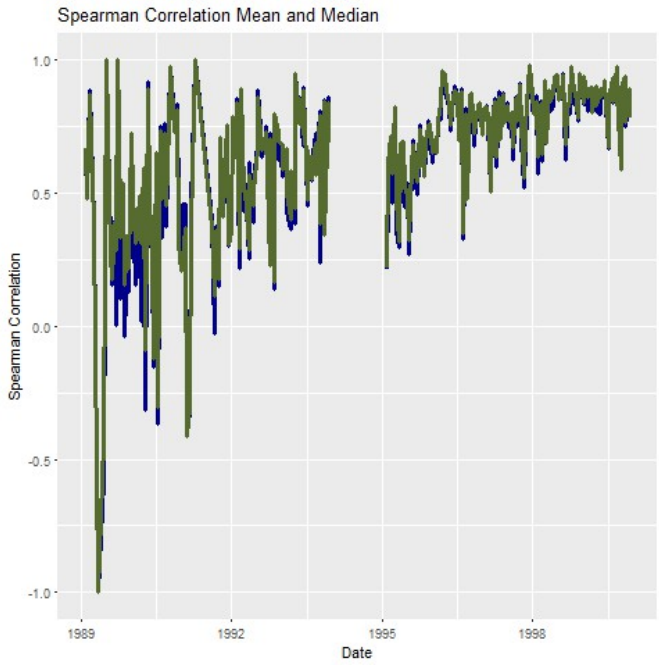

Figura 17: Correlação de Ranking Média e Mediana

Tabela 16: Autocorrelação de 1ª Ordem entre os Rankings (t, t-1) (UI AI)

Estatística	Pctl(25)	Mediana	Pctl(75)	Mean	Desv. Pad.
Correlação Média (Pré)	0.465	0.497	0.531	0.482	0.232
Correlação Mediana (Pré)	0.500	0.556	0.630	0.541	0.244
Correlação Média (Pós)	0.724	0.759	0.779	0.739	0.080
Correlação Mediana (Pós)	0.759	0.772	0.837	0.788	0.057
Razão (Pré/Pós) das Corr. Médias	0.645	0.671	0.707	0.689	0.141
Razão (Pré/Pós) das Corr. Mediana	0.653	0.712	0.752	0.719	0.104

É notável como o período pós Plano Real apresenta maior autocorrelação de primeira ordem, apontando para um ambiente de menor deterioração informacional. Claro que tais dados não podem serem tomados como definitivos populacionalmente pois são amostrais, mas eles são evidência apontando em uma direção. Além do mais, veja como o desvio padrão da correlação amostral é bastante superior no período hiperinflacionário, o que indica que existem quadras (loja, produto, canal, quadrissemana de referência) em que há maior persistência das características da loja refletidas no preço enquanto para um outro grupo quase não há persistência.

Uma hipótese para explicar as maiores taxas de desvio padrão durante a hiperinflação é a de persistência das características das lojas refletidas nos preços decorre do regime de competição cujas lojas estão. Imagine lojas muito próximas geograficamente vendendo todas a mesma gama de produtos. O custo marginal de busca para o consu-

midor que já compraria em uma delas é relativamente pequeno, tornando a atualização informacional barata, atenuando o efeito de perda informacional pelo canal de custo de busca. Por outro lado, existem aquelas lojas que estão bastante dispersas, tornando o custo de busca alto, fazendo com que seja ótimo para os consumidores não atualizarem seus estoques informacionais. Nessas lojas dispersas, portanto, é menos provável que os preços reflitam consistentemente as qualidades da loja pois os consumidores perdem a referência do preços dos itens vendidos por tais lojas.

Apêndice F

Tabela 17: Resultados da Regressão

Loja	β	θ	γ	ω
201	0,0208	-0,203	0,000729	0,00144
	(0,145)	(0,272)	(0,000916)	(0,00107)
203	0,652***	0,129	-0,00197***	0,000677
	(0,183)	(0,304)	(0,000757)	(0,00116)
204	0,251***	-0,0397	0,00137	0,000563
	(0,0835)	(0,9)	(0,000874)	(0,00383)
206	1,123***	-0,838*	-0,00321**	0,00274
	(0,229)	(0,477)	(0,00132)	(0,00198)
226	-0,789***	1,448***	0,00174	0,00357*
	(0,204)	(0,455)	(0,00204)	(0,00211)
227	0,577**	-0,0915	-0,000907	0,00118
	(0,239)	(0,25)	(0,00119)	(0,00108)
228	0,918***	1,615	-0,00806**	0,00699*
	(0,149)	(1,082)	(0,00365)	(0,00371)
229	0,0738	1,388***	-0,0011	-0,00267
	(0,163)	(0,399)	(0,00121)	(0,00168)
230	-2,28***	0,127	-2e-04	0,000745
	(0,605)	(1,248)	(0,0025)	(0,00543)
251	1,086***	0,206	-0,000573	-0,00141
	(0,166)	(0,265)	(0,00099)	(0,00111)
252	0,256	0,488	0,000119	-0,00227*
	(0,209)	(0,302)	(0,000878)	(0,00116)

continua na página seguinte

Tabela 17 – continuação

Loja	β	θ	γ	ω
253	0,384	-0,00451	-0,00133	-0,00162
	(0,699)	(1,205)	(0,00253)	(0,00539)
255	1,277***	-1,101***	-0,00342***	0,00498***
	(0,284)	(0,261)	(0,000951)	(0,0011)
261	-0,242**	-0,335*	0,000924	0,00011
	(0,105)	(0,183)	(0,000691)	(0,000806)
276	-0,0379	-0,144	-0,000393	5,01e-05
	(0,146)	(0,22)	(0,000803)	(0,000976)
278	0,689***	-0,533	-0,000415	-0,00182
	(0,255)	(1,479)	(0,00505)	(0,00457)
279	0,0116	0,348	-2,78e-08	0,000357
	(0,197)	(0,371)	(0,00125)	(0,00132)
280	-1,603	0,838	0,0016	-0,00261
	(0,992)	(1,348)	(0,00358)	(0,00657)
301	0,254**	-1,202***	-0,00162**	0,00375***
	(0,109)	(0,192)	(0,000696)	(0,000927)
302	0,241	0,193	-0,00201**	0,00127
	(0,191)	(0,289)	(0,000933)	(0,00113)
303	-0,22*	3,389***	-0,00622*	0,0142***
	(0,132)	(1,191)	(0,00349)	(0,00424)
304	0,272	-0,00892	-0,00194*	0,000904
	(0,262)	(0,247)	(0,00114)	(0,00131)
326	0,226**	-0,956***	-0,000826	0,00226**
	(0,1)	(0,198)	(0,000661)	(0,000932)
329	0,455	-0,391	-0,00386***	0,00269**
	(0,308)	(0,335)	(0,00113)	(0,00133)

continua na página seguinte

Tabela 17 – continuação

Loja	β	θ	γ	ω
330	-0,585	1,417**	0,00255	-0,00349
	(0,793)	(0,603)	(0,00381)	(0,00408)
332	1,555***	-0,809*	-0,00073	-0,00424**
	(0,195)	(0,439)	(0,00135)	(0,00174)
333	-1,209	-0,708	-0,00314	0,00471
	(1,003)	(1,199)	(0,00719)	(0,00502)
351	-0,00648	0,622***	0,00492***	-0,00469***
	(0,123)	(0,24)	(0,000978)	(0,00116)
352	0,0984	0,156	-0,000732	-0,000347
	(0,175)	(0,303)	(0,000917)	(0,0013)
353	4,585***	-2,897***	-0,0185***	0,0172***
	(0,377)	(0,526)	(0,00188)	(0,00235)
354	1,028***	0,337	-0,00449***	0,00446**
	(0,209)	(0,538)	(0,00103)	(0,00185)
355	1,032***	-0,399	-0,0011	0,00105
	(0,0128)	(1,859)	(0,00696)	(0,00699)
357	0,862*	-1,576***	0,00158	-0,00298*
	(0,459)	(0,472)	(0,00204)	(0,00175)
376	-0,617***	1,309***	0,00312***	-0,00637***
	(0,16)	(0,272)	(0,000959)	(0,0011)
377	0,632***	-1,195***	0,00382***	-0,00194
	(0,218)	(0,358)	(0,00119)	(0,00154)
379	-1,243*	-0,952	-0,00221	0,00566**
	(0,708)	(0,702)	(0,00184)	(0,00242)
401	0,513***	-0,0662	-0,000402	-0,000137
	(0,153)	(0,227)	(0,000923)	(0,000914)

continua na página seguinte

Tabela 17 – continuação

Loja	β	θ	γ	ω
403	0,823***	1,388***	-0,00571***	0,00164
	(0,261)	(0,422)	(0,00161)	(0,00157)
411	-0,589***	0,294	0,0025***	-0,000914
	(0,12)	(0,26)	(0,000769)	(0,00103)
412	1,383***	-3,011***	-0,0037***	0,0111***
	(0,283)	(0,573)	(0,00106)	(0,00183)
426	0,565***	-0,331	-0,00113	0,000736
	(0,162)	(0,327)	(0,000939)	(0,00129)
427	0,698***	0,956***	-0,00333***	0,00227
	(0,234)	(0,341)	(0,0011)	(0,00142)
428	-0,269	-0,475	0,00183	0,00195
	(0,398)	(1,17)	(0,00192)	(0,00426)
429	-0,756	1,864	0,00703**	-0,0104
	(0,53)	(1,914)	(0,0029)	(0,00693)
431	-0,79	-0,148**	-0,00305**	0,000286
	(0,577)	(0,0718)	(0,00124)	(0,000617)
451	-0,044	1,106***	-0,00236**	0,00507***
	(0,116)	(0,23)	(0,000962)	(0,000938)
452	0,0843	0,254	-0,000725	-0,000317
	(0,196)	(0,245)	(0,000893)	(0,0012)
453	1,424***	0,906*	-0,0047***	-0,00148
	(0,546)	(0,485)	(0,00119)	(0,00196)
454	1,224***	-3,86***	-0,00878***	0,0151***
	(0,303)	(0,42)	(0,000987)	(0,0015)
455	-1,595***	0,234	0,0016	-0,00164
	(0,268)	(0,979)	(0,00146)	(0,00354)

continua na página seguinte

Tabela 17 – continuação

Loja	β	θ	γ	ω
476	-0,258*	0,333	0,000876	-0,000714
	(0,135)	(0,236)	(0,000741)	(0,00102)
477	0,0898	0,845***	-0,00243***	0,00241***
	(0,2)	(0,245)	(0,000913)	(0,000852)
479	1,566***	-2,06***	-0,00742***	0,00977***
	(0,477)	(0,61)	(0,00203)	(0,00285)
481	0,00557	0,372	0,00151*	-0,000351
	(0,143)	(0,362)	(0,000891)	(0,0017)
501	0,498***	1,047***	-0,00386***	0,00329***
	(0,127)	(0,289)	(0,00106)	(0,00106)
502	0,807***	-0,0796	-0,000471	-0,00235*
	(0,214)	(0,265)	(0,000914)	(0,00121)
503	1,182***	-0,637	0,00387***	-0,00387**
	(0,251)	(0,465)	(0,00126)	(0,00178)
521	0,625***	0,127	-0,00195**	0,00148
	(0,175)	(0,281)	(0,000781)	(0,00129)
522	0,369	0,11	-0,00184	0,000644
	(0,276)	(1,112)	(0,0033)	(0,00358)
523	1,59**	1,069	-0,00172	-0,00341
	(0,715)	(0,954)	(0,00346)	(0,0028)
524	0,654***	-0,673	0,00106	-0,00367*
	(0,177)	(0,579)	(0,00164)	(0,00205)
536	0,471***	-0,0382	-0,000706	0,000227
	(0,14)	(0,214)	(0,000819)	(0,000882)
538	-0,28	1,587***	-0,00278*	0,00349***
	(0,243)	(0,326)	(0,00149)	(0,000972)

continua na página seguinte

Tabela 17 – continuação

Loja	β	θ	γ	ω
540	-0,854***	7,233***	-0,0263***	0,0244***
	(3,99e-06)	(1,35e-06)	(6,31e-09)	(8,13e-09)
551	-0,126	0,102	0,00121	-0,00143
	(0,22)	(0,295)	(0,00138)	(0,00138)
552	0,768***	-0,0937	-0,00279**	0,00139
	(0,257)	(0,306)	(0,00112)	(0,00136)
553	0,367*	0,923	-0,0039*	0,00423
	(0,212)	(0,687)	(0,00233)	(0,00326)
555	2,102***	1,749***	-0,00647***	0,0068***
	(0,356)	(0,398)	(0,00108)	(0,00147)
556	-1,281***	-4,005***	0,011**	-0,0138***
	(0,0978)	(0,901)	(0,00449)	(0,00052)
576	-0,381***	0,521**	0,000226	0,00163*
	(0,118)	(0,216)	(0,000773)	(0,000957)
577	-0,235	1,543***	0,00202	-0,00672***
	(0,268)	(0,344)	(0,00137)	(0,00147)
579	1,197**	0,992***	-0,00641***	-0,00132
	(0,54)	(0,209)	(0,000956)	(0,00102)
580	2,112***	-3,232***	0,00676	-0,013***
	(0,719)	(1,145)	(0,00514)	(0,0031)
581	2,49***	-2,118***	-0,0102***	0,0106***
	(0,392)	(0,214)	(0,00172)	(0,00128)
601	-0,366**	-0,397	0,00197*	-0,000495
	(0,161)	(0,268)	(0,00102)	(0,00113)
602	-0,25	-0,449	-0,000521	0,00119
	(0,289)	(0,294)	(0,00112)	(0,00133)

continua na página seguinte

Tabela 17 – continuação

Loja	β	θ	γ	ω
603	1,323**	-2,233	0,00275	-0,00869
	(0,584)	(1,666)	(0,00498)	(0,00629)
604	0,58***	2,791***	-0,0101***	0,00861***
	(0,218)	(0,757)	(0,00202)	(0,00281)
626	-0,336**	-0,237	0,00216**	7,02e-05
	(0,162)	(0,33)	(0,000913)	(0,00146)
627	-0,145	0,0831	-0,00105	-0,000321
	(0,187)	(0,314)	(0,00106)	(0,00122)
629	0,418	-0,622	0,000975	0,00159
	(0,373)	(1,64)	(0,00332)	(0,00646)
632	1,056***	1,43***	-0,00422***	-0,00392**
	(0,288)	(0,399)	(0,000999)	(0,00156)
633	0,744***	-0,512***	-0,00999***	0,00646***
	(2,66e-06)	(9,88e-07)	(1,25e-08)	(1,18e-08)
651	0,336*	-1,103**	0,00441***	-0,00474***
	(0,175)	(0,43)	(0,00171)	(0,00168)
652	-1,747***	1,788***	0,00595***	-0,00771***
	(0,238)	(0,306)	(0,00116)	(0,00132)
676	-0,317**	0,379*	0,000155	-0,00079
	(0,151)	(0,22)	(0,00082)	(0,000967)
677	-0,237	0,669**	-0,00213**	0,00212*
	(0,155)	(0,286)	(0,000898)	(0,00116)
678	-1,929***	3,139***	-0,00282	0,0129***
	(0,493)	(0,981)	(0,00247)	(0,00321)
679	-1,454***	2,42***	-0,00249**	0,00877***
	(0,183)	(0,432)	(0,00115)	(0,0016)

continua na página seguinte

Tabela 17 – continuação

Loja	β	θ	γ	ω
701	0,403**	-0,0266	0,000953	-0,00154
	(0,158)	(0,342)	(0,00125)	(0,00146)
702	-0,475***	0,368	0,00239***	-0,00208*
	(0,166)	(0,319)	(0,000831)	(0,0012)
704	2,12***	-2,459***	0,00166	-0,0117***
	(0,391)	(0,76)	(0,0028)	(0,00201)
705	0,674	-1,592	0,00446	-0,00602*
	(0,539)	(0,981)	(0,00342)	(0,00323)
707	-0,391**	2,701***	-0,00577***	0,00949***
	(0,161)	(0,313)	(0,000836)	(0,000943)
708	-2,276***	0,353	-0,00134	0,000258**
	(0,168)	(0,225)	(0,00139)	(0,00013)
726	0,187	0,606**	-0,00143*	-0,00203*
	(0,153)	(0,27)	(0,000821)	(0,00105)
727	-0,463**	-0,221	0,00136	0,000765
	(0,191)	(0,318)	(0,00116)	(0,00119)
728	0,287	-0,623	0,00814***	-0,00228
	(0,255)	(0,387)	(0,00127)	(0,00155)
751	0,317**	-0,00439	0,000861	0,000446
	(0,154)	(0,302)	(0,00107)	(0,00132)
752	-0,269	0,814**	-0,001	0,00275*
	(0,184)	(0,378)	(0,00134)	(0,00149)
753	-0,45**	0,59**	-0,000473	0,00253**
	(0,176)	(0,275)	(0,000978)	(0,00119)
754	-1,087***	1,235***	-0,00304***	0,00508***
	(0,182)	(0,253)	(0,000768)	(0,000885)

continua na página seguinte

Tabela 17 – continuação

Loja	β	θ	γ	ω
776	-0,61***	0,611**	0,00205***	-0,00215*
	(0,139)	(0,263)	(0,000778)	(0,00111)
778	-0,122	-1,834***	0,000895**	0,0064***
	(0,268)	(0,553)	(0,000407)	(0,00139)
779	0,906***	-1,27	0,00337	-0,00564
	(0,285)	(1,577)	(0,00429)	(0,00594)
781	-0,896***	0,41	-0,000276	0,00192*
	(0,201)	(0,32)	(0,000754)	(0,00113)
782	-2,716***	2,074***	-0,00393	0,0116***
	(0,268)	(0,145)	(0,00356)	(0,000217)
801	0,0366	-0,163	0,00185*	0,000352
	(0,164)	(0,297)	(0,00109)	(0,00121)
802	2,925***	-2,654***	-0,00841***	0,0107***
	(0,318)	(0,362)	(0,00161)	(0,00161)
811	0,575***	-0,0451	0,000352	-0,00138
	(0,171)	(0,261)	(0,000927)	(0,00109)
813	-1,073**	3,204***	0,0128***	-0,0139***
	(0,455)	(1,226)	(0,00055)	(0,00426)
826	0,0461	0,791**	-0,00183*	0,00284**
	(0,153)	(0,339)	(0,00105)	(0,00135)
827	0,843***	-0,869***	0,003***	-0,00527***
	(0,202)	(0,328)	(0,000997)	(0,00128)
828	0,324	2,977***	-0,0101***	0,0123***
	(0,6)	(0,202)	(0,000981)	(0,00104)
829	1,374***	-1,211**	0,000721	-0,00334
	(0,182)	(0,511)	(0,00151)	(0,00216)

continua na página seguinte

Tabela 17 – continuação

Loja	β	θ	γ	ω
830	-2,617***	-0,661	0,00506	-0,00236
	(0,553)	(1,168)	(0,00573)	(0,00445)
851	0,87***	1,308***	0,000835	-0,00646***
	(0,177)	(0,355)	(0,0014)	(0,00183)
852	0,969***	0,0876	-0,00355***	0,00174
	(0,18)	(0,322)	(0,000871)	(0,00131)
854	0,543	-2,529***	0,00242**	0,00547***
	(0,409)	(0,432)	(0,00123)	(0,00137)
855	-0,635**	2,43***	-0,00254***	0,0113***
	(0,296)	(0,334)	(0,000721)	(0,0015)
876	1,591***	-1,941***	-0,0067***	0,00703***
	(0,326)	(0,393)	(0,00158)	(0,0018)
877	1,468***	-0,6***	0,000189	-0,00435***
	(0,204)	(0,222)	(0,00104)	(0,000898)
878	-0,0718	-0,975	0,00415	-0,00136
	(0,287)	(0,934)	(0,00287)	(0,00328)
880	2,052***	-1,575***	-0,000108	-0,00693***
	(0,225)	(0,141)	(0,000745)	(0,000655)
881	-1,508***	-0,547	0,00519	0,000634
	(0,518)	(1,341)	(0,0054)	(0,00539)
901	1,479***	-1,339***	0,000592	-0,00731***
	(0,31)	(0,415)	(0,00122)	(0,00183)
902	-0,0356	-0,371	0,000798	0,00365***
	(0,185)	(0,302)	(0,00108)	(0,0013)
904	-0,206	1,562	0,00476*	-0,00531
	(0,212)	(1,066)	(0,00263)	(0,00354)

continua na página seguinte

Tabela 17 – continuação

Loja	β	θ	γ	ω
905	1,388***	-1,406	0,00466	-0,00634*
	(0,105)	(0,89)	(0,00359)	(0,00352)
907	-1,179***	2,345***	-0,00108	0,00829***
	(0,203)	(0,436)	(0,00165)	(0,00158)
926	-0,072	-0,577**	0,00306***	-0,00215*
	(0,12)	(0,26)	(0,00087)	(0,00112)
927	0,652***	0,569*	-0,00109	-0,000409
	(0,162)	(0,31)	(0,000985)	(0,0013)
928	0,78	-1,443***	0,00348**	-0,0072***
	(0,663)	(0,275)	(0,00163)	(0,00122)
929	2,571***	2,238***	0,00071	-0,00879***
	(0,312)	(0,445)	(0,000796)	(0,00163)
930	-0,385	5,784***	-0,0198***	0,0177**
	(0,32)	(1,982)	(0,00484)	(0,00899)
951	-0,127	-0,0452	0,00144	-0,000286
	(0,126)	(0,242)	(0,000902)	(0,00113)
952	0,995***	0,256	-0,00292**	-0,000625
	(0,326)	(0,306)	(0,00131)	(0,00134)
954	-0,0437	-0,965***	0,00305	-0,00241**
	(0,177)	(0,327)	(0,00226)	(0,000964)
955	0,447	3,149	-0,0121**	0,0112
	(0,632)	(2,012)	(0,00561)	(0,00742)
957	1,912***	-1,917***	0,00444***	-0,00631***
	(0,179)	(0,354)	(0,000999)	(0,00139)
958	-0,509	-0,258	-0,00121	-0,00368
	(0,477)	(2,045)	(0,00381)	(0,00937)

continua na página seguinte

Tabela 17 – continuação

Loja	β	θ	γ	ω
977	0,00494	-0,09	0,000144	0,000123
	(0,123)	(0,221)	(0,000794)	(0,000939)
978	0,177	-0,186	0,00074	-0,000667
	(0,242)	(0,248)	(0,000796)	(0,00107)
979	0,653	2,201**	-0,00256	0,00466
	(0,725)	(0,949)	(0,00232)	(0,00434)
980	-0,672	1,602***	0,00923***	-0,00789***
	(0,411)	(0,396)	(0,00164)	(0,00164)
1001	0,679***	0,00466	-0,00128	0,00179*
	(0,155)	(0,248)	(0,000803)	(0,00105)
1002	1,688***	-1,318***	-0,00178**	0,0053***
	(0,177)	(0,271)	(0,000755)	(0,00101)
1004	1,402***	2,632***	-0,00324**	-0,00684**
	(0,502)	(0,884)	(0,00165)	(0,003)
1006	-0,386	2,104***	0,0087***	-0,0116***
	(0,46)	(0,59)	(0,00161)	(0,00213)
1007	-3,633***	7,485***	0,0153***	-0,0283***
	(0,203)	(0,698)	(2,94e-05)	(0,00201)
1026	1,037***	-0,56**	-0,000626	-0,00289***
	(0,153)	(0,218)	(0,000698)	(0,00096)
1027	1,722***	-0,839***	-0,00212***	0,0041***
	(0,192)	(0,282)	(0,000752)	(0,00103)
1028	-0,377	2,981***	-0,0037***	0,0119***
	(0,235)	(0,547)	(0,00123)	(0,00216)
1029	2,372***	-0,221	-0,00232	-0,0031
	(0,665)	(1,094)	(0,00524)	(0,00387)

continua na página seguinte

Tabela 17 – continuação

Loja	β	θ	γ	ω
1051	-0,584***	0,612***	0,00304***	-0,00302***
	(0,135)	(0,233)	(0,00073)	(0,001)
1052	1,487***	-0,967***	-0,00328***	0,00472***
	(0,222)	(0,335)	(0,00101)	(0,00126)
1053	-2,088***	1,306	0,00591*	0,00853
	(0,534)	(1,657)	(0,00333)	(0,00574)
1054	0,41*	0,0791	0,00128	-0,00152
	(0,217)	(0,348)	(0,00145)	(0,00139)
1055	-2,799***	4,392***	0,0104***	-0,0158***
	(0,562)	(0,696)	(0,00346)	(0,00517)
1076	0,82***	-0,71**	-0,000412	0,00143
	(0,186)	(0,3)	(0,00106)	(0,00125)
1078	0,0535	-2,148***	0,000918	0,0102***
	(0,193)	(0,586)	(0,000966)	(0,00215)
1086	-0,426***	0,0853	0,00182**	0,00104
	(0,139)	(0,253)	(0,000913)	(0,00104)
1087	2,139***	-1,113	0,00204	-0,00615
	(0,706)	(2,33)	(0,00585)	(0,00895)
1101	-2,008***	3,389***	0,0167***	-0,0183***
	(0,189)	(0,34)	(0,00112)	(0,0014)
1102	2,178***	-1,527***	0,00233*	-0,00748***
	(0,21)	(0,326)	(0,00126)	(0,00126)
1103	-0,753*	-1,867	0,0121**	-0,00242
	(0,444)	(1,808)	(0,00591)	(0,00605)
1104	2,006***	3,198***	-0,0118***	0,0113**
	(0,382)	(1,176)	(0,00225)	(0,0052)

continua na página seguinte

Tabela 17 – continuação

Loja	β	θ	γ	ω
1105	-0,32	1,879***	0,00342**	-0,00664***
	(0,307)	(0,465)	(0,00139)	(0,00169)
1106	-0,909	-0,165	0,00561	4,72e-05
	(0,708)	(0,858)	(0,0085)	(0,00428)
1126	1,035***	-1,189***	-0,00465***	0,00424***
	(0,192)	(0,297)	(0,00113)	(0,0014)
1127	1,9***	-2,153***	-0,00492***	0,00954***
	(0,238)	(0,37)	(0,000971)	(0,00151)
1130	-1,104***	5,172***	0,00573***	-0,0208***
	(0,337)	(0,367)	(0,00131)	(0,00167)
1151	1,209***	-0,68***	-0,000392	-0,00205*
	(0,169)	(0,236)	(0,00097)	(0,00107)
1152	2,13***	-0,371	-0,00269***	0,00311
	(0,216)	(0,517)	(0,00104)	(0,00216)
1161	0,412***	-0,0409	0,000701	-0,000692
	(0,125)	(0,265)	(0,000906)	(0,00115)
1162	0,173	-0,625***	0,00483***	-0,00187***
	(0,428)	(0,195)	(0,000489)	(0,00072)
1163	1,39***	-0,755	0,00247	-0,0039
	(0,343)	(1,437)	(0,00418)	(0,00429)
1176	-0,0673	0,66**	0,00188*	-0,00362***
	(0,183)	(0,278)	(0,000991)	(0,00111)
1177	1,37***	-1,317***	-0,00119	0,00475***
	(0,214)	(0,368)	(0,000764)	(0,00133)
1180	-0,0791	2,46***	-0,00343***	0,00813***
	(0,242)	(0,352)	(0,00117)	(0,00124)

continua na página seguinte

Tabela 17 – continuação

Loja	β	θ	γ	ω
1181	-1,305***	0,958***	0,000117***	-0,0055***
	(3,03e-06)	(6,48e-07)	(7,33e-09)	(9,88e-09)
1201	-0,22*	-0,45*	0,000879	0,00222**
	(0,117)	(0,261)	(0,000789)	(0,00111)
1202	0,278	-0,831**	0,00016	-0,00267*
	(0,249)	(0,351)	(0,00146)	(0,00148)
1205	0,416**	-0,144	-2,02e-05	-0,000125
	(0,197)	(0,284)	(0,000892)	(0,00122)
1216	0,442***	-0,202	-0,000825	0,00249**
	(0,132)	(0,235)	(0,000829)	(0,00105)
1217	0,141	1,535	0,000149	-0,00323
	(0,612)	(1,207)	(0,00197)	(0,00451)
1218	1,013***	-0,559	0,00307	-0,00304
	(0,0541)	(0,787)	(0,00337)	(0,00336)
1219	1,519***	-1,108***	-0,00564***	0,00485***
	(0,268)	(0,362)	(0,00123)	(0,00153)
1220	-1,009***	-1,532***	-	0,0052***
	(4,67e-06)	(1,29e-06)	0,000519***	(1,1e-08)
			(7,33e-09)	
1226	-0,0804	-0,0423	0,00208*	-0,000932
	(0,16)	(0,293)	(0,00109)	(0,00123)
1251	-0,112	-0,447*	0,00125*	0,00218**
	(0,136)	(0,24)	(0,000748)	(0,00104)
1252	0	1,243***	-0,00292**	0,0044***
	(1)	(0,382)	(0,00137)	(0,00151)

continua na página seguinte

Tabela 17 – continuação

Loja	β	θ	γ	ω
1255	1,652***	-1,282**	-0,00919***	0,00735***
	(0,219)	(0,515)	(0,00131)	(0,00225)
1256	-1,816**	-0,728	0,00547*	-0,000476
	(0,896)	(0,899)	(0,00324)	(0,00531)
1267	0	0,374	-0,00116	0,00101
	(1)	(0,989)	(0,00254)	(0,00368)
1271	-0,123	0,389*	0,000115	-0,00053
	(0,126)	(0,225)	(0,000717)	(0,000923)
1272	0,238	1,448***	-0,0022**	0,00526***
	(0,193)	(0,298)	(0,000887)	(0,00116)
1273	1,41***	-0,518***	-0,00617***	0,00403***
	(0,325)	(0,125)	(0,00076)	(0,00025)
1274	0,78*	1,077	-0,00171	0,00303
	(0,458)	(0,823)	(0,00122)	(0,00421)
1275	0,988***	-0,846***	-0,00263***	-0,00619***
	(0,264)	(0,246)	(0,000729)	(0,0011)
1301	-0,206	-0,211	0,000479	0,00141
	(0,126)	(0,261)	(0,00068)	(0,00102)
1302	-0,623***	0,602	0,00243	0,00348*
	(0,233)	(0,45)	(0,0016)	(0,00189)
1303	-0,789	-0,216	0,00865***	-0,00487
	(0,766)	(1,883)	(0,00221)	(0,00678)
1304	0,0527	-2,482***	-0,00132	0,00961***
	(0,195)	(0,383)	(0,000988)	(0,00166)
1315	-2,457***	-1,233***	0,00364***	0,00303***
	(0,0205)	(0,22)	(0,000716)	(0,000815)

continua na página seguinte

Tabela 17 – continuação

Loja	β	θ	γ	ω
1331	0,198	-0,114	0,0014	-0,00108
	(0,151)	(0,352)	(0,00128)	(0,00147)
1340	0	-2,532***	0,00167**	0,00342***
	(1)	(0,272)	(0,000804)	(0,00118)
1341	0,402**	-0,432	-0,000614	0,00229
	(0,162)	(0,35)	(0,00102)	(0,00158)
1342	1,334**	-2,211***	-0,00813***	0,0114***
	(0,598)	(0,641)	(0,00128)	(0,00264)
1343	1,411*	1,699	-0,00276	-0,00319
	(0,756)	(1,294)	(0,00377)	(0,00516)
1350	0,617***	-1,379***	-0,00253**	0,00662***
	(0,192)	(0,341)	(0,00101)	(0,00143)
1351	-0,52**	-0,248	0,00437***	-0,0013
	(0,24)	(0,391)	(0,00131)	(0,00166)
1354	1,348***	-0,818**	-0,00661***	0,00369***
	(0,328)	(0,323)	(0,0014)	(0,00142)
1355	-1,956***	-0,527***	-0,00144*	0,00201***
	(0,0832)	(0,12)	(0,000863)	(6,42e-05)
1371	-0,254*	0,218	0,00247***	-0,00168
	(0,141)	(0,266)	(0,000814)	(0,0011)
1372	0,276*	0,244	0,00229**	-0,00132
	(0,151)	(0,327)	(0,000989)	(0,00129)
1373	-1,571***	4,787***	0,0187***	-0,0244***
	(0,523)	(4,02e-07)	(1,45e-09)	(1,8e-09)
1374	1,202***	-0,32	-0,000836	0,000761
	(0,116)	(1,046)	(0,0012)	(0,00357)

continua na página seguinte

Tabela 17 – continuação

Loja	β	θ	γ	ω
1376	2,677***	-0,254	-0,00677***	0,00704***
	(0,441)	(0,296)	(0,00111)	(0,00134)
1401	-0,0586	-0,324	0,00205**	-0,00119
	(0,132)	(0,241)	(0,000863)	(0,00105)
1402	0,488*	0,45	0,000461	-0,0021
	(0,283)	(0,383)	(0,00121)	(0,0016)
1403	0,543	-0,226	-0,00157	0,000659
	(0,826)	(0,536)	(0,00255)	(0,00232)
1404	1,135***	-0,894**	-0,0012	0,00332*
	(0,172)	(0,441)	(0,00212)	(0,00199)
1426	-0,182	0,779***	-0,00134	0,00326***
	(0,155)	(0,266)	(0,000995)	(0,00112)
1427	-0,196	0,0662	0,000307	-0,00135
	(0,271)	(0,35)	(0,00127)	(0,00146)
1429	-0,743*	2,235*	-0,00217	0,00783*
	(0,387)	(1,299)	(0,00564)	(0,00466)
1430	-0,271**	2,407***	0,00122	-0,00804***
	(0,129)	(0,303)	(0,00113)	(0,00136)
1431	-1,309	0,361	-0,00466	0,00176
	(0,958)	(0,749)	(0,00372)	(0,00519)
1451	-0,92***	-5,642***	0,00329	0,0206***
	(0,336)	(0,731)	(0,00236)	(0,00267)
1452	1,851***	-0,224	-0,00577**	0,00259
	(0,54)	(1,291)	(0,00232)	(0,00426)
1453	1,828*	1,169*	-0,00227	-0,00426
	(0,973)	(0,609)	(0,00415)	(0,00277)

continua na página seguinte

Tabela 17 – continuação

Loja	β	θ	γ	ω
1454	0,466***	0,713**	-0,00216**	0,00498***
	(0,178)	(0,327)	(0,000905)	(0,00133)
1471	0,595***	-0,394*	-0,00136	0,00125
	(0,148)	(0,219)	(0,000865)	(0,00107)
1472	1,16	1,257	-0,00805***	0,000942
	(0,796)	(0,894)	(0,00119)	(0,00428)
1474	-0,167	-1,185***	0,00461***	-0,00299*
	(0,218)	(0,405)	(0,001)	(0,00173)
1476	-1,943***	-3,332***	-0,000416	0,0107***
	(0,0148)	(1,214)	(0,00225)	(0,00317)
1491	-0,973***	1,102***	0,00563***	-0,00653***
	(0,196)	(0,33)	(0,000965)	(0,00129)
1492	-0,95***	-0,491	0,00222*	-0,00166
	(0,205)	(0,318)	(0,00126)	(0,0012)
1501	0,895***	0,353	-0,00105	-0,00063
	(0,214)	(0,394)	(0,00122)	(0,00179)
1503	1,204*	0,44	-0,00201	-0,00276
	(0,643)	(0,933)	(0,00394)	(0,0025)
1505	0,408*	-0,948***	0,00343***	-0,00234***
	(0,238)	(0,276)	(0,00114)	(0,000836)
1516	0,0257	-0,627	0,00158	-0,00156
	(0,334)	(0,382)	(0,00133)	(0,00157)
1525	0,544***	0,037	0,0012	-0,00116
	(0,131)	(0,244)	(0,000896)	(0,000985)
1526	-0,0941	0,258	0,0019*	0,003**
	(0,242)	(0,403)	(0,00113)	(0,00149)

continua na página seguinte

Tabela 17 – continuação

Loja	β	θ	γ	ω
1527	0,758*	-0,902**	-0,0017	0,00252
	(0,451)	(0,357)	(0,00309)	(0,00176)
1528	-1,156***	2,089***	-0,0013	0,00916***
	(0,271)	(0,524)	(0,0017)	(0,00235)
1529	-0,738***	-1,928***	-0,00996***	0,0104***
	(0,265)	(0,105)	(0,00249)	(0,000363)
1551	0,678***	-1,368***	-0,00252***	0,0044***
	(0,115)	(0,25)	(0,000646)	(0,000883)
1552	2,82***	-4,374***	0,00668	-0,0193***
	(0,706)	(1,653)	(0,00434)	(0,00698)
1553	0,198	-2,292***	0,00479***	-0,00884***
	(0,27)	(0,389)	(0,000746)	(0,00175)
1555	0,376***	-4,784***	0,0103***	-0,0229***
	(4,8e-06)	(8,37e-07)	(8,97e-09)	(9,4e-09)
1571	0,473***	-0,553*	0,0011	-0,00308**
	(0,155)	(0,283)	(0,00113)	(0,00138)
1572	-0,429*	0,315	-0,000452	0,00349***
	(0,244)	(0,276)	(0,000968)	(0,00131)
1574	1,365***	-0,873	-0,000609	-0,00754**
	(0,262)	(1,104)	(0,00382)	(0,0038)
1576	-0,423*	2,969***	-0,00855***	0,0134***
	(0,228)	(0,35)	(0,0011)	(0,0016)
1591	1,177***	0,105	-0,00443***	0,00138
	(0,162)	(0,211)	(0,000854)	(0,000916)
1601	1,442***	-2,104***	-0,00483***	0,00829***
	(0,189)	(0,376)	(0,000974)	(0,00154)

continua na página seguinte

Tabela 17 – continuação

Loja	β	θ	γ	ω
1603	-0,634***	-0,393	0,00656**	-0,00206
	(0,214)	(0,337)	(0,00275)	(0,00146)
1604	2,898***	-2,48***	0,00171***	-0,0103***
	(0,406)	(0,574)	(0,000335)	(0,00201)
1605	3,238***	-0,0549	-0,00603***	5,89e-05
	(0,359)	(0,643)	(0,00183)	(0,00232)
1616	-0,623***	0,0774	0,00166**	0,00159
	(0,133)	(0,233)	(0,000821)	(0,000992)
1626	-1,222***	2,596***	0,00704***	-0,00974***
	(0,168)	(0,321)	(0,00101)	(0,00122)
1627	1,367***	-0,835***	-0,00354***	0,00423***
	(0,168)	(0,317)	(0,00113)	(0,00122)
1628	-3,338***	4,338***	0,000434	0,0155***
	(0,5)	(0,842)	(0,00124)	(0,00331)
1629	-2,781***	-0,481	0,00728	0,00316
	(0,31)	(1,893)	(0,00554)	(0,00685)
1651	0,559***	-0,843***	-0,0015*	0,00353***
	(0,133)	(0,231)	(0,000888)	(0,00105)
1652	0,771***	1,235***	0,00166*	-0,00334***
	(0,148)	(0,281)	(0,000965)	(0,00122)
1654	2,859***	-1,972***	-0,00829***	0,0104***
	(0,408)	(0,427)	(0,00141)	(0,00207)
1655	-2,086***	-0,691	0,00508*	0,00171
	(0,408)	(1,411)	(0,00265)	(0,0052)
1671	0,853***	-0,34	-0,000418	-0,000132
	(0,153)	(0,23)	(0,000838)	(0,00103)

continua na página seguinte

Tabela 17 – continuação

Loja	β	θ	γ	ω
1672	0,836***	0,597	0,000289	-0,00163
	(0,199)	(0,363)	(0,00114)	(0,00147)
1674	1,923***	0,614	-0,00386	0,00168
	(0,208)	(1,031)	(0,00352)	(0,00473)
1676	2,496***	-0,486*	-0,00314**	0,00068
	(0,444)	(0,257)	(0,00133)	(0,00123)
1701	1,25***	-0,678***	-0,000201	-0,00225**
	(0,193)	(0,236)	(0,000852)	(0,0011)
1702	0,338	1,076	-0,00139	0,00573
	(0,586)	(1,859)	(0,00505)	(0,00557)
1703	0,142	0,39	0,00645***	-0,00454
	(0,2)	(0,489)	(0,00137)	(0,00319)
1704	0,514*	-0,538	0,00196	-0,00346
	(0,27)	(0,607)	(0,00224)	(0,00219)
1705	-0,945**	-2,462**	-0,00785***	0,0121**
	(0,429)	(1,11)	(0,0021)	(0,00517)
1721	0,251	-0,0724	0,00115	0,00018
	(0,221)	(0,345)	(0,00129)	(0,00163)
1722	0,438*	0,648*	0,00307***	-0,00157
	(0,255)	(0,337)	(0,00118)	(0,00144)
1724	-0,315	1,041*	-0,00135	0,00835***
	(0,205)	(0,622)	(0,00279)	(0,00309)
1726	2,281***	1,632***	-0,00682***	0,00425**
	(0,203)	(0,435)	(0,00145)	(0,00183)
1741	0,626***	0,571**	-0,00236***	0,00129
	(0,171)	(0,268)	(0,000906)	(0,00111)

continua na página seguinte

Tabela 17 – continuação

Loja	β	θ	γ	ω
1751	0,276	-0,081	-7,26e-05	-0,000439
	(0,205)	(0,352)	(0,001)	(0,00139)
1752	1,284***	-1,006***	0,00506***	-0,00513***
	(0,171)	(0,284)	(0,00127)	(0,00116)
1753	0,882***	1,656	0,00188	-0,00594
	(0,244)	(1,324)	(0,00158)	(0,00432)
1754	0,84	-1,532	0,00398	0,00253
	(0,558)	(2,137)	(0,00352)	(0,00854)
1755	1,236***	0,138	-0,00248**	-0,000589
	(0,292)	(0,419)	(0,00112)	(0,00175)
1771	-0,00182	-0,726***	0,00131	0,0015
	(0,158)	(0,239)	(0,00098)	(0,00109)
1772	0,233	0,342	0,00119	0,000527
	(0,313)	(0,435)	(0,00129)	(0,00186)
1774	-0,414	-4,218***	0,0017*	0,0134***
	(0,286)	(0,628)	(0,000928)	(0,00238)
1776	1,36***	-2,072***	0,00456***	-0,00986***
	(0,412)	(0,399)	(0,000972)	(0,00172)
1777	-2,091***	-0,894***	0,00581***	-0,00327***
	(0,12)	(0,288)	(0,000135)	(1,14e-05)
1801	-0,14	1,895***	-0,00483***	0,00752***
	(0,153)	(0,272)	(0,000937)	(0,00112)
1802	-0,167	0,788***	-0,00034	0,00311**
	(0,209)	(0,291)	(0,00111)	(0,00129)
1804	-0,282	-1,182	0,00118	0,00216
	(0,84)	(0,982)	(0,00255)	(0,00384)

continua na página seguinte

Tabela 17 – continuação

Loja	β	θ	γ	ω
1805	0,024	0,698	-0,00323**	0,00214
	(0,266)	(0,516)	(0,00131)	(0,00237)
1806	-1,425***	4,6**	-0,0151***	0,0183**
	(0,187)	(2,017)	(0,00565)	(0,00931)
1826	0,487***	-0,696***	0,00103	-0,00272**
	(0,142)	(0,235)	(0,000799)	(0,00111)
1827	0,0766	-0,646**	0,00269**	-0,00146
	(0,176)	(0,294)	(0,0011)	(0,00127)
1828	-0,156	-0,134	-0,000177	-0,000931
	(0,421)	(0,472)	(0,000838)	(0,00178)
1829	3,248***	-1,913*	-0,00364	-0,0103***
	(0,422)	(1,043)	(0,0053)	(0,00364)
1832	2,726***	-3,397***	-0,00949***	0,0128***
	(0,228)	(0,29)	(0,00112)	(0,00131)
1851	0,2	-0,938***	-0,00261***	0,0046***
	(0,164)	(0,231)	(0,000852)	(0,000952)
1852	0,48***	0,141	0,000914	-0,00111
	(0,147)	(0,325)	(0,00104)	(0,00139)
1853	0,347	-0,0773	0,00308	0,000281
	(0,696)	(1,296)	(0,00578)	(0,00206)
1871	0,512***	-0,457	-0,00159*	0,00383***
	(0,177)	(0,338)	(0,000944)	(0,00136)
1872	-0,468	0,454	0,00328	-0,00324
	(0,981)	(0,671)	(0,0042)	(0,00392)
1873	-0,591***	0,0603	0,00145	0,00301
	(0,212)	(0,502)	(0,00164)	(0,00208)

continua na página seguinte

Tabela 17 – continuação

Loja	β	θ	γ	ω
1891	1,709***	-1,866***	-0,00744***	0,00853***
	(0,183)	(0,245)	(0,00104)	(0,00121)
1893	0,421***	0,6*	0,00046	0,00166
	(0,108)	(0,334)	(0,000884)	(0,00132)
1894	-2,505***	2,434***	-0,00383***	0,00633***
	(0,261)	(0,103)	(0,000914)	(0,000111)
1901	1,009***	-0,732	0,000177	-0,00299
	(0,231)	(0,484)	(0,00144)	(0,00204)
1902	-0,432***	0,743***	-0,000956	0,00307**
	(0,15)	(0,28)	(0,00081)	(0,00123)
1904	0,364	-0,816	-0,00336***	0,00495***
	(0,31)	(0,623)	(0,000625)	(0,00188)
1905	1,513***	-2,243***	-0,00389**	0,00862***
	(0,351)	(0,604)	(0,00183)	(0,00229)
1907	2,083***	-0,294	-0,0037***	0,00264*
	(0,298)	(0,378)	(0,00119)	(0,00153)
1908	-2,245***	0,917*	0,00235***	-0,0045***
	(0,0839)	(0,505)	(0,000439)	(0,00151)
1926	0,875***	1,405***	-0,000422	-0,0053***
	(0,215)	(0,332)	(0,00119)	(0,00129)
1927	-0,203	0,0539	0,000718	0,000233
	(0,184)	(0,331)	(0,000649)	(0,00118)
1928	1,101***	0,592**	-0,000971	-0,000138
	(0,24)	(0,274)	(0,00109)	(0,00101)
1946	0,0125	-1,984**	0,00593	-0,00773***
	(0,259)	(0,82)	(0,00392)	(0,00177)

continua na página seguinte

Tabela 17 – continuação

Loja	β	θ	γ	ω
1951	0,447***	0,42	-0,00204**	0,00146
	(0,127)	(0,304)	(0,001)	(0,0012)
1952	-0,891***	1,961*	-0,00344	0,0122**
	(0,272)	(1,178)	(0,00343)	(0,00488)
1953	1,336***	-2,675**	0,00786**	-0,0108***
	(0,152)	(1,125)	(0,00377)	(0,00359)
1954	1,689***	-0,562	-0,00405***	-0,00105
	(0,288)	(0,377)	(0,00103)	(0,00174)
1966	0,412**	-0,706**	-0,00185*	0,00378***
	(0,194)	(0,297)	(0,000947)	(0,00118)
1969	2,67***	-2,029***	-0,00869***	0,0108***
	(0,211)	(0,3)	(0,00122)	(0,0015)
1970	-1,82***	0,181**	-0,000624	-0,000396
	(0,165)	(0,074)	(0,000745)	(0,000491)
1981	0,732***	1,336***	-0,00523***	0,00241**
	(0,135)	(0,281)	(0,00113)	(0,00104)
1982	-0,138	0,215	-0,000614	0,00204*
	(0,195)	(0,243)	(0,000828)	(0,00108)
1983	0,519*	0,403	0,000281	-0,0033
	(0,293)	(1,509)	(0,00113)	(0,00455)
2001	0,222	-1,05***	-0,00169*	0,00382***
	(0,162)	(0,246)	(0,000914)	(0,00103)
2002	0,291	0,44	-0,000981	-0,000475
	(0,31)	(0,329)	(0,000995)	(0,00134)
2003	0,881	-1,932***	-0,00351***	0,00889***
	(0,623)	(0,525)	(0,000996)	(0,00185)

continua na página seguinte

Tabela 17 – continuação

Loja	β	θ	γ	ω
2005	-0,00602	1,579***	0,00011	-0,00351*
	(0,287)	(0,541)	(0,00126)	(0,00204)
2021	0,54***	0,356	-0,000656	-0,00186
	(0,172)	(0,29)	(0,000952)	(0,00114)
2023	0	1,013***	-	0,000112***
	(1)	(3,88e-06)	0,000941***	(5,31e-08)
			(5,81e-09)	
2036	-0,426***	0,448	0,00186*	-0,00102
	(0,164)	(0,292)	(0,000991)	(0,00119)
2037	0	2,043***	-0,00119	0,00883***
	(1)	(0,0642)	(0,00162)	(0,00282)
2038	1,448***	-1,121**	-0,0016	0,00439**
	(0,371)	(0,437)	(0,00151)	(0,00192)
2051	0,131	-0,46*	0,00199**	0,000292
	(0,142)	(0,258)	(0,000773)	(0,00121)
2052	-0,87***	1,315***	0,0039***	-0,00505***
	(0,25)	(0,334)	(0,00107)	(0,00142)
2054	1,768**	-2,945***	-0,0192***	0,0186***
	(0,819)	(0,441)	(0,00429)	(0,00267)
2055	1,248***	1,309***	-0,00339***	0,00383**
	(0,211)	(0,427)	(0,00118)	(0,00153)
2071	-0,256*	0,463*	0,0027***	-0,00278***
	(0,131)	(0,248)	(0,000828)	(0,00105)
2072	-0,345	0,621*	0,000154	0,00352**
	(0,223)	(0,341)	(0,00097)	(0,00155)

continua na página seguinte

Tabela 17 – continuação

Loja	β	θ	γ	ω
2074	0,617	1,045	-0,00071	-0,00219
	(0,477)	(1,019)	(0,00167)	(0,00408)
2075	3,035***	-0,248	-0,00841***	0,00377***
	(0,262)	(0,689)	(0,00147)	(0,00128)
2077	-0,498	3,125***	-0,00443***	0,0122***
	(0,412)	(0,434)	(0,00128)	(0,00185)
2101	0,974***	-0,289	-0,00308***	0,00136
	(0,156)	(0,288)	(0,000904)	(0,00114)
2102	1,611**	-0,807	-0,000988	-0,00405**
	(0,766)	(0,506)	(0,00276)	(0,00175)
2104	0,5***	1,981**	-0,00755***	0,00636**
	(0,183)	(0,83)	(0,00233)	(0,00276)
2121	-0,0953	-1,796***	0,00487***	-0,00606***
	(0,15)	(0,261)	(0,000876)	(0,00105)
2131	-0,685***	-1,524***	0,000801	0,00431***
	(0,1)	(0,207)	(0,000549)	(0,000825)
2132	-0,062	0,934**	-0,000931	-0,002
	(0,209)	(0,366)	(0,00129)	(0,00162)
2133	0,649	0,761	-0,00429	0,003
	(0,504)	(1,298)	(0,00446)	(0,00528)
2134	2,183***	-1,648***	0,00165*	-0,00773***
	(0,448)	(0,136)	(0,000901)	(0,00205)
2135	0,419**	-1,474***	0,00349**	-0,00762***
	(0,206)	(0,474)	(0,00165)	(0,00152)
2136	-2,341***	1,839**	-0,00323	0,00791***
	(0,375)	(0,882)	(0,00431)	(0,00256)

continua na página seguinte

Tabela 17 – continuação

Loja	β	θ	γ	ω
2151	-0,535***	0,71**	0,00646***	-0,0066***
	(0,141)	(0,359)	(0,000855)	(0,00127)
2152	-1,272***	-0,422	0,00211**	0,000897
	(0,181)	(0,289)	(0,000853)	(0,00116)
2154	-0,633*	0,118	0,00798***	-0,00262
	(0,382)	(0,685)	(0,00105)	(0,00174)
2156	0,72***	0,0981	0,000525	0,000821
	(0,274)	(0,314)	(0,000701)	(0,00116)
2176	0,895***	-0,0739	-0,000803	-0,000941
	(0,167)	(0,293)	(0,00108)	(0,00137)
2177	0,582***	-0,0484	0,00126	-0,0013
	(0,199)	(0,305)	(0,000971)	(0,00123)
2178	-1,529***	4,826***	0,0132***	-0,022***
	(0,481)	(0,65)	(0,00064)	(0,00165)
2179	0,663*	3,296***	0,00455**	-0,0134***
	(0,353)	(0,122)	(0,00221)	(0,0012)
2182	0,864**	1,716***	-0,00466***	0,00661***
	(0,388)	(0,349)	(0,00122)	(0,00145)

Apêndice G

Lista de produtos completamente homogêneos.

Tabela 17: Lista de Produtos

Coxão Mole	Queijo Fresco	Extrato de Tomate	Mandioquinha	Detergente
Alcatra	Leite Condensado	Sal	Mandioca	Inseticida
Contrafilé	Queijo Prato	Vinagre	Quiabo	Lustra-móveis
Braço (paleta)	Queijo ralado	Caldo	Beterraba	Amaciante p/ Roupa
Coxão Duro	Queijo Mussarela	Maionese	Jiló	Cobertor
Patinho	Iogurte	Molho de Tomate	Abóbora	Toalha de Mesa
Músculo	Linguiça	Bacalhau	Batata	Toalha de Banho
Acém	Salsicha	Sardinha em lata	Cebola	Lençol
Pernil c/ Osso	Mortadela	Palmito em conserva	Alho	Toalha de Rosto
Costela Suína	Carne Seca	Ervilha em conserva	Ovos	Filtro de Papel
Lagarto	Presunto	Azeitona	Alface	Cigarros
Fígado	Toucinho Defumado	Chá Mate	Repolho	Cerveja
Costela Bovina	Salame	Laranja	Escarola	Refrigerante
Filé Mignon	Macarrão	Banana	Salsa/cebolinha	Fósforos
Lombo c/ Osso	Farinha de Trigo	Limão	Couve	Aguardente
Arroz	Farinha de Mandioca	Uva	Couve-flor	Vinho
Feijão	Fubá	Abacaxi	Brócolis	Pó p/ Refresco
Leite Especial	Fermento	Melancia	Pescada	Água Mineral
Leite tipo B	Farinha de Milho	Pêra	Sardinha	Sabonete
Frango	Biscoito Maisena	Maçã	Cação	Papel Higiênico
Pão de Forma	Balas	Mamão	Corvina	Creme Dental
Açúcar	Biscoitos Água e Sal	Tomate	Lâmpada	Desodorante
Café em Pó	Achocolatado em pó	Vagem	Vela	Absorvente Higiênico
Óleo de Soja	Chocolate	Cenoura	Sabão em pó	Xampu
Azeite de Oliva	Biscoito Cream-Cracker	Pimentão	Sabão em barra	Escova Dental
Óleo de Milho	Sorvete	Chuchu	Cera	Aparelho de Barbear
Leite em pó	Goiabada	Abobrinha	Água Sanitária	Agrião
Margarina	Gelatina	Pepina	Esponja de	