

**FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO**

PRISCILA FERNANDES RIBEIRO

**CONSUMO, POUPANÇA PRECAUCIONÁRIA, LEI CRÉDITO
CONSIGNADO E IMPACTO SOBRE ALOCAÇÃO DE ATIVOS E
DISTRIBUIÇÃO DE CONSUMO**

SÃO PAULO

2015

PRISCILA FERNANDES RIBEIRO

**CONSUMO, POUPANÇA PRECAUCIONÁRIA, LEI CRÉDITO
CONSIGNADO E IMPACTO SOBRE ALOCAÇÃO DE ATIVOS E
DISTRIBUIÇÃO DE CONSUMO**

Tese apresentada à Escola de
Economia de São Paulo da Fundação
Getúlio Vargas, como requisito para
obtenção de título de Doutora em
Economia.

Orientador: Prof. Dr. Sérgio Pinheiro
Firpo

**SÃO PAULO
2015**

Ribeiro, Priscila Fernandes.

Consumo, poupança precaucionária, lei crédito consignado e impacto sobre alocação de ativos e distribuição de consumo / Priscila Fernandes Ribeiro. - 2015. 156 f.

Orientador: Sérgio Pinheiro Firpo

Tese (doutorado) - Escola de Economia de São Paulo.

1. Consumo (Economia). 2. Poupança. 3. Modelos econométricos. 4. Alocação de ativos. 5. Orçamento familiar. I. Firpo, Sérgio Pinheiro. II. Tese (doutorado) - Escola de Economia de São Paulo. III. Título.

CDU 330.567.2(81)

**CONSUMO, POUPANÇA PRECAUCIONÁRIA, LEI CRÉDITO
CONSIGNADO E IMPACTO SOBRE ALOCAÇÃO DE ATIVOS E
DISTRIBUIÇÃO DE CONSUMO**

Tese apresentada à Escola de Economia de
São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, como
requisito para obtenção de título de Doutora
em Economia.

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Sérgio Pinheiro Firpo
(FGV-EESP)

Prof. Dr. Enlinson Henrique C. de Mattos
(FGV-EESP)

Prof. Dr. Bruno Ferman
(FGV-EESP)

Prof. Dr. Fábio Augusto dos R. Gomes
(FEA-USP/RP)

Prof. Dr. Mauro Rodrigues Jr.
(FEA-USP/SP)

AGRADECIMENTOS

A pessoa mais importante da minha vida, minha Querida Mãe, por todo amor e apoio incondicionais em todos os meus projetos e desafios. Por acreditar, sempre, junto comigo de que todos os obstáculos seriam ultrapassados e que ficaria apenas a eterna sensação da conquista. As minhas irmãs, com muito carinho, pela companhia e incentivos nos momentos que mais precisei.

Ao meu orientador Professor Sérgio Firpo pelo apoio e incentivo nos últimos dois anos, quando iniciei esta etapa do Doutorado e cuja contribuição, a esse trabalho e à minha formação acadêmica, foi de grande importância.

Ao Professor Pedro Luiz Valls Pereira pelos ensinamentos e incentivos durante muitos anos de minha vida acadêmica.

Aos membros da comissão julgadora: Sérgio Firpo, Fábio Gomes, Mauro Rodrigues, Enlinson Mattos e Bruno Ferman.

Ao Corpo Docente da EESP, pelo compromisso com a excelência acadêmica, e pela vital contribuição para a minha formação.

Aos colegas de turma pelo ambiente de convívio extremamente agradável ao longo do curso de doutorado. Em especial aos amigos Eduardo Zylberstajn, Priscilla Tavares, Bruno Oliva e Rafael Camelo pelo apoio, pela paciência, pelas risadas nas horas mais difíceis, pela preocupação, pela honestidade e pela amizade: sem vocês este Doutorado seria incompleto. Às amigas Marília Gabriela e Marina, pela paciência e alegria que mudaram minha visão sob muitos aspectos da vida.

RESUMO

Esta tese é composta por três ensaios a respeito de consumo e poupança. O primeiro traz uma aplicação de poupança precaucionária para os Estados Unidos.

O segundo e terceiro artigos fazem aplicações para o Brasil usando a POF 1995-96, 2002-03 e 2008-09 para o segundo, e as duas últimas pesquisas para o terceiro. O segundo artigo avalia convergência nos padrões de gastos das famílias em duas cestas distintas de bens: uma de alimentos e outra para produtos eletroeletrônicos, enquanto o terceiro artigo explora a Lei de Crédito Consignado e seu impacto na forma de alocação da poupança precaucionária das famílias.

Palavras-chave: Consumo; Poupança; Modelos econométricos; Alocação de ativos; Orçamento familiar.

ABSTRACT

This thesis consists of three essays on consumption and savings. The first brings a precautionary saving application to the United States.

The second and third items make applications to Brazil using the POF 1995-96, 2002-03 and 2008-09 for the second, and the last two surveys to the third. The second article assesses convergence in patterns of household spending in two different baskets of goods: a food and one for consumer electronics products, while the third article explores the Payroll Credit Act and its impact in the form of allocation of precautionary household savings.

Keywords: Consumption; savings; Econometric models; Asset allocation; Family budget.

SUMÁRIO

| | |
|--|-----|
| Implicações da distribuição de renda sobre a convergência na estrutura de consumo das famílias brasileiras | 01 |
| Poupança precaucionaria e aversão ao risco: Impacto da Lei do Crédito Consignado sobre a alocação de ativos das famílias brasileiras | 80 |
| Estimating the Elasticity of Intertemporal Substitution taking into account the Precautionary Savings Motive | 104 |

Implicações da distribuição de renda sobre a convergência na estrutura de consumo das famílias brasileiras.

Sergio Pinheiro Firpo

EESP-FGV/SP

Priscila Fernandes Ribeiro

EESP-FGV/SP

Resumo

Este estudo utiliza dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares para os anos de 1995-1996, 2002-2003 e 2008-2009 para avaliar o padrão de gastos em itens de alimentação e eletroeletrônicos comparáveis entre as diferentes pesquisas e como este padrão está relacionado à distribuição de renda. O nível de consumo em cada item é diferente entre os anos e entre as unidades de consumo para diferentes níveis de renda, mas a forma como as famílias gastam nestes itens pode não ser diferente, condicional a posição da família na distribuição da renda per capita. Desta forma, analise-se a convergência a partir de medidas de comparação entre a alocação dos gastos de cada família com uma medida representativa em alguns decis da distribuição. Outro fator importante e que pode contribuir para a explicação de convergência na participação do gasto em cada item no gasto total na cesta de bens é a análise feita a partir de comportamentos contrafactuais de frequência de compra. A divergência na alocação pode ser explicada não apenas pelas diferenças renda, mas também por diferenças de acesso aos locais de compra, quantidades (kg) adquiridas pelas famílias e ainda, diferenças em qualidade do produto, representadas pelas diferenças de preços pagos pelas diferentes unidades de consumo. Os resultados indicam convergência da alocação dos gastos de alimentos principalmente em relação ao comportamento médio das famílias no quinto decil e para os gastos com eletroeletrônicos, há evidências favoráveis a convergência no padrão de gastos em relação ao comportamento médio das famílias do último decil da distribuição nas pesquisas de 1995-96 e 2008-09, ou seja, as famílias mais pobres tentam imitar o padrão de consumo das famílias mais ricas nestes itens, porém os preços pagos são bastante diferentes.

Palavras-chave: convergência consumo, distribuição de renda, análise de contrafactuais.

Introdução

O Brasil passou por intensas transformações a partir da década de 1990, principalmente relacionadas a estabilidade de preços, maior diversificação de bens e produtos produzidos internamente, bem como importados, além da adoção de programas de transferências de renda, que foram importantes fatores para a melhora dos principais indicadores sociais, dentre eles, equidade na distribuição de renda e diminuição da extrema pobreza (Barros e Mendonça (1995), Azevedo (2007), e Figueiredo e Ziegelmann (2009)). Para as famílias que se beneficiaram desse processo de redistribuição, o aumento da renda pode ter levado a alterações no percentual gasto com cada tipo de bem ou serviço consumido, tornando-o mais parecido ao padrão de gasto de famílias em faixas de renda superiores.

Porém, mesmo a distribuição de renda não é capaz em si de explicar todo o efeito de bem-estar advindo dessas transformações na economia brasileira, uma vez que uma fração significativa das variações de renda é devida a variações em sua componente transitória, ou seja, a renda atual pode não ser uma medida adequada para avaliar os recursos disponível ao longo do ciclo de vida das famílias.

Por esta razão, vários autores, entre eles, Johnson e Smeeding (1998), Mayer e Jencks (1993), Deaton e Paxson (1994), Dynarski e Gruber (1997), Blundell e Preston (1998) e Krueger e Perri (2004), foram além do uso da distribuição da renda para estudar o nível de bem-estar ou equidade, utilizando a distribuição do padrão de consumo ou gastos das famílias como medidas mais amplas de bem-estar.

Cutler e Katz (1991) constatam que a desigualdade de consumo caiu proporcionalmente mais que a desigualdade de renda entre 1961-1988 nos Estados Unidos. Por outro lado, Slesnick (2001) concluiu que a desigualdade de consumo ficou constante entre 1970 e 1995. Krueger e Perri (2006) constatam que a desigualdade de consumo aumentou apenas moderadamente entre 1980 e 2003.

Trabalhos mais recentes têm argumentado que mudanças no consumo e desigualdade de renda são semelhantes. Attanasio, Battistin e Ichimura (2004) concluem que a desigualdade de consumo tem aumentado ao longo do tempo, juntamente com a desigualdade de renda. Aguiar e Bils (2012) e Attanasio et al (2013) alegam que os aumentos da desigualdade do consumo e da renda foram semelhantes nas últimas décadas.

Ainda, Meyer e Sullivan (2003, 2011) argumentam que o consumo é uma medida melhor de bem-estar pois este reflete os recursos de longo prazo, enquanto medidas de renda não conseguem captar as disparidades no consumo que resultam das diferenças entre ativos da família ou de acesso ao crédito, enquanto o consumo pode refletir mais apropriadamente perdas com ativos (valorização e desvalorização, compra ou venda), além do endividamento em momentos adversos. O consumo irá também variar com recebimentos de programas e auxílios governamentais ou privados.

O objetivo deste trabalho é o de investigar a inter-relação entre as variações observadas no padrão de consumo das famílias e impacto da distribuição de renda para diferenças no padrão de gastos, ou seja, como as transformações a partir da década de 1990 refletem, em certa medida, as transformações ou alterações no padrão de gastos das famílias em itens selecionados de alimentos e eletroeletrônicos entre as diferentes classes de renda e no padrão de gastos dentro de cada classe de renda, e ainda, verificar algum padrão de convergência de gastos das famílias nas diferentes classes de renda.

O debate internacional sobre crescimento econômico e convergência de renda teve início na década de 1980, intensificando-se no decorrer dos anos de 1990. O trabalho de Baumol (1986) foi o precursor dessa discussão, sendo aperfeiçoado posteriormente por Barro e Sala-i-Martin (1992), Mankiw, Romer e Weil (1992), entre outros. No Brasil, os principais trabalhos realizados estão: Azzoni (1994), Ferreira e Diniz (1995), Ferreira (1996, 2000), Zini Jr (1998), Ferreira e Cruz (2008), e Carvalho, Sonáglia e Vieira (2008), dentre outros.

Os conceitos de convergência têm sido utilizados, na maioria dos casos, para explicar se diferentes economias tendem a equalizar seu nível de desenvolvimento econômico, ou seja, se os países mais atrasados tendem, em certas circunstâncias, a crescer mais rápido que os países ricos, a fim de fechar o hiato entre os dois grupos. Esse fenômeno de superação dos considerados mais pobres é denominado convergência.

Os estudos de modo geral mostram que o crescimento da renda não é homogêneo em todas as regiões, sejam elas representadas por países, estados ou municípios, com as mais industrializadas se desenvolvendo mais rapidamente que as demais. Entretanto, a questão central dessa discussão é saber se o crescimento implica a ampliação ou redução dos diferenciais de renda per capita entre essas regiões ao longo do tempo. Para o Brasil, Brasil, as principais discussões neste tema estão ligadas a verificação se a renda dos estados e municípios, de modo geral, tem convergido para a média nacional.

Os trabalhos realizados até então sobre convergência de renda têm feito referências aos termos β -convergência, σ -convergência, convergência absoluta e condicional e clubes de convergência. Os estudos empíricos têm mostrado que o conceito de β -convergência diz respeito à existência de uma relação negativa entre o PIB per capita inicial e sua taxa de crescimento no período em análise. O que significa, em outras palavras, que a renda per capita de áreas inicialmente mais pobres tende a crescer mais rapidamente que as rendas das áreas consideradas mais ricas. Por outro lado, o conceito de σ -convergência consiste na observação da dispersão das rendas per capita das áreas em estudo em sucessivos anos. Se essa dispersão, medida pela variância ou desvio-padrão amostral, diminuir ao longo do tempo, representará evidência favorável à hipótese de σ -convergência. A β -convergência é um fator necessário, mas não suficiente para a existência de σ -convergência, já que choques exógenos nas taxas de crescimento podem aumentar a dispersão entre as rendas.

Na hipótese de convergência absoluta, a renda per capita dos países ou regiões convergem no longo prazo para o mesmo estado estável independentemente de sua condição inicial. O que significa, em outras palavras, que todas as economias convergem para o mesmo nível de produto per capita pressupondo a existência de um único estado estacionário para o qual convergem todas as economias (Galor, 1996).

De acordo com Sala-I-Martin (2000), um dos aspectos importantes é a rapidez com que as economias evoluem durante o processo de transição para o estado de crescimento estacionário. Se as economias mais pobres tendem a crescer mais rapidamente que as consideradas mais ricas nesse processo de transição, então, nestas condições, a hipótese de β -convergência absoluta está caracterizada, uma vez que em algum momento do tempo os países pobres acabariam alcançando o nível de renda per capita dos países ricos. Essa hipótese, por conseguinte, leva em consideração que a diferença entre as economias pobres e ricas seja decorrente de diferenças no nível de capital e produto per capita desses países, estados ou regiões.

Por outro lado, na hipótese de convergência condicional, a renda per capita dos países ou regiões que são idênticos em relação a suas características estruturais (preferências, tecnologias, capital humano, políticas governamentais, entre outras) converge no longo prazo para o mesmo estado estacionário, independentemente de sua condição inicial (Galor, 1996). De acordo com essa hipótese as economias apresentam diferenças estruturais e, portanto, tenderão convergir para estados estacionários também diferentes. O que significa, em outros termos, que as economias mais pobres não necessariamente alcançariam o nível de renda per capita das consideradas mais ricas, podendo haver um padrão divergente entre grupos de economias.

De todo modo, pode-se dizer que a β -convergência condicional implica que cada economia tende a convergir para o um estado estacionário particular, e que esses estados estacionários podem ser bem distintos uns dos outros. Neste caso, um grau de desigualdade pode persistir mesmo no longo prazo, implicando também nas posições relativas das diferentes economias.

Utilizando o mesmo argumento sobre medidas de bem-estar e choques de renda permanente e transitório, a convergência da renda também pode refletir muito pouco sobre a convergência de bem-estar entre as unidades de observação. Qualquer alteração significativa no padrão de renda irá impactar preços relativos e renda disponível, os principais fatores para a determinação do padrão de consumo.

Kravis et al (1975) mostram uma correlação negativa entre rendimentos e crescimento de consumo na Europa pós-guerra. Ainda, os autores também observam que, mesmo que os níveis de renda real, preços relativos e preferências sejam similares, diferenças na distribuição de renda entre os países levariam a diferenças no padrão de consumo, em termos de quantidade consumida per capita.

Desta forma, mesmo com níveis de renda parecidos, diferentes unidades de consumo podem ter padrões de gastos em itens como alimentação e eletroeletrônicos bastante similares. Uma explicação possível seria a

tentativa de unidades de consumo em posições desfavoráveis de renda “imitar” o padrão de consumo das unidades de consumo mais ricas, diferenciando-se pelas quantidades demandadas e preços pagos por esses itens. Desta forma, a igualdade de consumo deve ser entendida em um sentido mais estrito, ou seja, embora o gasto total em cada item de consumo seja diferente entre famílias, no entanto, a forma de alocação de gasto entre os diferentes bens é bastante similar.

A grande maioria dos estudos sobre desigualdade de renda ou de consumo é essencialmente descritivos. Normalmente, comparam-se diferenças de localização na distribuição de renda ou de consumo na distribuição geral e sua evolução ao longo do tempo, além de medidas de mobilidade dentro e entre os grupos de renda ou consumo. Estes exercícios apresentam resumos factuais de desigualdade e mobilidade da renda ou do consumo.

Para fins de análise política, é necessário ir além descrição factual e construir medidas ou distribuições contrafactuais. Elas podem ser usadas para determinar o que aconteceria com a mobilidade ou desigualdade caso fossem observadas outras características da família ou unidade de consumo, mantendo outros fatores constantes. Os contrafactuais podem também ser utilizados para decompor a desigualdade observada e mobilidade em componentes devido a restrição a determinados locais de compra que as famílias podem ter em relação à média das famílias mais ricas, controlado por características do domicílio.

Desta forma, na parte empírica deste trabalho, investiga-se como o padrão de gastos em uma cesta de bens se diferencia entre famílias de diferentes classes de renda. Para tanto, constrói-se uma medida de comparação entre a participação do gasto em cada item de uma cesta de uma família em determinada faixa de renda e a média da participação em cada faixa de renda, além do exercício de construir distribuições contrafactuais para o gasto a partir do uso de frequências no padrão de compra das famílias mais ricas, ou seja, do último decil de renda.

Diante disso, as diferenças no padrão de alocação dos gastos no orçamento total podem ser mensuradas de duas formas distintas: a primeira que considera apenas diferenças no *share* do gasto em cada item na cesta de consumo e; a segunda que considera diferenças em relação ao acesso, ou seja, diferenças no gasto a partir de alterações dos lugares de compras destes itens.

O trabalho está organizado da seguinte forma. Seção 2 apresenta a estrutura da base de dados e as principais medidas descritivas bem como a construção de variáveis de interesse para a verificação do padrão de gasto das famílias em cada classe de renda. As Seções 3 e 4 apresenta a metodologia empregada para a verificação da convergência do padrão de consumo e os resultados da estimação do modelo empregado, bem como a inferência indicada para testar a convergência para os diferentes decis de renda, respectivamente. A Seção 5 conclui. Os Anexos contêm Tabelas e Gráficos gerados na análise.

Banco de Dados

Pesquisa de Orçamentos Familiares

Os dados utilizados foram os microdados obtidos a partir da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF), realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para os anos de 1995, 2002 e 2008.

A unidade básica de investigação e análise dos orçamentos é a Unidade de Consumo (UC), a qual compreende uma pessoa ou um conjunto de pessoas que dividem gastos com alimentação. Dessa forma, um domicílio pode compreender mais de uma unidade de consumo, embora esses casos tenham correspondido a apenas cerca de 5% dos domicílios na edição de 2002/2003 e a 2% na edição seguinte (IBGE 2005, 2010). A metodologia empregada levanta todos os recebimentos e aquisições feitas nos últimos 12 meses. Foram selecionados dois grupos de 20 itens de consumo, vinte itens relacionados a alimentos e vinte itens relacionados a eletroeletrônicos.

A despesa com alimentos é auferida por um período de sete dias. Já as despesas com eletroeletrônicos são auferidas nos últimos doze meses nas pesquisas realizadas em 2002 e 2009 e nos últimos seis meses na pesquisa realizada em 1995. A Tabela 1 abaixo relaciona os dois grupos de bens que serão analisados neste trabalho. Os itens foram selecionados pela representativa amostral e para manter a comparabilidade da cesta de consumo nos diferentes anos das pesquisas.

É importante destacar que as despesas com alimentos e eletroeletrônicos são levantadas para a unidade de consumo, enquanto outros tipos de despesas, como vestuário e alimentação fora do domicílio, são auferidas no nível morador. Os rendimentos e recebimentos também são informações individuais e foram agregadas para a unidade de consumo neste trabalho.

Nas pesquisas também foram levantadas informações sobre características da unidade de consumo, características individuais dos moradores e das condições e características da moradia.

Tabela 1: Grupo de alimentos e eletroeletrônicos selecionados

| Alimentos | Eletroeletrônicos |
|-------------------------|----------------------------------|
| Açúcar Cristal | Antena parabólica e equipamentos |
| Arroz Polido | Batedeira de bolo |
| Biscoito Salgado | Chuveiro ou ducha elétricos |
| Café Moído | Conjunto de som acoplado |
| Carne Bovina de Segunda | Ferro elétrico |
| Cebola | Filtro de água a vela |
| Cenoura | Fogão a gás |
| Farinha de Mandioca | Forno de micro-ondas |
| Feijão Carioca | Freezer |
| Feijão de Corda | Geladeira |
| Frango Abatido | Liquidificador |
| Frango Congelado | Máquina de costura elétrica |
| Leite Fresco | Máquina de lavar roupas |
| Leite em Pó Integral | Microcomputador |
| Macarrão | Rádio portátil |
| Óleo de Soja | Rádio relógio ou de mesa |
| Ovos | Secador e modelador de cabelos |
| Pão Francês | Televisão em cores |
| Sal Refinado | Televisão em preto e branco |
| Tomate | Ventilador |

Para os microdados das edições de 2002-2003 e 2008-2009 a representatividade amostral foi ampliada para o Brasil, diferentemente da edição 1995-1996 em que a pesquisa foi realizada apenas nas regiões metropolitanas de Salvador, Fortaleza, Belo Horizonte, Belém, Curitiba, Recife, Rio de Janeiro, Porto Alegre e São Paulo, além do Distrito Federal e do município de Goiânia.

Entre outubro de 1995 e setembro de 1996, a POF entrevistou 19.816 domicílios. Entre julho de 2002 e julho de 2003, foram entrevistados 48.470 domicílios e entre maio de 2008 e maio de 2009 foram 55.970 domicílios. As despesas, como mencionado anteriormente, são coletadas no nível da unidade de consumo, enquanto que rendimentos são coletados por indivíduo. Procedeu-se a agregação dos rendimentos para a unidade de consumo.

Para o conjunto de controles para a unidade de consumo, tentou-se capturar efeitos da renda permanente, ou seja, características físicas que indicam as condições de vida dos indivíduos nas unidades de consumo, tais como acesso a rede de esgoto, tratamento de água, quantidade de cômodos no domicílio e banheiros, imóvel próprio, além da localização do domicílio (Unidade da Federação).

Para as características de composição demográfica foram consideradas características do chefe do domicílio, pois ele é o responsável pela maior parte dos gastos com habitação, tais como anos de estudo, idade, se chefe da unidade de consumo é homem, se possui cartão de crédito e se trabalha no momento da pesquisa.

A Tabela 2 apresenta as principais estatísticas descritivas para as variáveis de Unidade da Federação e características das unidades de consumo, bem como as principais características levantadas sobre o chefe da unidade de consumo. Destacam-se a diminuição de domicílios chefiados por homens durante o período analisado e o aumento de chefes da unidade de consumo com acesso a cartão de crédito entre 2003 e 2009. Das condições de moradia, destaca-se o maior acesso a rede de esgotos e a queda do número de moradores em uma mesma unidade de consumo e estabilidade da proporção de imóveis alugados.

As variáveis de interesse são derivadas de valores monetários, com exceção da variável quantidade de alimento adquirido (em quilos). Como a POF possui vários itens pesquisados, diferentes datas de pesquisa e períodos de referência, as despesas e os rendimentos (brutos) foram anualizados e deflacionados.

O procedimento de anualização seguiu a metodologia indicada pelo IBGE, ou seja, valores com referência de 7, 180¹ e 360 dias foram multiplicados por 52 e 1, respectivamente para as pesquisas de 2002-2003 e 2008-2009. Os valores anualizados foram deflacionados pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) utilizando como base o mês de dezembro de 2014 para as três pesquisas analisadas.

Para definição das faixas de renda, as unidades de consumo foram divididas em 10 grupos conforme a sua posição na distribuição da renda média anual domiciliar per capita em cada uma das edições da pesquisa. A Tabela 3 apresenta a distribuição da renda total per capita anual deflacionada a valores de dezembro de 2014 para as três pesquisas consideradas, bem como as principais estatísticas descritivas. Importante destacar a queda da renda média na pesquisa de 2002-2003, em relação as outras duas pesquisas. Porém, este comportamento não reflete o comportamento da renda entre os decis da distribuição. Mesmo com a queda da renda média, destaca-se um aumento da renda no primeiro decil em 2002-2003, enquanto o oitavo, nono e décimo decis foram as faixas que tiveram uma queda de renda maior relativamente. Importante também destacar a maior proximidade da média de renda nos decis 7, 8 e 9 em 2008-2009 em relação à POF de 1995-1996.

Padrão de consumo das famílias

Para a distribuição de consumo dos itens alimentares e eletroeletrônicos selecionados, as Tabelas 4 e 5 apresentam o padrão de consumo nas diferentes POF analisadas. Para os produtos alimentares, destaca-se a alta variabilidade no padrão de consumo dos itens selecionados como leite e tomate e padrão de consumo relativamente estável de itens como ovos, farinha de mandioca e cenoura.

¹ POF 1995-1996 para despesas com eletroeletrônicos.

Para produtos eletroeletrônicos, Tabela 5, o padrão de consumo mostra-se relativamente mais estável comparativamente aos produtos alimentares, com destaque para a estabilidade da aquisição de fogão a gás e aumento da aquisição proporcional de geladeiras e forno micro-ondas, e principalmente microcomputadores. O padrão de aquisição de televisão a cores e preto e branco vão em direção oposta; enquanto a primeira aumentou a participação nos gastos a segunda diminuiu, continuamente.

Os Gráficos 1 a 6 mostram a evolução de preço e quantidade (medida em quilogramas) para a cesta de bens alimentares. Os Gráficos de 1 a 3 mostram a distribuição do preço dos alimentos para as pesquisas de 1995-1996, 2002-2003 e 2008-2009, respectivamente. Além da frequência de aquisição (barras azuis), tem-se o preço médio pago em cada faixa de renda (gráficos 0-10%, 10%-20%, ..., 90-100%) indicado pelo símbolo “★” e preço médio pago entre todas as unidades de consumo que é fixo em todos os gráficos de uma mesma POF, indicado pelo símbolo “○”. Os Gráficos de 4 a 6 mostram a distribuição de quantidade adquirida dos alimentos para as pesquisas de 1995-1996, 2002-2003 e 2008-2009, respectivamente. A frequência de aquisição representada pelas barras, a quantidade média (kg) adquirida por faixa de renda (gráficos 0-10%, 10%-20%, ..., 90-100%) indicada pelo símbolo “★” e quantidade média adquirida (kg) entre todas as unidades de consumo que é fixa em todos os gráficos de uma mesma POF, indicada pelo símbolo “○”.

Destaca-se o comportamento das frequências de compra entre as diferentes faixas de renda. Os produtos alimentares foram ordenados em todos os gráficos de acordo com a frequência de aquisição das unidades de consumo da faixa de renda 0-10%. A medida que a renda aumenta, produtos essencialmente adquiridos por domicílios mais pobres são gradativamente menos consumidos por domicílios com renda per capita superior e o contrário também prevalece, ou seja, aqueles produtos menos consumidos relativamente nas primeiras faixas de renda são progressivamente mais consumidos pelos domicílios nas faixas de renda superiores, principalmente nas pesquisas de 2002-2003 e 2008-2009.

Ainda nos Gráficos 1 a 3, não se observa grandes diferenças entre os preços médios pagos em cada faixa de renda e os preços médios, calculados com todas as aquisições de cada item alimentar, indicando que caso haja diferenças no padrão de consumo entre os vinte alimentos selecionados, esta pode não ser explicada pelo comportamento de preço, ou seja, pode não ser devido a diferenças de qualidade consumida entre os produtos alimentares adquiridos pelos domicílios mais pobres e mais ricos.

Para as quantidades consumidas por item e faixa de renda, observa-se nos Gráficos 4 a 6 um padrão de consumo relativamente estável entre as diferentes pesquisas, mas entre faixas de renda, a quantidade média consumida varia bastante, principalmente nas faixas intermediárias de renda na pesquisa de 2002-2003. Além disso, parece ficar claro que a medida que a renda aumenta, o consumo médio dos itens também se eleva, o

que pode indicar que a principal diferença entre os padrões de consumo é mesmo em relação a quantidade consumida e não de preços.

Para as pesquisas POF 2002-2003 e POF 2008-2008, há a indicação se a forma de pagamento do item ou produto adquirido foi feita à vista ou a prazo, apresentadas nos Gráficos 7 a 10. Nos Gráficos 7 e 8 são apresentados os preços médios pagos nas aquisições de forma geral (○), preços médios em cada faixa de renda (★) e preços das aquisições feitas com pagamento a prazo (●), por faixa de renda e total, além da frequência de compras feitas a prazo e total (barras vermelhas e azuis, respectivamente). Os valores a prazo e à vista não destoam tanto em 2002-2003, mas são bastante distintos em 2008-2009, principalmente para aquisição de alguns itens nas faixas de renda superiores. Por outro lado, nos Gráficos 9 e 10 observa-se que a quantidade adquirida em compras a prazo é superior que as quantidades compradas em aquisições cuja forma de pagamento é à vista, indicando o maior uso de crédito compras em maior volume, possivelmente para compras mensais e manter estoques domésticos desses itens.

Os Gráficos 11 a 13 apresentam o valor de aquisição média para os produtos eletroeletrônicos para as pesquisas de 1995-1996, 2002-2003 e 2008-2009, respectivamente. Diferentemente dos itens relacionados à alimentação, não há uma descrição de quantidade adquirida dos produtos eletroeletrônicos pelas unidades de consumo, apenas o valor da despesa por item. No caso de mais de uma aquisição do item por unidade de consumo, este valor é contabilizado no valor total da despesa daquele item. Além da frequência de aquisição (barras azuis), tem-se o preço médio pago em cada faixa de renda (gráficos 0-10%, 10%-20%, ..., 90-100%) indicado pelo símbolo “★” e preço médio pago entre todas as unidades de consumo que é fixo em todos os gráficos de uma mesma POF, indicado pelo símbolo “○”.

Destaca-se o comportamento das frequências de compra entre as diferentes faixas de renda, porém sem o padrão peculiar observado para os itens de alimentação. Bem como para alimentos, produtos eletroeletrônicos foram ordenados em todos os gráficos de acordo com a frequência de aquisição das unidades de consumo da faixa de renda 0-10%. A medida que a renda aumenta, produtos essencialmente adquiridos por domicílios mais pobres são gradativamente menos consumidos por domicílios com renda per capita superior em dinâmica mais “lenta” que a observada no grupo de alimentos. Já os produtos menos consumidos nas faixas iniciais são altamente consumidos nas faixas finais de renda, principalmente no nono e décimo decis. Este comportamento é observado nas três pesquisas analisadas.

Ainda, destaca-se outra diferença em relação ao grupo de produtos alimentares, os preços pagos pelas unidades em cada faixa de renda são bastante distintos nos primeiros decis de renda e os dois últimos. Nas primeiras faixas de renda, em geral, os preços pagos pelas unidades de consumo são inferiores à média geral

de preço em cada item; já nas faixas superiores, observa-se o oposto, ou seja, as unidades de consumo nas faixas superiores pagam, na média, por um eletroeletrônico comparativamente as unidades dos primeiros decis. Isso pode indicar que haja alguma diferença em qualidade do produto adquirido pelos diferentes domicílios, que seria refletido na diferença de preços.

Para os itens adquiridos com forma de pagamento à vista ou a prazo nas pesquisas 2002-2003 e 2008-2009, a distribuição de frequências e preços são apresentadas nos Gráficos 14 e 15. São apresentados os preços médios pagos nas aquisições de forma geral (\circ), preços médios em cada faixa de renda (\star) e preços das aquisições feitas com pagamento a prazo (\bullet), por faixa de renda e total, além da frequência de compras feitas a prazo e total (barras vermelhas e azuis, respectivamente). Os valores a prazo e à vista não destoam tanto em 2002-2003 e apresentam alguma diferença para alguns bens em 2008-2009, principalmente para aquisição de alguns itens nas faixas de renda superiores, padrão similar ao de consumo de produtos alimentares.

Para os locais de aquisição dos produtos alimentares e eletroeletrônicos, nota-se um aumento da participação de locais nas pesquisas de 2002-2003 e 2008-2009, em relação a POF 1995-1996, tanto em relação aos produtos alimentares quanto em eletroeletrônicos. Entretanto, destaca-se o aumento gradativo da concentração de compras de alimentos em supermercados e de queda em padarias, armazéns, mercearias e açougues, como observado na Tabela 6. Já para os eletroeletrônicos, destaca-se a maior participação de supermercados e hipermercados e lojas de eletrodomésticos e utilidades e queda da participação de vendedores ambulantes, loja de departamentos, lojas de informática e compras de particulares, este último essencialmente de produtos usados, como observado na Tabela 7.

É importante destacar que o objetivo é comparar cestas de produtos entre as unidades de consumo das diferentes faixas de renda e observar a existência de convergência na proporção de gastos médio em relação ao gasto total nestes itens. Desta forma, a proporção do gasto em cada bem é definida como $p_{ijc} = \frac{g_{ijc}}{\sum_j g_{ijc}}$, em que p_{ijc} é a proporção do gasto no item j do grupo de produtos c (alimentos ou eletroeletrônicos) em relação ao gasto total agregado no grupo c , da unidade de consumo i .

Assim, mesmo que o gasto individual seja diferente entre as unidades de consumo, a proporção dos gastos nos bens selecionados podem ser similares, indicando similaridades no padrão de gastos no Brasil. Além disso, pode-se comparar essa medida nas diferentes pesquisas e verificar uma possível convergência entre unidades de consumo e sua evolução no período de 1995 a 2009.

A distribuição total do consumo será confrontada com a distribuição em cada um dos decis de renda, listadas na Tabela 3, de modo a identificar a relação entre tendências do consumo e variações para cada faixa

de renda. As distribuições serão calculadas a partir da participação do gasto em cada produto (alimentos ou eletroeletrônicos) em relação ao gasto total da unidade de consumo nestes dois grupos.

Convergência do consumo das famílias nas diferentes faixas de renda

As Tabelas 8 e 9 apresentam a frequência média de compras para cada item selecionado nos grupos de produtos. Já as Tabelas 10 e 11, apresentam a média de participação dos gastos em relação ao gasto total de cada produto. Para o grupo de alimentos, destaca-se a queda da participação média nos gastos em frango abatido na POF 2002 e do tomate em 2008, além do forte aumento da participação dos gastos em carne bovina nas pesquisas analisadas, enquanto todos os itens eletroeletrônicos tiveram queda na participação média nos gastos totais dos itens relacionados.

Nas tabelas 12 e 13 são apresentadas algumas medidas de convergência usais na literatura de distribuição e igualdade de renda, porém aplicadas a medida p_{ijc} para os itens alimentares das diferentes unidades de consumo e para as três pesquisas selecionadas. As primeiras quatro colunas da Tabela 12 mostram a razão entre diferentes percentis da distribuição de p_{ijc} . A primeira coluna é a razão entre o percentil 90 e o percentil 10. Quanto maior o valor desse indicador, maior é a concentração do percentual de gastos, visto que ele mede quantas vezes o gasto percentual das unidades com maior gasto proporcional é maior que o percentual de gastos das unidades com menor gasto proporcional. Esse indicador caiu entre 1995 e 2002, mas voltou a aumentar em 2009. Os demais indicadores de razão entre percentis apresentaram a mesma tendência de queda em 2002 e posterior aumento em 2009, indicando um aumento do percentual de gastos entre as unidades que gastam mais, comparativamente.

As colunas 5 e 6 da Tabela 12 apresentam a média do percentual de gastos nos itens selecionados e o desvio-padrão, usualmente chamado na literatura de distribuição e igualdade de renda de σ -convergência, e indica convergência se há redução da dispersão no percentual de gastos nos itens selecionados. Observa-se um aumento da dispersão de p_{ijc} , bem como um aumento de média. Desta forma, utiliza-se o coeficiente de variação para a melhor comparabilidade entre os anos, chamado de γ -convergência na literatura de desigualdade e convergência de renda. Para o período de 1995 a 2003, observa-se queda neste indicador, indicando uma possível convergência entre a proporção de gastos, porém entre 2003 e 2009, observa-se pequeno aumento, podendo ser considerado certa estabilidade desta medida, indicando que mesmo com o aparente aumento da desigualdade na distribuição de p_{ijc} , houve queda certa convergência do padrão de gasto

em alimentos, evidenciado também pela dinâmica do coeficiente de Gini e as medidas de Mehan e Piesh², também medidas bastante utilizadas na literatura de desigualdade de renda.

As medidas de Theil, de Entropia Generalizada (GE) e Atkinson também são apresentadas na Tabela 12. O índice de Atkinson permite diferentes ajustes de sensibilidade, parâmetro e , para a desigualdade em diferentes partes da distribuição de p_{ijc} . Este parâmetro de sensibilidade pode variar entre 0 (indiferença sobre o comportamento da distribuição) a infinito (extrema sensibilidade com p_{ijc} no grupo de unidades com mais baixa proporção de gastos). Assim, quanto maior o valor de e , maior a preocupação com a desigualdade na cauda esquerda da distribuição.

O índice de GE, como o índice de Atkinson, também incorpora um parâmetro de sensibilidade (a) que varia com peso dado às desigualdades. Normalmente, são utilizadas quatro medidas de GE: GE (-1), GE (0), GE (1) e GE (2). Quanto mais positivo for o parâmetro de sensibilidade a , maior será sensibilidade a desigualdades na parte superior da distribuição. O índice de Theil, equivalente a Medida GE(1), mede o quanto a distribuição de p_{ijc} descola de uma distribuição perfeitamente uniforme, ou o grau de redundância em relação a esta última, ponderando-se cada observação pela parcela de p_{ijc} .

Outra vantagem dos índices da família de entropia, como as medidas de Theil, GE e Atkinson é que é possível obtê-las em subgrupos da população. Isto permite uma análise de entre (between) e dentro (within) de cada grupo.

Para a medida de Theil na Tabela 12, observa-se uma queda entre as duas primeiras pesquisas e estabilidade do indicador na terceira pesquisa. Para as medidas GE, para os valores de a entre 0 e 2, a medida apresenta o mesmo padrão observado no Índice de Theil, porém para $a = -1$ a medida aumenta na POF 2008-2009, em relação as pesquisas anteriores, indicando que quando a preocupação está na cauda esquerda da distribuição, o período entre 2003-2009 foi relativamente desfavorável as unidades de consumo com baixo gasto médio por item proporcionalmente ao gasto total, indicando possível concentração de consumo em alimentos que representam mais em relação ao gasto total. Observando novamente os Gráficos 1 a 6, possivelmente explicado pelo padrão da quantidade consumida e não necessariamente devido a diferenças de preços.

Para a comparação entre a proporção da despesa nos diferentes itens do grupo de alimentos, tem-se os Índices GE(a) e Atkinson (A(e)) na Tabela 13. As medidas de Atkinson são bastante estáveis dentro (within) de cada item do grupo de alimentos para as diferentes unidades de consumo, porém entre (between) os

² O coeficiente de Gini se calcula como uma razão das áreas no diagrama da curva de Lorenz e Mede o grau de concentração da distribuição. Decomposição semelhante pode ser feita com o Índice de Mehran, que é mais sensível a modificações na cauda esquerda da distribuição e para o Índice de Piesh, que é mais sensível a cauda da direita da distribuição de p_{ijc} .

diferentes produtos alimentares, há queda do indicador entre 1995 e 2003 e posterior aumento, com destaque para quando o parâmetro e é igual a 2, ou seja, quando a sensibilidade com a cauda esquerda distribuição. Para os indicadores GE na comparação entre grupos, independentemente do valor do parâmetro a , as medidas diminuem drasticamente entre os anos de 1995 a 2003 e mantém-se estáveis no período 2003-2009. Já na comparação dentro de um mesmo grupo, as medidas apresentam estabilidade.

Outras medidas de convergência para p_{ijc} no grupo de alimentos foram obtidas a partir da decomposição de p_{ijc} nos diferentes decis de renda, como observado na Tabela 14. Observa-se um crescimento médio da proporção de gastos em relação ao total de gastos nos itens alimentares selecionados para todos os decis de renda per capita. A taxa de crescimento média caiu no período entre 2002 e 2009, mas apenas para o nono e décimo decis a taxa de crescimento foi negativa, porém próxima de zero, ou seja, o crescimento do gasto médio nos níveis superiores de renda não cresceu relativamente as unidades de consumo com renda per capita mais baixa. Outro ponto de destaque é o crescimento decrescente de p_{ijc} de acordo com os decis de renda: a medida que a renda per capita aumenta, o crescimento da proporção de gasto diminui, ponto sempre destacado na literatura de convergência de renda e consumo.

Ainda na Tabela 14, foram obtidas as medidas de X-convergência (Wibber and Whites, 2009), relacionando p_{ijc} de cada decil da renda com p_{ijc} de um decil de referência. A medida X-convergência compara dois períodos e duas faixas de renda distintas e é calculado da seguinte forma, em que : $\bar{p}_{s,t}$ é a média de p_{ijc} no decil s e k é o período de comparação em relação ao período de referência, t .

$$X_{s,l} = \frac{\bar{p}_{s,t+k} - \bar{p}_{l,t+k}}{\bar{p}_{s,t} - \bar{p}_{l,t}}$$

Quanto mais próximos os valores X-convergência são de zero, maior é o grau de convergência de p_{ijc} nos diferentes decis de renda, caso contrário, quanto mais próximo os valores X-convergência são de 1 ou -1, mais fraca é a convergência. Valores de X-convergência acima de 1 ou -1 são indicam de divergência. Finalmente, se os valores de X-convergência são negativos, isto significa que as unidades de consumo estão realocando a proporção de despesa em cada bem, o que significa que, no início do período analisado as unidades de consumo numa determinada faixa de renda tinham uma parcela maior das despesas em certos itens alimentares, mas diminuíram essa parcela em $t+k$, comparativamente à média das unidades de consumo na faixa de renda de referência.

Neste caso, usou-se os decis 5 (40%-50%) e 10 (90%-100%) como referências para o padrão de gastos e ainda a média de todas as unidades de consumo (Média Geral). A medida de X-convergência utilizando como referência o quinto decil, temos que todas as medidas no período 1995-2003 foram positivas e seis medidas foram maiores que a unidade; no período 2002-2009 e 1995 e 2009 apenas duas medidas apresentaram valores

maiores que 1. Para a referência décimo decil, 8 medidas foram maiores que 1 no período 1995 a 2003 e seis medidas apresentaram valores negativos, 3 no período 2002-2009 e outras 3 em 1995 a 2009, apenas nos decis 7, 8 e 9. Já utilizando a média geral, observa-se valores negativos e maiores que a unidade com maior frequência. O quinto decil é o que mais se diferencia em relação a média e para o período 2002-2009 não observa-se valores maiores que um, indicando certa convergência de p_{ijc} para a média.

Nas tabelas 15 e 16 também são apresentadas medidas de convergência para o grupo de bens eletroeletrônicos. A razão entre os percentis 90 e 10 é maior para todos os anos da PPOF comparada ao grupo de alimentos, na Tabela 12, porém as demais razões entre os percentis são menores comparadas as razões no grupo de alimentos, indicando certa similaridade entre as unidades com menores p_{ijc} e diferenças significativas entre as unidades com maiores e menores p_{ijc} .

A média e a medida σ -convergência são, respectivamente, maiores e menores em todas as pesquisas comparativamente ao grupo de alimentos, já o coeficiente de variação, ou γ -convergência, é menor em todos os anos. Os Índices de Gini e Piesh são menores, enquanto a medida de Mehran é bastante similar ao do grupo de alimentos. As medidas de Theil, GE(1), GE(2) também são menores, enquanto as demais, apresentam comportamento próximo a do grupo de alimentos. O mesmo padrão se observa nas medidas de entropia “entre” e “dentro” dos produtos eletroeletrônicos. Resumidamente, parece haver maior discrepância em relação aos gastos proporcionais nos bens eletroeletrônicos comparativamente aos gastos em produtos alimentares.

Para as medidas de X-convergência para o grupo de eletroeletrônicos, na Tabela 17, o padrão também é bastante diferente do verificado no grupo de produtos de alimentos. Por vezes, essa medida é maior que a unidade, principalmente quando utilizado o último decil da renda como referência, indicando importante diferenças na composição de gastos das unidades de consumo e nos três períodos analisados e possíveis divergências entre eles.

Construção de contrafactuais: exercício

Distribuições contrafactuais são importantes ferramentas na análise de comportamento esperado para indivíduos ou famílias (Juhn, Murphy e Pierce (1993), DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), Fortin, Lemieux, e Firpo (2011)) e análise de políticas econômicas (Heckman e Vytlacil (2007)).

A comparação de entre as distribuições de gastos entre as famílias é uma forma de avaliar como o padrão de consumo ou gastos seria alterado caso fatores comportamentais das unidades de consumo fossem alterados. Desta forma, a distribuição contrafactual seria o resultado de como alterações na distribuição de um conjunto de covariáveis determinam a distribuição da variável de interesse ou ainda alterações na distribuição conjunta

das covariáveis com o resultado de interesse. A análise baseada em contrafactuais consiste em avaliar os efeitos de tais mudanças.

O principal objetivo e contribuição deste trabalho é propor distribuições contrafactuais para p_{ijc} baseadas em alterações simples em relação ao cenário (frequências) dos locais de compra, que indicaria alguma relação entre desigualdades de acesso e consequente falta de convergência entre os padrões de gastos em uma determinada cesta de bens comparáveis entre as famílias, condicional na renda per capita domiciliar. As mudanças nas frequências dos locais onde as famílias adquirem os itens da cesta de bens podem responder à questão sobre convergência e padrões de consumo das famílias nos diferentes níveis de renda.

Desta forma, para facilitar o entendimento da análise posterior, separa-se as unidades de consumo em dois grupos, baseados na distribuição de renda: o primeiro grupo é formado pelas famílias mais pobres, denotado por 0, abaixo dos 50%, e outro grupo, famílias ricas, denotada por 1, com renda domiciliar per capita, acima da mediana da distribuição de renda.

Seja $p_{jk} = \frac{g_{jk}}{\sum_k g_{jk}}$ a medida da participação de gasto do produto k em relação ao total de gasto para $j = 0$ e $j = 1$. Ainda, seja X_j o conjunto de características relevantes que afetam p_{ij} . Neste caso, $X_j = 0$ para $j = 0$ e $X_j = 1$ para $j = 1$, ou seja, variações no padrão de gastos entre as famílias são explicadas pela posição na distribuição de renda, neste caso, abaixo ou acima da mediana da distribuição de renda per capita.

Desta forma, $p_{(0,0)k}$ representa a proporção observada do gasto do produto k para as famílias abaixo da mediana da distribuição de renda, enquanto $p_{(1,1)k}$, a proporção observada do gasto do produto k para as famílias acima da mediana da distribuição. Para a medida de participação do gasto do produto k contrafactual para as famílias abaixo da medida, $p_{(0,1)k}$, utilizando as frequências médias dos locais onde as famílias mais ricas adquirem o produto k . Essa medida é chamada de contrafactual, pois não se observa essa medida na população. A diferença entre $p_{(0,0)k}$ e $p_{(1,1)k}$ pode ser decomposta em:

$$p_{(0,0)k} - p_{(1,1)k} = (p_{(0,0)k} - p_{(0,1)k}) + (p_{(0,1)k} - p_{(1,1)k}) \quad (1)$$

em que primeiro termo em parênteses de (1) é devido a diferenças na estrutura de aquisição dos produtos em relação aos locais de compra e o segundo termo reflete diferenças em relação as características específicas relacionadas as faixas de renda a que cada família se encontra. Ou seja, o primeiro termo reflete diferenças nos padrões de alocação da despesa.

Os Gráficos 16 a 20 ilustram, para os preços médios, a abordagem descrita acima. Para os Gráficos 16 a 18 tem-se os preços de produtos alimentares médios pelas unidades de consumo em dois decis de renda

distintos, 0%-10% e 90%-100%. As barras indicam a frequência média de compra das famílias em cada tipo de produto. A barra azul indica o comportamento médio das famílias mais pobres em relação frequência de aquisição em cada produto; a barra verde, por sua vez, indica o padrão de aquisição para as unidades mais ricas; a vermelha indica a frequência de aquisição média para todas as unidades de consumo, inclusive em outras faixas de renda.

Ainda nos Gráficos 16 a 20, o símbolo “★” indica o preço médio pago em cada produto pelas famílias na faixa de renda 0%-10%; “●” indica o preço médio contrafactual da faixa de renda 0%-10% utilizando a frequência média de compras das unidades da própria faixa de renda. Entende-se essa medida como uma medida de comparação entre unidades de consumo similares, pois estão na mesma faixa de renda.

Pelos Gráficos 16 a 18, os preços médios observados e aqueles com a média do padrão de compra não sistematicamente diferentes em nenhuma pesquisa realizada, indicando similaridade entre as unidades de consumo na faixa de renda mais baixa. Já o símbolo “○”, indica o preço contrafactual utilizando a distribuição média do padrão de aquisição de bens da última faixa de renda. Ou seja, o comportamento médio que seria observado nos preços pagos caso as unidades de consumo na faixa de renda 0%-10% comprassem produtos da mesma forma que a média das unidades no último decil da renda. Nota-se na POF 1995-95 diferenças significativas em determinados produtos alimentares, como por exemplo, Leite em pó, Leite fresco e biscoito salgado. Essas diferenças são mais acentuadas nesta pesquisa comparativamente as duas pesquisas posteriores. Em 2002-2003, apenas para o item frango congelado da cesta de bens destoou mais fortemente. Em 2008-2008, não há diferenças significativas.

Resumidamente, os Gráficos 16 a 18, indicam que haveria diferenças nos padrões de consumo, principalmente relacionados ao padrão de compras das famílias. Essa interpretação ganha peso, principalmente devido as indicações de que não há diferenças sistemáticas nos preços pagos pelas famílias, condicional na renda, observadas nos Gráficos 1 a 3 e nos Gráficos 4 a 6 de que há diferenças nas quantidades consumidas de cada produto na cesta de bens, condicional as faixas de renda em que se localizam as unidades de consumo.

Os Gráficos 19 a 21 foram construídos da mesma forma que os Gráficos 16 a 18, para os preços de eletroeletrônicos. As barras indicam a frequência média de compras em cada produto da cesta de bens para as famílias localizadas no primeiro decil da distribuição de renda, para as famílias do último decil e a frequência média considerando todas as famílias.

Os preços médios observados para as famílias no primeiro decil e os contrafactuais utilizando a frequência média das famílias localizadas no mesmo decil, primeiro, e para o último decil. Diferentemente do padrão observado nos gráficos para preços e preços contrafactuais com produtos da cesta de produtos alimentares, para a cesta de eletroeletrônicos os preços contrafactuais utilizando a frequência do último decil

foram bastante distintos dos preços observados e os contrafactuais utilizando a frequência média do próprio decil nas Pesquisas de Orçamentos Familiares realizadas em 1995-1996 e 2008-2009 para produtos da linha branca, como fogão, freezer e geladeira, máquina de lavar roupas e ainda televisão em cores e microcomputadores para a pesquisa realizada em 1995-96; já para a POF realizada em 2002-2003 a principal diferença foi para microcomputadores.

Pelos dados disponíveis, diferentemente para produtos da cesta de alimentos, não é possível diferenciar entre preço e quantidade adquirida, pois somente há informação sobre despesa por unidade. Isso posto, as diferenças apontadas podem ser derivadas de diferenças no padrão de consumo em relação a acesso, ou seja, locais de compra e possível restrição de famílias mais pobres a comprar em certos locais, pelo custo ou pela distância, ou ainda, possíveis diferenças em relação à qualidade do bem adquirido, indicado também pelos Gráficos de preço médio por faixa de renda, 11 a 13. O geral, os preços médios observados nas famílias mais pobres são menores que os observados nas famílias mais ricas.

Avaliação de convergência no padrão de gasto das famílias

Para avaliação das diferenças no padrão de gastos das famílias, foram criadas medidas de comparação entre a participação de cada produto j na cesta de bem c da unidade de consumo i , $p_{ijc} = \frac{g_{ijc}}{\sum_j g_{ijc}}$, já indicado nas seções anteriores.

Essa medida por si só não é capaz de responder as questões sobre convergência nos padrões de gasto entre as famílias dos diferentes decis de renda. Desta forma, algumas medidas de comparação para a alocação de gastos em cada item foram propostas, a partir de p_{ijc} . Sendo $\bar{p}_{cj} = \frac{\sum_i p_{ijc}}{N_i}$, a média da participação do bem j , $j = 1, \dots, 20$, para todas as unidades de consumo ou famílias i , pode-se estender essa medida condicionando-a em cada decil da renda, ou seja, $\bar{p}_{jc}^d = \frac{\sum_i p_{ijc}^d}{N_d}$ é a média da participação dos gastos no produto j da cesta de produtos c (alimentos ou eletroeletrônicos) dentre as famílias no decil d , $d = 1, \dots, 10$.

A primeira medida utilizada para avaliação das diferenças de alocação nos gastos entre os itens de uma mesma cesta de bens é $DA_{rc} = \sum_j (p_{ijc} - \bar{p}_{jc}^r)^2$. Essa medida compara o padrão de alocação de gastos nos itens da cesta de produtos c , das unidades de consumo i , em relação ao padrão de alocação médio das famílias no decil r da renda, sendo $r = 1, 5, 10$. Quanto maior a semelhança, menor a medida de diferenças na alocação de gastos, DA_{rc} .

Desta forma, compare-se o padrão de alocação cada família à uma cesta ponderada média de outras faixas de renda. O intuito é verificar semelhanças, ou ainda, convergência entre os padrões de alocação de gastos das

unidades de consumo. Se há convergência, mesmo com níveis de gastos em cada item da cesta diferente entre as famílias dos diferentes decis, a alocação seria parecida em termos de participação de cada item no gasto total da cesta.

Outra medida de comparabilidade de alocação é a partir de comparações com os contrafactuais, utilizando a frequência locais de compras média das famílias no último decil da renda, $DAC_{rc}^l = \sum_j (p_{ijc,l} - \bar{p}_{jc}^r)^2$, em que $p_{ijc,l}$ é a participação do gasto no produto j , da cesta de bens c , da família i , utilizando a frequência de locais de compra média das famílias no decil l . Para simplificação da análise de contrafactuais, $l = 10$.

Assim, a medida DAC_{rc}^{10} reflete as diferenças nas alocações dos gastos nos produtos j da cesta de consumo c , contrafactuais das famílias. Caso as famílias se comportem de forma similar as famílias do último decil, então a medida DAC_{rc}^{10} indicaria que as diferenças nas alocações de gastos são devidas principalmente por diferenças de preço ou quantidade, para a cesta de alimentos, e de preço (qualidade) para a cesta de eletroeletrônicos.

Tanto a medida DA_{rc} quanto DAC_{rc}^{10} são medidas de variabilidade ou dispersão do padrão de gastos das famílias em relação a um comportamento de referência, ou seja, podem ser entendidas como as medidas de σ -convergência, ou ainda, quando a dispersão do comportamento de gastos entre as famílias e um padrão de referência se reduz, diz-se que ocorre a σ -convergência.

As Tabelas 18 e 19 apresentam a média de DA_{rc} para os decis de renda e cesta de alimentos e de eletroeletrônicos. Para alimentos, Tabela 18, a medida DA_{1c} aumenta na medida em que as faixas de renda de análise se distancia da faixa de renda de referência, neste caso, primeiro decil, para todos os anos da POF. Já a medida DA_{5c} , não tem um padrão claro na POF realizada em 1995-96, mantendo certa estabilidade para as pesquisas de 2002-03 e 2008-09, indicando que pode haver convergência entre as cestas de bens das famílias e uma cesta representativa no quinto decil da distribuição de renda. Já a medida DA_{9c} é decrescente em 1995-96 e mantém-se estável para as pesquisas seguintes, indicando que para a POF de 1995-96, a medida que a renda das famílias se aproxima da renda média das famílias do último decil, o padrão de alocação dos gastos nos itens de alimentos se tornam mais próximas, podendo haver convergência. Para as demais pesquisas, esse padrão se observa de forma mais lenta.

Para a cesta de eletroeletrônicos, Tabela 19, a medida DA_{1c} aumenta na medida em que as faixas de renda de análise se distancia da faixa de renda de referência, neste caso, primeiro decil, para todos os anos da POF, padrão similar ao observado para a cesta de alimentos, porém num processo de divergência mais rápida para as pesquisas de 2002-03 e 2008-08. A medida DA_{5c} , assim como DA_{1c} , aumentam de forma sistemática, indicando que pode haver divergências no padrão de alocação de gastos das famílias em relação à média de

alocação das famílias do quinto decil. A medida DA_{10c} , no entanto, apresenta certa estabilidade entre os diferentes decis e diferentes anos, indicando algum padrão de convergência entre as alocações das famílias dos demais decis de renda em relação a média de alocação no último decil da distribuição.

As Tabelas 20 e 21 apresentam a média de DAC_{rc}^{10} para os decis de renda e cesta de alimentos e de eletroeletrônicos. Para alimentos, Tabela 20, a medida DAC_{1c}^{10} cai em todas as faixas de renda, em todas as pesquisas realizadas e em comparação a todos os decis utilizados como referência (0,5,9). Ou seja, seria observado convergência a medida que as famílias aumentam a renda e tendo acesso aos locais e padrão de frequência de compras das famílias mais ricas. Ou seja, mesmo com acesso aos mesmos locais de compra da média das famílias do último decil, as famílias dos primeiros decis da renda ainda teriam muita diferença em relação ao padrão de gastos comparadas as famílias do último decil. Esse padrão pode ser reflexo da quantidade de alimentos adquirida pelas famílias mais pobres, como observado anteriormente.

Na Tabela 21, o padrão observado é o oposto ao observado para a cesta de alimentos. A diferença entre os diferentes decis de renda, utilizando a mesma frequência de compras das unidades de consumo localizadas na parte superior da distribuição de renda diminui à medida que a renda aumenta, indicando que as diferenças de alocações podem ser explicadas pelas diferenças de acesso a lugares de compra entre as famílias nos diferentes decis de renda.

A análise descrita acima apenas revela diferenças na média, sem a utilização de controles que podem explicar as diferenças observadas nas medidas de comparabilidade de gastos. Outra maneira de avaliar as diferenças no padrão de gastos é utilizando as medidas DA_{rc} e DAC_{rc}^{10} como variáveis dependentes e tentar descrever seu comportamento pela análise de como essas diferenças são capturadas pelos decis de renda em que se encontram cada unidade de consumo, bem como inserindo variáveis controle que podem explicar tais diferenças.

Assim, são avaliadas quatro especificações para as medidas de diferenças no padrão de gastos das famílias:

$$DA_{rci} = \beta_0 + \sum_{k=2}^{10} \beta_k R_{ki} + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$DA_{rci} = \beta_0 + \sum_{k=2}^{10} \beta_k R_{ki} + \sum_s \delta_s x_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

$$DA_{rci} = \beta_0 + \sum_{k=2}^{10} \beta_k R_{ki} + \theta y_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

$$DA_{rci} = \beta_0 + \sum_{k=2}^{10} \beta_k R_{ki} + \sum_s \delta_s x_i + \theta y_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

A medida DA_{rci} , como mencionado anteriormente, compara o padrão de alocação de gastos nos itens da cesta de produtos c , das unidades de consumo i , em relação ao padrão de alocação médio das famílias no decil r da renda, sendo $r = 1, 5, 10$, desta forma, doze equações são estimadas para essa medida; a variável R_{ki} indica o decil de renda k ($k = 2, \dots, 10$) de cada família i ; x_i são os controles de condições do domicílio da unidade de consumo (quantidade de cômodos e banheiros, condições de saneamento, tais como acesso a rede de esgoto e água tratada, e se imóvel é alugado), além de características do chefe da unidade de consumo (anos de estudo, idade, se possui cartão de crédito e se estava trabalhando no momento da realização da pesquisa). A Tabela 2 apresenta as principais medidas descritivas dessas variáveis para as três pesquisas realizadas.

A estratégia para a medida de comparação utilizando o contrafactual, DAC_{rc}^{10} , segue a mesma forma:

$$DAC_{rci}^{10} = \beta_0 + \sum_{k=2}^{10} \beta_k R_{ki} + \varepsilon_i \quad (6)$$

$$DAC_{rci}^{10} = \beta_0 + \sum_{k=2}^{10} \beta_k R_{ki} + \sum_s \delta_s x_i + \varepsilon_i \quad (7)$$

$$DAC_{rci}^{10} = \beta_0 + \sum_{k=2}^{10} \beta_k R_{ki} + \theta y_i + \varepsilon_i \quad (8)$$

$$DAC_{rci}^{10} = \beta_0 + \sum_{k=2}^{10} \beta_k R_{ki} + \sum_s \delta_s x_i + \theta y_i + \varepsilon_i \quad (9)$$

As equações (4), (5), (8) e (9) incluem a renda per capita, y_i , para avaliar a continuidade da renda nos diferentes decis da distribuição.

As Tabelas 22 a 24 apresentam os resultados para as equações (2) a (5), para os três decis de renda de referência e o comportamento no padrão de gastos das famílias, nas três POFs analisadas. Em relação à comparação com o primeiro decil da distribuição, equações (2a) a (5a) para as três pesquisas apresentam resultados similares em relação às diferenças da cesta das famílias em cada decil da renda e o padrão de gastos médios das famílias do primeiro decil: as estimativas para β_k aumentam a medida em a renda per capita das famílias se distancia da renda das famílias do primeiro decil, ou seja, a posição da família na distribuição de renda está intimamente relacionada à divergência do padrão de gastos das famílias: quanto mais alta a posição na distribuição de renda, mais diferentes são os padrões de gasto entre as famílias mais pobres e as demais.

Este comportamento permanece mesmo nas equações estimadas utilizando os controles de características dos domicílios e dos responsáveis pela família.

Para a comparação da composição da cesta de alimentos com a média das famílias do quinto decil, para a pesquisa de 1995-96, o padrão é semelhante ao encontrado quando se compara com o primeiro decil. Porém, para as POFs realizadas em 2002-03 e 2008-09, não há evidências sistemáticas de divergências entre o padrão de gastos das famílias e a média do quinto decil, indicando convergência nas alocações dos gastos dos itens de alimentos selecionados, ou seja, há um padrão semelhante entre as famílias em relação ao percentual de gasto em cada alimento.

Para a comparação dos percentuais de gastos das famílias com a média no último decil da distribuição da renda, o padrão também é similar ao encontrado no primeiro decil, porém com sinais de $\hat{\beta}_k$ negativos. Esse padrão também implica em divergência na alocação dos gastos em cada item da cesta. A medida a renda aumenta, os últimos decis ficam mais próximos do comportamento médio do último decil, porém isso não ocorre nos primeiros decis da distribuição. Este resultado indica que há convergência no padrão de gastos nos últimos decis, mas não em toda a distribuição de renda. Mas, pode-se entender as estimativas de β_k negativas como resultados da medida de X-convergência, ou seja, as unidades de consumo alocariam a participação de cada item no total de gastos da cesta de forma a ficarem mais próximos, ou seja, com menor variância, comparativamente à alocação média feita pelas famílias no último decil da distribuição de renda. Este padrão se verifica principalmente em 2002-2003.

As Tabelas 25 a 27 apresentam os resultados da estimação das equações (2) a (5) para as medidas de comparação das cestas de eletroeletrônicos. Diferentemente do padrão observado de convergência para os produtos da cesta de alimentos, para as pesquisas realizadas em 1995-1996 e 2008-2009 há evidências favoráveis à convergência do padrão de gastos das famílias para o comportamento médio das famílias no último decil da distribuição de renda. Entretanto, para a pesquisa realizada em 2002-2003, para nenhuma medida de comparação observou-se convergência entre os comportamentos de gastos na cesta de eletroeletrônicos.

As Tabelas 28 a 30 apresentam os resultados da estimação das equações (6), (7), (8) e (9) para as medidas de comparação entre os comportamentos contrafactuais de alocação do gasto na cesta de alimentos utilizando a frequência média de compras das famílias localizadas no último decil da renda e dos decis de referência. Os resultados indicam divergências para todas as medidas de comparabilidade em todos os anos das pesquisas, indicando que possíveis diferenças nas alocações nos gastos alimentares não são devidas as condições de acesso aos locais de compra, o que, como levantado anteriormente, pode ser resultado do padrão de preferências ou quantidades consumidas pelas diferentes unidades de consumo nos diferentes decis de renda.

Já as Tabelas 31 a 33 indicam apresentam os resultados da estimação das equações (6), (7), (8) e (9) para as medidas de comparação entre os comportamentos contrafactuais de alocação do gasto na cesta de produtos de eletroeletrônicos. Verifica-se um padrão diferente do retratado para os contrafactuais da cesta de alimentos: há convergência para os primeiros decis, mas não para os últimos, indicando o padrão de compra média no último decil levaria a convergência de gastos entre as famílias mais ricas e mais pobres, porém deixaria as famílias com rendas intermediárias numa situação pior, para as famílias pesquisadas em 1995-1996 em relação a todos aos três decis de renda de referência para o padrão de gasto e para as famílias pesquisadas em 2008-2009 em relação ao primeiro e quinto decis de renda. Para as famílias pesquisadas em 2002-2003, a divergência no padrão de consumo se verificaria para todas as faixas de renda. Entretanto, para 2008-2009, haveria convergência para a alocação média das famílias do nono decil, caso as famílias tivessem o padrão de acesso dessas famílias.

As Tabelas 34 a 45 apresentam os testes F e t para as restrições de igualdade para os parâmetros relacionados a convergência nos padrões de gastos ($\beta_2 = \dots = \beta_{10} = 0$) e se há continuidade da renda entre as famílias nos diferentes decis da distribuição. Pode-se resumir os resultados destes testes nas Tabelas 46 e 47. De forma geral, as hipóteses de convergência e continuidade para as cesta de produtos alimentares são rejeitadas utilizando os dados para 1995-1996 para as medidas de DA_{rci} e a continuidade da renda não é rejeitada para duas medidas de contrafactuais, DAC_{rci}^{10} . Para 2002-2003, não se rejeita as hipóteses de continuidade e convergência apenas para DA_{5a} , enquanto em 2008-2009 não há um padrão claro e a continuidade da renda é observada em todas as medidas de DA_{rci} .

Para as cestas de produtos eletroeletrônicos, é verifica-se o oposto para a pesquisa de 1995-1996. Rejeita-se a hipóteses de continuidade e de convergência para todas as medidas de DA_{rci} . Para as medidas DAC_{rci}^{10} , não há um padrão para a rejeição ou não desta hipótese, enquanto para a hipótese de convergência, apenas na pesquisa de 2008-2009, a medida DAC_{10e}^{10} , há indícios de convergência.

Conclusão

Utilizando os dados das Pesquisas de Orçamentos Familiares dos anos de 1995-96, 2002-03 e 2008-09, observa-se o padrão do gasto em cada item em duas cestas de bens distintas, a primeira com itens alimentares e a segunda com produtos eletroeletrônicos. Em particular, deseja-se verificar como o padrão de gastos das famílias nestas duas cestas mudou ao longo de tempo e ainda como este padrão pode ser diferente entre as diferentes unidades de consumo, dependendo de onde a família se localiza na distribuição da renda per capita.

A diferença no padrão de consumo das famílias ricas e pobres pode ser bastante distinta, uma vez que as condições de vida e acesso a mercados específicos de compra, que poderia resultar em diferenças na qualidade dos produtos adquiridos pelas famílias, podem ser consideradas também bem diferentes. Portanto, mesmo com níveis de gastos diferentes, a divergência no consumo não implica em divergências de alocação dos gastos de cada item nas cestas de produtos dispare. Na verdade, a hipótese seria que as famílias de mais baixa renda tentariam imitar o padrão de consumo das famílias ricas.

Para tanto, utilizando uma abordagem de construção de contrafactuais, avalia-se a diferença no comportamento de gastos das unidades de consumo nas três pesquisas analisadas. De forma geral, observa-se que a divergências no padrão de consumo de alimentos para a POF realizada em 2002-2003, e dependendo da cesta analisada, observa-se a convergência entre os padrões de gastos em consumo de alimento e eletroeletrônicos na pesquisa de 2008-09.

A proporção de gastos em alimentação convergiu para uma cesta representativa do quinto decil da distribuição de renda, enquanto para a cesta de bens eletroeletrônicos, a convergência seria para a cesta representativa do último decil, podendo ser considerado um resultado surpreendente, pois pode revelar que as famílias mais pobres têm o mesmo acesso aos mercados em que as famílias mais ricas adquirem os produtos desta cesta, o que não implicaria em diferenças de qualidade dos produtos adquiridos pelas diferentes unidades de consumo ao longo da distribuição de renda.

Para a análise de contrafactuais, se houvessem diferenças nos padrões de alocação devido a diferenças de acesso aos mercados de compra das famílias mais ricas, seria de esperar que a divergência no padrão de gasto seria eliminada caso as famílias mais pobres tivessem acesso a estes mercados. Replicando o padrão de compras das famílias localizadas no último decil da renda, conclui-se que mesmo com a mesma acessibilidade aos mercados de aquisição, haveria divergência na alocação de gastos por item nas cestas de consumo. Desta forma, diferenças na alocação de gastos entre famílias ricas e pobres poderia refletir diferenças nas escolhas de qualidade do produto, que também está relacionada ao preço pago pelo produto.

A análise empírica, portanto, sugere que a distribuição de renda altera a forma como as famílias alocam o gasto nos produtos de uma mesma cesta de bens.

Referências

- Aguiar e Bils (2012), "Has Consumption Inequality Mirrored Income Inequality?," NBER Working Papers 16807.
- Attanasio, O., E. Battistin e H. Ichimura (2004), "What Really Happened to Consumption Inequality in the US?," NBER Working Papers 10338.
- Baumol, J. W. (1986). "Productivity growth, convergence, and welfare: What the long-run data show". The American Economic Review, 76(5):1072–1085.
- Atkinson, A. (1970), "On the measurement of inequality". Journal of Economic Theory, 2(3), 244-263.
- Barros, R. e Mendonça, R. (1995), "A evolução do bem-estar, pobreza e desigualdade no Brasil ao longo das últimas décadas - 1960/90". Pesquisa e Planejamento Econômico, 25(1), 115-164.
- Blundell, R. e I. Preston (1998), "Consumption Inequality and Income Uncertainty". Quarterly Journal of Economics, 113, 603–640.
- Bourguignon, F., e F.H.G. Ferreira (2003), "Ex Ante Evaluation of Policy Reforms Using Behavioral Models." The Impact of Economic Policies on Poverty and Income Distribution, edited by F. Bourguignon and L.A.P. Silva. Washington, D.C.: The World Bank, 123–141.
- Bourguignon, F., e L. Silva (2003). The Impact of Economic Policies on Poverty and Income Distribution. Washington, D.C.: The World Bank.
- Carvalho, F. M., C. M. Sonáglio e N. M. Vieira, (2008), "Convergência de renda na Amazônia legal: estudo no arco do povoamento adensado". Revista Brasileira de Gestão e Desenvolvimento Regional, Taubaté/SP, v. 4, 4, 136-171.
- Chernozhukov, V., I. Fernández-Val e B. Melly (2009), "Inference on Counterfactual Distributions". CEMMAP Working Papers, CWP09/09
- Cowell, F. A. (2000) "Measurement of Inequality," Handbook of Income Distribution, vol. 1, edited by A. B. Atkinson e F. Bourguignon. New York: NorthHolland, 87-166.
- Cutler, D. e L. F. Katz (1991), "Macroeconomic Performance and the Disadvantaged", Bookings paper on Economic Activity, (2), 1-74.
- Cutler, D. e J. Gruber (1996), "Does Public Insurance Crowd Out Private Insurance?" Quarterly Journal of Economics, 111, 391–430.
- Deaton, A. e C. Paxson (1994), "Intertemporal Choice and Inequality," Journal of Political Economy, 102, 437–467.
- Dynarski, S. e J. Gruber (1997), "Can Families Smooth Variable Earnings?" Brookings Papers on Economic Activity, 229–303.

- Ferreira e Diniz (1995), “Convergência entre as rendas per capita estaduais no Brasil”. Revista de Economia Política, 15,4.
- Ferreira e Cruz (2008), “Clubes de convergência na desigualdade de renda nos municípios brasileiros”. Anais do XXXVI Encontro Nacional de Economia – ANPEC. Salvador.
- Fernández-Villaverde, J. e D. Krueger (2002), “Consumption and Saving over the Life Cycle: How Important Are Consumer Durables?” mimeo, University of Pennsylvania.
- Figueiredo, E. e F. Ziegelmann, (2009), “Mudanças na distribuição de renda brasileira: significância estatística e bem-estar social”. Revista de Economia Aplicada, 13, 257-277.
- Johnson, D. e T. Smeeding (1998), “Measuring the Trends in Inequality of Individuals and Families: Income and Consumption,” mimeo, Bureau of Labor Statistics.
- Galor, O. (1996), “Convergence? inferences from theoretical models” The Economic Journal, 106, 1056-1069.
- Kravis, I. B. et al., “A system of international comparisons of gross product and purchasing power”. Baltimore/London 1975.
- Krueger, D. e F. Perri (2006), “Does Income Inequality Lead to Consumption Inequality? Evidence and Theory”, Review of Economic Studies, 73(1): 163-193.
- Krueger, D. and F. Perri (2004), “On the Welfare Consequences of the Increase in Inequality in the United States,” NBER Macroeconomics Annual 2003, 83–121.
- Machado, J. e Mata, J. (2005), “Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression.” Journal of Applied Econometrics, 20, 445–465.
- Meyer e Sullivan (2011), “Consumption and Income Poverty over the Business Cycle”, NBER Working Papers 16751, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Meyer, B. e J. X. Sullivan (2003) “Measuring the Well-Being of the Poor Using Income and Consumption.” Journal of Human Resources, 38:S, 1180-1220.
- Mayer, S. e C. Jencks (1993), “Recent Trends in Economic Inequality in the United States: Income versus Expenditures versus Well-Being,” in D. Papadimitriou and E. Wol (eds.), Poverty and Prosperity in the USA in the Late Twentieth Century, St. Martin’s Press, New York.
- Slesnick, D. T., (2001), “Consumption and Social Welfare”. Cambridge: Cambridge University Press.
- Storesletten, K., C. Telmer, and A. Yaron (2004), “Consumption and Risk Sharing over the Life Cycle,” Journal of Monetary Economics, 51, 609–633.
- Webber, D. J. e White, P. (2009), “An alternative test to check the validity of convergence results”. Applied Economics Letters, 16, 1825-1829.”

Tabela 2 - Estatística Descritiva – Variáveis Controle

| Variáveis | 1995 | | | | | 2002 | | | | | 2008 | | | | |
|---|-------|-------|---------------|-------|-------|-------|-------|---------------|-------|--------|-------|-------|---------------|-------|--------|
| | Obs. | Média | Desvio-padrão | Máx. | Mín. | Obs. | Média | Desvio-padrão | Máx. | Mín. | Obs. | Média | Desvio-padrão | Máx. | Mín. |
| 11 – Rondônia | - | - | - | - | - | 954 | 0.02 | 0.15 | 0.00 | 1.00 | 654 | 0.02 | 0.12 | 0.00 | 1.00 |
| 12 – Acre | - | - | - | - | - | 805 | 0.02 | 0.14 | 0.00 | 1.00 | 662 | 0.02 | 0.12 | 0.00 | 1.00 |
| 13 – Amazonas | - | - | - | - | - | 975 | 0.02 | 0.15 | 0.00 | 1.00 | 1242 | 0.03 | 0.17 | 0.00 | 1.00 |
| 14 – Roraima | - | - | - | - | - | 424 | 0.01 | 0.10 | 0.00 | 1.00 | 502 | 0.01 | 0.11 | 0.00 | 1.00 |
| 15 – Pará | 1373 | 0.09 | 0.29 | 0.00 | 1.00 | 1531 | 0.04 | 0.19 | 0.00 | 1.00 | 1678 | 0.04 | 0.19 | 0.00 | 1.00 |
| 16 – Amapá | - | - | - | - | - | 531 | 0.01 | 0.11 | 0.00 | 1.00 | 595 | 0.01 | 0.12 | 0.00 | 1.00 |
| 17 – Tocantins | - | - | - | - | - | 803 | 0.02 | 0.14 | 0.00 | 1.00 | 1015 | 0.02 | 0.15 | 0.00 | 1.00 |
| 21 – Maranhão | - | - | - | - | - | 2048 | 0.05 | 0.22 | 0.00 | 1.00 | 2205 | 0.05 | 0.22 | 0.00 | 1.00 |
| 22 – Piauí | - | - | - | - | - | 2046 | 0.05 | 0.22 | 0.00 | 1.00 | 1767 | 0.04 | 0.20 | 0.00 | 1.00 |
| 23 – Ceará | 1886 | 0.13 | 0.33 | 0.00 | 1.00 | 1741 | 0.04 | 0.20 | 0.00 | 1.00 | 1589 | 0.04 | 0.19 | 0.00 | 1.00 |
| 24 – Rio Grande do Norte | - | - | - | - | - | 1349 | 0.03 | 0.18 | 0.00 | 1.00 | 1086 | 0.03 | 0.16 | 0.00 | 1.00 |
| 25 – Paraíba | - | - | - | - | - | 2127 | 0.05 | 0.22 | 0.00 | 1.00 | 1320 | 0.03 | 0.17 | 0.00 | 1.00 |
| 26 – Pernambuco | 1803 | 0.12 | 0.33 | 0.00 | 1.00 | 1564 | 0.04 | 0.19 | 0.00 | 1.00 | 2065 | 0.05 | 0.21 | 0.00 | 1.00 |
| 27 – Alagoas | - | - | - | - | - | 2637 | 0.06 | 0.24 | 0.00 | 1.00 | 2046 | 0.05 | 0.21 | 0.00 | 1.00 |
| 28 – Sergipe | - | - | - | - | - | 1058 | 0.03 | 0.16 | 0.00 | 1.00 | 1490 | 0.03 | 0.18 | 0.00 | 1.00 |
| 29 – Bahia | 1398 | 0.09 | 0.29 | 0.00 | 1.00 | 2291 | 0.06 | 0.23 | 0.00 | 1.00 | 2536 | 0.06 | 0.24 | 0.00 | 1.00 |
| 31 – Minas Gerais | 1436 | 0.10 | 0.30 | 0.00 | 1.00 | 2645 | 0.06 | 0.24 | 0.00 | 1.00 | 3347 | 0.08 | 0.27 | 0.00 | 1.00 |
| 32 – Espírito Santo | - | - | - | - | - | 1824 | 0.04 | 0.20 | 0.00 | 1.00 | 2049 | 0.05 | 0.21 | 0.00 | 1.00 |
| 33 – Rio de Janeiro | 1448 | 0.10 | 0.30 | 0.00 | 1.00 | 1094 | 0.03 | 0.16 | 0.00 | 1.00 | 1533 | 0.04 | 0.19 | 0.00 | 1.00 |
| 35 – São Paulo | 1203 | 0.08 | 0.27 | 0.00 | 1.00 | 1740 | 0.04 | 0.20 | 0.00 | 1.00 | 2859 | 0.07 | 0.25 | 0.00 | 1.00 |
| 41 – Paraná | 1006 | 0.07 | 0.25 | 0.00 | 1.00 | 1869 | 0.04 | 0.21 | 0.00 | 1.00 | 1837 | 0.04 | 0.20 | 0.00 | 1.00 |
| 42 – Santa Catarina | - | - | - | - | - | 1466 | 0.04 | 0.18 | 0.00 | 1.00 | 1403 | 0.03 | 0.18 | 0.00 | 1.00 |
| 43 – Rio Grande do Sul | 1135 | 0.08 | 0.27 | 0.00 | 1.00 | 1443 | 0.03 | 0.18 | 0.00 | 1.00 | 1620 | 0.04 | 0.19 | 0.00 | 1.00 |
| 50 – Mato Grosso do Sul | - | - | - | - | - | 2000 | 0.05 | 0.21 | 0.00 | 1.00 | 1572 | 0.04 | 0.19 | 0.00 | 1.00 |
| 51 – Mato Grosso | - | - | - | - | - | 1831 | 0.04 | 0.21 | 0.00 | 1.00 | 1506 | 0.04 | 0.18 | 0.00 | 1.00 |
| 52 – Goiás | 1290 | 0.09 | 0.28 | 0.00 | 1.00 | 1991 | 0.05 | 0.21 | 0.00 | 1.00 | 1845 | 0.04 | 0.20 | 0.00 | 1.00 |
| 53 – Distrito Federal | - | - | - | - | - | 794 | 0.02 | 0.14 | 0.00 | 1.00 | 650 | 0.02 | 0.12 | 0.00 | 1.00 |
| Quantidade de Moradores | 14793 | 4.01 | 1.94 | 1.00 | 30.00 | 41594 | 3.89 | 1.94 | 0.00 | 68.00 | 42686 | 3.54 | 1.74 | 1.00 | 20.00 |
| Quantidade de Cômodos | - | - | - | - | - | 41594 | 5.86 | 2.26 | 1.00 | 30.00 | 42686 | 5.94 | 2.20 | 1.00 | 27.00 |
| Quantidade de banheiros | - | - | - | - | - | 41594 | 1.16 | 0.74 | 0.00 | 10.00 | 42686 | 1.23 | 0.70 | 0.00 | 9.00 |
| Tratamento de água | 12483 | 0.84 | 0.36 | 0.00 | 1.00 | 28128 | 0.68 | 0.47 | 0.00 | 1.00 | 38151 | 0.89 | 0.31 | 0.00 | 1.00 |
| Rede de esgoto | 11109 | 0.75 | 0.43 | 0.00 | 1.00 | 35362 | 0.85 | 0.36 | 0.00 | 1.00 | 38300 | 0.90 | 0.30 | 0.00 | 1.00 |
| Imóvel Alugado (1 - Sim) | 4101 | 0.28 | 0.45 | 0.00 | 1.00 | 11014 | 0.26 | 0.44 | 0.00 | 1.00 | 11255 | 0.26 | 0.44 | 0.00 | 1.00 |
| Idade (chefe da Unidade de consumo) | 14793 | 63.59 | 26.43 | 30.00 | 98.00 | 41594 | 81.91 | 15.34 | 49.00 | 103.00 | 42686 | 52.29 | 15.59 | 17.00 | 108.00 |
| Anos de Estudo | 14769 | 7.34 | 4.35 | 0 | 15 | 41594 | 6.69 | 4.47 | 0 | 15 | 42414 | 6.20 | 4.58 | 0 | 15 |
| Chefe da unidade de consumo é homem | 11032 | 0.75 | 0.44 | 0.00 | 1.00 | 30976 | 0.74 | 0.44 | 0.00 | 1.00 | 29839 | 0.70 | 0.46 | 0.00 | 1.00 |
| Cartão de crédito (chefe da unidade de consumo) | 4020 | 0.27 | 0.44 | 0.00 | 1.00 | 8018 | 0.19 | 0.39 | 0.00 | 1.00 | 12122 | 0.28 | 0.45 | 0.00 | 1.00 |
| Trabalha no momento da pesquisa (chefe da unidade de consumo) | 11636 | 0.79 | 0.41 | 0.00 | 1.00 | 33325 | 0.80 | 0.40 | 0.00 | 1.00 | 32614 | 0.76 | 0.42 | 0.00 | 1.00 |

Tabela 3: Distribuição de renda per capita anual

| Faixas de Renda | 1995 | | | | | 2002 | | | | | 2008 | | | | |
|-----------------|-----------------------|-----------------|-----------------|--------------------|------------|-----------------------|----------------|-----------------|--------------------|-------------|-----------------------|-----------------|-----------------|--------------------|------------|
| | Número de Observações | Média | Desvio-padrão | Máximo | Mínimo | Número de Observações | Média | Desvio-padrão | Máximo | Mínimo | Número de Observações | Média | Desvio-padrão | Máximo | Mínimo |
| 0% - 10% | 1356 | 801.3 | 393.7 | 1,382.4 | 0.6 | 4351 | 991.1 | 313.6 | 1,459.8 | 46.3 | 4466 | 1,535.1 | 521.2 | 2,286.3 | 0.0 |
| 10% - 20% | 1370 | 1,871.1 | 276.0 | 2,342.2 | 1,382.7 | 4326 | 1,857.8 | 229.9 | 2,255.7 | 1,460.1 | 4480 | 2,880.5 | 337.0 | 3,464.5 | 2,286.6 |
| 20% - 30% | 1373 | 2,836.6 | 316.4 | 3,404.9 | 2,344.8 | 4262 | 2,684.6 | 255.5 | 3,118.9 | 2,256.4 | 4375 | 4,075.5 | 355.1 | 4,693.1 | 3,465.0 |
| 30% - 40% | 1357 | 3,983.6 | 335.2 | 4,612.8 | 3,405.0 | 4198 | 3,577.3 | 278.1 | 4,082.5 | 3,119.1 | 4360 | 5,358.7 | 391.9 | 6,049.1 | 4,693.6 |
| 40% - 50% | 1356 | 5,336.1 | 471.0 | 6,203.9 | 4,615.0 | 4220 | 4,662.9 | 348.8 | 5,290.0 | 4,083.0 | 4275 | 6,846.7 | 470.5 | 7,677.1 | 6,049.6 |
| 50% - 60% | 1347 | 7,265.9 | 645.8 | 8,509.6 | 6,207.6 | 4118 | 5,991.6 | 428.9 | 6,788.3 | 5,290.2 | 4147 | 8,631.2 | 563.9 | 9,636.1 | 7,677.6 |
| 60% - 70% | 1336 | 10,166.7 | 1,023.2 | 12,140.2 | 8,513.6 | 4108 | 7,831.7 | 654.9 | 9,089.3 | 6,789.6 | 4146 | 10,919.9 | 776.6 | 12,362.6 | 9,637.6 |
| 70% - 80% | 1339 | 14,980.2 | 1,886.3 | 18,749.4 | 12,142.2 | 4071 | 10,822.9 | 1,121.2 | 12,989.3 | 9,090.3 | 4159 | 14,472.5 | 1,305.2 | 16,979.2 | 12,363.1 |
| 80% - 90% | 1324 | 24,854.6 | 4,246.4 | 33,888.4 | 18,751.1 | 4038 | 16,795.6 | 2,637.4 | 22,470.3 | 12,990.6 | 4181 | 21,049.7 | 2,806.5 | 26,921.5 | 16,980.2 |
| 90% - 100% | 1249 | 68,771.0 | 56,128.3 | 1,104,740.4 | 33,947.4 | 3902 | 51,807.5 | 52,050.7 | 1,177,161.2 | 22,472.2 | 4097 | 58,256.0 | 57,531.6 | 1,459,789.0 | 26,925.8 |
| Total | 13407 | 11,453.1 | 22,893.6 | 1,104,740.4 | 0.6 | 41594 | 9,257.3 | 19,650.5 | 1,177,161.2 | 46.3 | 42686 | 13,402.0 | 24,220.9 | 1,459,789.0 | 0.0 |

* Valores deflacionados pelo INPC (dez/2014)

Tabela 4: Distribuição de Consumo de 20 alimentos selecionados para os anos 1995-96, 2002-03 e 2008-09

| Produtos | 1996 | 2003 | 2009 |
|-------------------------|-------------|-------------|-------------|
| Açúcar Cristal | 0.12 | 0.24 | 0.25 |
| Arroz Polido | 0.20 | 0.36 | 0.36 |
| Biscoito Salgado | 0.17 | 0.21 | 0.26 |
| Café Moído | 0.18 | 0.19 | 0.28 |
| Carne Bovina de Segunda | 0.30 | 0.44 | 0.54 |
| Cebola | 0.06 | 0.21 | 0.16 |
| Cenoura | 0.08 | 0.15 | 0.16 |
| Farinha de Mandioca | 0.12 | 0.23 | 0.26 |
| Feijão Carioca | 0.13 | 0.25 | 0.31 |
| Feijão de Corda | 0.15 | 0.28 | 0.31 |
| Frango Abatido | 0.32 | 0.24 | 0.51 |
| Frango Congelado | 0.31 | 0.39 | 0.49 |
| Leite Fresco | 0.31 | 0.37 | 0.42 |
| Leite em Pó Integral | 0.26 | 0.22 | 0.35 |
| Macarrão | 0.14 | 0.13 | 0.23 |
| Óleo de Soja | 0.11 | 0.26 | 0.31 |
| Ovos | 0.15 | 0.24 | 0.30 |
| Pão Francês | 0.40 | 0.48 | 0.51 |
| Sal Refinado | 0.03 | 0.40 | 0.09 |
| Tomate | 0.10 | 0.34 | 0.27 |

Tabela 5: Distribuição de Consumo de 20 eletroeletrônicos selecionados para os anos 1995-96, 2002-03 e 2008-09

| Produtos | 1996 | 2003 | 2009 |
|----------------------------------|-------------|-------------|-------------|
| Antena parabólica e equipamentos | 0.66 | 0.60 | 0.51 |
| Batedeira de bolo | 0.48 | 0.40 | 0.34 |
| Chuveiro ou ducha elétricos | 0.56 | 0.44 | 0.33 |
| Conjunto de som acoplado | 0.80 | 0.67 | 0.54 |
| Ferro elétrico | 0.46 | 0.35 | 0.28 |
| Filtro de água a vela | - | 0.49 | 0.35 |
| Fogão a gás | 0.66 | 0.59 | 0.52 |
| Forno de micro-ondas | 0.67 | 0.52 | 0.45 |
| Freezer | 0.70 | 0.65 | 0.64 |
| Geladeira | 0.74 | 0.69 | 0.66 |
| Liquidificador | 0.48 | 0.40 | 0.35 |
| Máquina de costura elétrica | 0.68 | 0.65 | 0.56 |
| Máquina de lavar roupas | 0.69 | 0.62 | 0.59 |
| Microcomputador | 0.84 | 0.80 | 0.73 |
| Rádio portátil | 0.55 | 0.50 | 0.44 |
| Rádio relógio ou de mesa | 0.55 | 0.50 | 0.42 |
| Secador e modelador de cabelos | 0.42 | 0.38 | 0.31 |
| Televisão em cores | 0.77 | 0.69 | 0.64 |
| Televisão em preto e branco | 0.71 | 0.58 | 0.43 |
| Ventilador | 0.52 | 0.45 | 0.38 |

Tabela 6: Distribuição dos Locais de Compra para os anos 1995, 2002 e 2008 - Alimentos

| Local de Compra | 1995 | 2002 | 2008 |
|--|--------------|--------------|--------------|
| Não aplicável | - | 1.2 | 0.75 |
| Supermercado | 32.21 | 30.78 | 43.69 |
| Hipermercado | 0.87 | 0.4 | 0.63 |
| Padaria | 17.97 | 13.17 | 11.63 |
| Confeitaria, doceria | 0.1 | 0.02 | 0.01 |
| Armazém | 4.27 | 1.46 | 0.76 |
| Mercearia | 17.3 | 18.5 | 13.26 |
| Quitanda | 8.5 | 8.2 | 8.66 |
| Feira | 5.56 | 3.86 | 7.38 |
| Açougue | 2.46 | 2.14 | 1.82 |
| Vendedor Ambulante | 1.47 | 2.65 | 1.85 |
| Bar, Lanchonete | 0.64 | 0.75 | 0.84 |
| Sacolão | 2.93 | 0.54 | 1.34 |
| Farmácia, Drogeria | 0.03 | - | 0.01 |
| Loja de Departamento | 0.1 | 0.02 | - |
| Domicílio Particular | 0.06 | - | - |
| Estabelecimento Filantrópico | - | 0.01 | 0.01 |
| Loja de artigos agropecuários (produtor rural) | 0.71 | - | - |
| Depósito em Geral | 0.35 | 0.01 | 0.01 |
| Loja de material de construção, vidraçaria, etc. | - | - | 0.01 |
| Loja de alimentos congelados e frios | 0.01 | - | 0.01 |
| Peixaria | 0.01 | - | 0.01 |
| Associação de classe | 0.04 | 0.06 | 0.02 |
| Frutaria | 0.55 | 0.19 | 0.69 |
| Mercado, central de abastecimento | 2.96 | 6.13 | 0.7 |
| Sorveteria | - | 0.01 | - |
| Loja de produtos naturais e macrobióticos | - | 0.13 | 0.01 |
| Feira de Exposição, festa junina, leilão | - | 0.02 | 0.09 |
| Restaurante | 0.02 | 0.03 | 0.01 |
| Estabelecimento especializado | - | 0.04 | - |
| Loja de Conveniência | - | 0.39 | 0.46 |
| Fabricante | 0.01 | 0.05 | 0.41 |
| Oficina de veículos | - | 0.02 | - |
| Escola | - | 0.04 | 0.02 |
| Atacadista | 0.1 | 0.15 | 0.14 |
| Aviário | 0.7 | 0.55 | 0.34 |
| Importadora e Free Shop | - | - | 0.09 |
| Particular (terceiro) | - | 8.25 | 4.22 |
| Ignorado | 0.05 | 0.22 | 0.1 |
| Total | 99.98 | 99.99 | 99.98 |

Tabela 7: Distribuição dos Locais de Compra para os anos 1995, 2002 e 2008 - Eletroeletrônicos

| Local de Compra | 1995 | 2002 | 2008 |
|--|-------------|-------------|-------------|
| Não aplicável | - | 0.18 | 0.52 |
| Supermercado | 2.33 | 5.05 | 8.46 |
| Hipermercado | 2.41 | 2.03 | 2.64 |
| Confeitaria, doceria | - | - | 0.01 |
| Armazém | - | 0.20 | 0.11 |
| Mercearia | - | 0.27 | 0.26 |
| Quitanda | - | 0.07 | 0.10 |
| Feira | 0.31 | 0.38 | 0.28 |
| Vendedor Ambulante | 10.98 | 2.59 | 1.74 |
| Bar, Lanchonete | 0.04 | - | - |
| Farmácia, Drogaria | 0.01 | 0.04 | 0.02 |
| Loja de Departamento | 17.68 | 8.05 | 7.20 |
| Domicílio Particular | 2.76 | - | - |
| Bazar | 0.09 | 0.09 | 0.11 |
| Loja de artigos agropecuários (produtor rural) | 0.04 | - | 0.04 |
| Depósito em Geral | - | 0.03 | 0.05 |
| Loja de material de construção, vidraçaria, etc. | 5.79 | 3.01 | 5.85 |
| Associação de classe | 0.04 | 0.03 | 0.03 |
| Mercado, central de abastecimento | 0.03 | 0.30 | 0.02 |
| Papelaria | 0.03 | 0.02 | 0.01 |
| Armarinho | 0.19 | 0.12 | 0.06 |
| Banca de Jornais | - | - | 0.01 |
| Feira de Exposição, festa junina, leilão | 0.05 | 0.12 | 0.10 |
| Loja de artigos de decoração | - | 0.01 | - |
| Loja de brinquedos e diversões | - | 0.01 | - |
| Loja de discos | 0.05 | - | - |
| Loja de eletrodomésticos e utilidades | 51.41 | 52.29 | 54.59 |
| Loja de peças, acessórios, equipamento de veículos | 0.15 | 0.01 | 0.01 |
| Loja de instrumentos musicais | 0.04 | 0.01 | - |
| Loja de material esportivo | 0.01 | - | - |
| Loja de móveis | 1.52 | 4.50 | 2.44 |
| Loja de roupas | 0.13 | 0.02 | 0.03 |
| Loja de tecidos, tapeçaria | - | 0.01 | - |
| Restaurante | 0.05 | - | - |
| Perfumaria | 0.03 | 0.12 | 0.02 |
| Estabelecimento especializado | 0.95 | 0.98 | 0.29 |
| Loja de Conveniência | - | 0.03 | 0.04 |
| Loja de Fotografia | 0.07 | 0.01 | - |
| Fabricante | 0.55 | 0.08 | 0.17 |
| Oficina de veículos | - | 0.01 | - |
| Escola | - | 0.02 | 0.01 |
| Reembolso postal | 0.04 | 0.01 | - |
| Loja de peças e referência de eletrodomésticos | 0.33 | 0.15 | - |
| Atacadista | 0.39 | 0.06 | 0.15 |
| Aviário | - | - | 0.02 |
| Importadora e Free Shop | 0.21 | 0.19 | - |
| Loja de informática | 0.73 | 0.51 | 0.46 |
| Lava à jato | - | - | 0.56 |
| Loja de souvenirs | - | - | 0.01 |
| Particular (terceiro) | - | 17.59 | 13.47 |
| Ignorado | 0.55 | 0.32 | 0.13 |

Tabela 8: Distribuição de Consumo de 20 alimentos selecionados para os anos 1995, 2002 e 2008

| Produtos | 1995 | 2002 | 2008 |
|-------------------------|-------------|-------------|-------------|
| Açúcar Cristal | 3.93 | 8.26 | 5.24 |
| Arroz Polido | 7.03 | 7.91 | 1.47 |
| Biscoito Salgado | 5.25 | 3.74 | 2.19 |
| Cafê Moido | 5.85 | 10.53 | 7.17 |
| Carne Bovina de Segunda | 1.95 | 3.28 | 1.95 |
| Cebola | 5.59 | 0.08 | 7.13 |
| Cenoura | 3.31 | 3.90 | 4.03 |
| Farinha de Mandioca | 4.29 | 6.25 | 4.99 |
| Feijão Carioca | 2.62 | 4.15 | 1.87 |
| Feijão de Corda | 1.24 | 0.84 | 0.54 |
| Frango Abatido | 4.91 | 3.67 | 2.67 |
| Frango Congelado | 3.63 | 0.07 | 3.06 |
| Leite Fresco | 0.55 | 6.35 | 2.47 |
| Leite em Pó Integral | 3.93 | 0.08 | 3.93 |
| Macarrão | 0.32 | 0.02 | 4.82 |
| Óleo de Soja | 4.36 | 9.51 | 9.16 |
| Ovos | 6.43 | 10.11 | 8.44 |
| Pão Francês | 25.50 | 17.94 | 15.22 |
| Sal Refinado | 2.34 | 3.32 | 3.05 |
| Tomate | 6.98 | 0.01 | 10.60 |

Tabela 9: Distribuição de Consumo de 20 eletroeletrônicos selecionados para os anos 1995, 2002 e 2008

| Produtos | 1995 | 2002 | 2008 |
|----------------------------------|-------------|-------------|-------------|
| Antena parabólica e equipamentos | 0.80 | 2.55 | 2.97 |
| Batedeira de bolo | 2.30 | 2.27 | 2.16 |
| Chuveiro ou ducha elétricos | 8.81 | 5.49 | 11.79 |
| Conjunto de som acoplado | 14.89 | 8.42 | 3.56 |
| Ferro elétrico | 12.10 | 11.82 | 8.87 |
| Filtro de água a vela | 0.45 | 0.49 | 0.72 |
| Fogão a gás | 10.34 | 11.99 | 10.76 |
| Forno de micro-ondas | 1.76 | 0.65 | 2.96 |
| Freezer | 1.79 | 1.05 | 1.23 |
| Geladeira | 6.93 | 7.72 | 8.70 |
| Liquidificador | 5.69 | 9.57 | 7.83 |
| Máquina de costura elétrica | 1.23 | 0.73 | 0.28 |
| Máquina de lavar roupas | 3.38 | 3.58 | 3.26 |
| Microcomputador | 1.63 | 1.31 | 3.13 |
| Rádio portátil | 3.73 | 3.49 | 3.16 |
| Rádio relógio ou de mesa | 2.66 | 1.71 | 0.45 |
| Secador e modelador de cabelos | 1.03 | 1.61 | 1.11 |
| Televisão em cores | 12.60 | 10.69 | 14.43 |
| Televisão em preto e branco | 1.80 | 1.36 | 0.19 |
| Ventilador | 6.55 | 13.51 | 12.43 |

Tabela 10 - Média da participação dos gastos com alimentos em relação ao gasto total nos itens selecionados

| Produtos | 1996 | 2003 | 2009 |
|-------------------------|-------------|-------------|-------------|
| Açúcar Cristal | 0.12 | 0.24 | 0.25 |
| Arroz Polido | 0.20 | 0.36 | 0.36 |
| Biscoito Salgado | 0.17 | 0.21 | 0.26 |
| Café Moído | 0.18 | 0.19 | 0.28 |
| Carne Bovina de Segunda | 0.30 | 0.44 | 0.54 |
| Cebola | 0.06 | 0.21 | 0.16 |
| Cenoura | 0.08 | 0.15 | 0.16 |
| Farinha de Mandioca | 0.12 | 0.23 | 0.26 |
| Feijão Carioca | 0.13 | 0.25 | 0.31 |
| Feijão de Corda | 0.15 | 0.28 | 0.31 |
| Frango Abatido | 0.32 | 0.24 | 0.51 |
| Frango Congelado | 0.31 | 0.39 | 0.49 |
| Leite Fresco | 0.31 | 0.37 | 0.42 |
| Leite em Pó Integral | 0.26 | 0.22 | 0.35 |
| Macarrão | 0.14 | 0.13 | 0.23 |
| Óleo de Soja | 0.11 | 0.26 | 0.31 |
| Ovos | 0.15 | 0.24 | 0.30 |
| Pão Francês | 0.40 | 0.48 | 0.51 |
| Sal Refinado | 0.03 | 0.40 | 0.09 |
| Tomate | 0.10 | 0.34 | 0.27 |

Tabela 11 - Média da participação dos gastos em eletroeletrônicos em relação ao gasto total nos itens selecionados

| Produtos | 1996 | 2003 | 2009 |
|----------------------------------|-------------|-------------|-------------|
| Antena parabólica e equipamentos | 0.66 | 0.60 | 0.51 |
| Batedeira de bolo | 0.48 | 0.40 | 0.34 |
| Chuveiro ou ducha elétricos | 0.56 | 0.44 | 0.33 |
| Conjunto de som acoplado | 0.80 | 0.67 | 0.54 |
| Ferro elétrico | 0.46 | 0.35 | 0.28 |
| Filtro de água a vela | - | 0.49 | 0.35 |
| Fogão a gás | 0.66 | 0.59 | 0.52 |
| Forno de micro-ondas | 0.67 | 0.52 | 0.45 |
| Freezer | 0.70 | 0.65 | 0.64 |
| Geladeira | 0.74 | 0.69 | 0.66 |
| Liquidificador | 0.48 | 0.40 | 0.35 |
| Máquina de costura elétrica | 0.68 | 0.65 | 0.56 |
| Máquina de lavar roupas | 0.69 | 0.62 | 0.59 |
| Microcomputador | 0.84 | 0.80 | 0.73 |
| Rádio portátil | 0.55 | 0.50 | 0.44 |
| Rádio relógio ou de mesa | 0.55 | 0.50 | 0.42 |
| Secador e modelador de cabelos | 0.42 | 0.38 | 0.31 |
| Televisão em cores | 0.77 | 0.69 | 0.64 |
| Televisão em preto e branco | 0.71 | 0.58 | 0.43 |
| Ventilador | 0.52 | 0.45 | 0.38 |

Tabela 12: Medidas de desigualdade para a Proporção da Despesa em relação a Despesa Total per capita - Alimentos (Total)

| Ano | Percentil 90/ Percentil 10 | Percentil 90/ Percentil 50 | Percentil 10/ Percentil 50 | Percentil 75/ Percentil 25 | Média | σ convergência | Coeficiente de Variação (γ convergência) | Coeficiente de Gini | Medida de Mehran | Medida de Piesch | Medida de Theil | Medida de Entropia Generalizada - GE(a) | | | | Índice de Atkinson - A(e) | | |
|------|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|-------|--------------------------|--|------------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|---|-------|-------|-------|---------------------------|-------|-------|
| | | | | | | | | | | | | a = -1 | a = 0 | a = 1 | a = 2 | e = 0.5 | e = 1 | e = 2 |
| 1995 | 18.02 | 3.93 | 0.22 | 4.55 | 0.20 | 0.22 | 1.09 | 0.52 | 0.68 | 0.45 | 0.46 | 1.22 | 0.54 | 0.46 | 0.59 | 0.22 | 0.42 | 0.71 |
| 2002 | 12.98 | 3.60 | 0.28 | 3.80 | 0.31 | 0.27 | 0.89 | 0.46 | 0.62 | 0.38 | 0.35 | 0.75 | 0.41 | 0.35 | 0.40 | 0.17 | 0.33 | 0.60 |
| 2008 | 15.40 | 3.83 | 0.25 | 4.22 | 0.32 | 0.29 | 0.90 | 0.47 | 0.63 | 0.39 | 0.36 | 0.86 | 0.44 | 0.36 | 0.40 | 0.18 | 0.35 | 0.63 |

Tabela 13: Medidas de desigualdade para a Proporção da Despesa em relação a Despesa Total per capita - Alimentos

| Ano | Medida de Entropia Generalizada | | | | Medida de Entropia Generalizada | | | | Índice de Atkinson | | | Índice de Atkinson | | |
|------|---------------------------------|-------|-------|-------|---------------------------------|-------|-------|-------|--------------------|-------|-------|--------------------|-------|-------|
| | a = -1 | a = 0 | a = 1 | a = 2 | a = -1 | a = 0 | a = 1 | a = 2 | e = 0.5 | e = 1 | e = 2 | e = 0.5 | e = 1 | e = 2 |
| 1995 | 0.97 | 0.36 | 0.30 | 0.42 | 0.25 | 0.19 | 0.16 | 0.17 | 0.14 | 0.28 | 0.51 | 0.09 | 0.20 | 0.41 |
| 2002 | 0.68 | 0.35 | 0.29 | 0.33 | 0.06 | 0.06 | 0.06 | 0.06 | 0.14 | 0.28 | 0.53 | 0.03 | 0.07 | 0.15 |
| 2008 | 0.77 | 0.36 | 0.29 | 0.33 | 0.09 | 0.08 | 0.07 | 0.07 | 0.14 | 0.28 | 0.51 | 0.04 | 0.10 | 0.25 |

Tabela 14: Medidas de convergência para a Média da proporção dos gastos em relação a despesa total per capital por faixas de renda - Alimentos

| Faixas de Renda | Média Proporção gasto em relação ao gasto total | | | Taxa de crescimento média | | | X - convergência (40%-50%) | | | X - convergência (90%-100%) | | | X - convergência (Média Geral) | | |
|-----------------|---|-------------|-------------|------------------------------|--------------|--------------|-------------------------------|--------------|--------------|--------------------------------|--------------|--------------|-----------------------------------|--------------|--------------|
| | 1995 | 2002 | 2008 | 1995 2002 | 2002 2008 | 1995 2008 | 1995 2002 | 2002 2008 | 1995 2008 | 1995 2002 | 2002 2008 | 1995 2008 | 1995 2002 | 2002 2008 | 1995 2008 |
| 0% - 10% | 0.16 | 0.27 | 0.30 | 0.63 | 0.10 | 0.80 | 0.82 | 0.78 | 0.64 | 1.07 | 0.41 | 0.44 | 0.97 | 0.62 | 0.60 |
| 10% - 20% | 0.18 | 0.27 | 0.29 | 0.50 | 0.09 | 0.64 | 1.24 | 0.85 | 1.05 | 1.26 | 0.44 | 0.55 | 1.50 | 0.68 | 1.02 |
| 20% - 30% | 0.18 | 0.28 | 0.30 | 0.55 | 0.07 | 0.65 | 0.79 | 1.04 | 0.82 | 1.13 | 0.39 | 0.44 | 1.08 | 0.70 | 0.75 |
| 30% - 40% | 0.19 | 0.29 | 0.31 | 0.50 | 0.08 | 0.62 | 0.97 | 0.73 | 0.71 | 1.21 | 0.31 | 0.37 | 1.49 | 0.40 | 0.59 |
| 40% - 50% | 0.21 | 0.30 | 0.32 | 0.47 | 0.07 | 0.56 | - | - | - | 1.27 | 0.22 | 0.28 | -3.81 | -0.47 | 1.79 |
| 50% - 60% | 0.22 | 0.32 | 0.33 | 0.47 | 0.04 | 0.53 | 1.65 | 0.49 | 0.81 | 1.19 | 0.13 | 0.16 | 1.01 | 0.92 | 0.93 |
| 60% - 70% | 0.22 | 0.33 | 0.34 | 0.48 | 0.03 | 0.52 | 1.65 | 0.57 | 0.94 | 1.11 | -0.01 | -0.01 | 1.23 | 0.82 | 1.00 |
| 70% - 80% | 0.23 | 0.34 | 0.34 | 0.49 | 0.00 | 0.49 | 1.68 | 0.51 | 0.86 | 0.96 | -0.18 | -0.17 | 1.38 | 0.66 | 0.91 |
| 80% - 90% | 0.24 | 0.35 | 0.34 | 0.45 | -0.03 | 0.42 | 1.38 | 0.39 | 0.54 | 1.05 | -0.24 | -0.25 | 1.20 | 0.49 | 0.58 |
| 90% - 100% | 0.26 | 0.37 | 0.34 | 0.43 | -0.08 | 0.31 | 1.27 | 0.22 | 0.28 | - | - | - | 1.15 | 0.28 | 0.32 |
| Total | 0.20 | 0.31 | 0.32 | 0.50 | 0.04 | 0.56 | -3.81 | -0.47 | 1.79 | 1.15 | 0.28 | 0.32 | - | - | - |

Tabela 15: Medidas de desigualdade para a Proporção da Despesa em relação a Despesa Total per capita - Eletroeletrônicos (Total)

| Ano | Percentil 90/ Percentil 10 | Percentil 90/ Percentil 50 | Percentil 10/ Percentil 50 | Percentil 75/ Percentil 25 | Média | σ convergência | Coeficiente de Variação (γ convergência) | Coeficiente de Gini | Medida de Mehran | Medida de Piesch | Medida de Theil | Medida de Entropia Generalizada - GE(a) | | | | Índice de Atkinson - A(e) | | |
|------|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|-------|--------------------------|--|------------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|---|-------|-------|-------|---------------------------|-------|-------|
| | | | | | | | | | | | | a = -1 | a = 0 | a = 1 | a = 2 | e = 0.5 | e = 1 | e = 2 |
| 1995 | 15.20 | 1.30 | 0.09 | 3.87 | 0.64 | 0.38 | 0.59 | 0.32 | 0.52 | 0.23 | 0.22 | 1.47 | 0.40 | 0.22 | 0.17 | 0.14 | 0.33 | 0.75 |
| 2002 | 20.16 | 1.98 | 0.10 | 6.24 | 0.54 | 0.38 | 0.70 | 0.39 | 0.60 | 0.29 | 0.29 | 1.77 | 0.48 | 0.29 | 0.24 | 0.17 | 0.38 | 0.78 |
| 2008 | 23.78 | 2.44 | 0.10 | 7.25 | 0.48 | 0.37 | 0.76 | 0.43 | 0.63 | 0.33 | 0.33 | 1.70 | 0.52 | 0.33 | 0.29 | 0.19 | 0.41 | 0.77 |

Tabela 16: Medidas de desigualdade para a Proporção da Despesa em relação a Despesa Total per capita - Eletroeletrônicos

| Ano | Medida de Entropia Generalizada (Within-group) - GE(a) | | | | Medida de Entropia Generalizada (Between-group)- GE(a) | | | | Índice de Atkinson (Within-group) - A(e) | | | Índice de Atkinson (Between-group) - A(e) | | |
|------|---|-------|-------|-------|---|-------|-------|-------|---|-------|-------|--|-------|-------|
| | a = -1 | a = 0 | a = 1 | a = 2 | a = -1 | a = 0 | a = 1 | a = 2 | e = 0.5 | e = 1 | e = 2 | e = 0.5 | e = 1 | e = 2 |
| | | | | | | | | | | | | | | |
| 1995 | 1.45 | 0.38 | 0.20 | 0.16 | 0.02 | 0.02 | 0.02 | 0.02 | 0.12 | 0.25 | 0.49 | 0.02 | 0.10 | 0.50 |
| 2002 | 1.74 | 0.45 | 0.26 | 0.22 | 0.03 | 0.03 | 0.03 | 0.03 | 0.14 | 0.30 | 0.62 | 0.03 | 0.12 | 0.42 |
| 2008 | 1.66 | 0.48 | 0.29 | 0.25 | 0.05 | 0.04 | 0.04 | 0.04 | 0.15 | 0.30 | 0.54 | 0.04 | 0.15 | 0.50 |

Tabela 17: Medidas de convergência para a Média da proporção dos gastos em relação a despesa total per capital por faixas de renda - - Eletroeletrônicos

| Faixas de Renda | Média Proporção gasto em relação ao gasto total | | | Taxa de crescimento média | | | X - convergência (40%-50%) | | | X - convergência (90%-100%) | | | X - convergência (Média Geral) | | |
|-----------------|---|-------------|-------------|------------------------------|--------------|--------------|-------------------------------|--------------|--------------|--------------------------------|--------------|--------------|-----------------------------------|--------------|--------------|
| | 1995 | 2002 | 2008 | 1995 2002 | 2002 2008 | 1995 2008 | 1995 2002 | 2002 2008 | 1995 2008 | 1995 2002 | 2002 2008 | 1995 2008 | 1995 2002 | 2002 2008 | 1995 2008 |
| 0% - 10% | 0.69 | 0.62 | 0.54 | -0.10 | -0.13 | -0.21 | 1.35 | 0.91 | 1.23 | 1.84 | 0.73 | 1.34 | 1.71 | 0.72 | 1.23 |
| 10% - 20% | 0.70 | 0.59 | 0.53 | -0.17 | -0.10 | -0.25 | 0.45 | 1.42 | 0.64 | 1.21 | 0.79 | 0.96 | 0.74 | 0.88 | 0.65 |
| 20% - 30% | 0.67 | 0.57 | 0.50 | -0.14 | -0.12 | -0.25 | 0.57 | 1.13 | 0.64 | 1.64 | 0.68 | 1.12 | 1.19 | 0.56 | 0.67 |
| 30% - 40% | 0.65 | 0.57 | 0.50 | -0.13 | -0.11 | -0.22 | 0.79 | 2.55 | 2.01 | 2.12 | 0.74 | 1.56 | 2.51 | 0.74 | 1.85 |
| 40% - 50% | 0.65 | 0.56 | 0.50 | -0.14 | -0.10 | -0.23 | 0.13 | 10.62 | 1.39 | 1.87 | 0.77 | 1.44 | 1.52 | 0.89 | 1.36 |
| 50% - 60% | 0.64 | 0.56 | 0.49 | -0.13 | -0.13 | -0.24 | - | - | - | 2.41 | 0.61 | 1.46 | 10.35 | 0.11 | 1.13 |
| 60% - 70% | 0.63 | 0.53 | 0.48 | -0.15 | -0.10 | -0.24 | 1.86 | 0.27 | 0.51 | 2.73 | 0.74 | 2.02 | 0.58 | 0.71 | 0.41 |
| 70% - 80% | 0.60 | 0.52 | 0.46 | -0.14 | -0.10 | -0.23 | 1.09 | 0.54 | 0.59 | 467.27 | 0.66 | 307.82 | 0.61 | 0.92 | 0.56 |
| 80% - 90% | 0.60 | 0.49 | 0.45 | -0.18 | -0.09 | -0.25 | 1.77 | 0.55 | 0.98 | 24.96 | 0.74 | 18.48 | 1.32 | 0.74 | 0.97 |
| 90% - 100% | 0.60 | 0.47 | 0.43 | -0.23 | -0.08 | -0.29 | 2.41 | 0.61 | 1.46 | - | - | - | 2.00 | 0.74 | 1.48 |
| Total | 0.64 | 0.54 | 0.48 | -0.16 | -0.10 | -0.24 | 10.35 | 0.11 | 1.13 | 2.00 | 0.74 | 1.48 | - | - | - |

Tabela 18: Medida de comparabilidade entre as cestas de consumo em relação ao percentil de referência (DA_r): Média por faixa de renda - Alimentos

| Faixas de Renda | 1995 | | | 2002 | | | 2008 | | |
|-----------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| | 0%-10% | 40%-50% | 90%-100% | 0%-10% | 40%-50% | 90%-100% | 0%-10% | 40%-50% | 90%-100% |
| 0% - 10% | 0.136 | 0.152 | 0.201 | 0.185 | 0.198 | 0.228 | 0.204 | 0.210 | 0.220 |
| 10% - 20% | 0.154 | 0.160 | 0.198 | 0.195 | 0.203 | 0.232 | 0.209 | 0.213 | 0.223 |
| 20% - 30% | 0.161 | 0.164 | 0.197 | 0.206 | 0.205 | 0.227 | 0.211 | 0.212 | 0.220 |
| 30% - 40% | 0.172 | 0.169 | 0.197 | 0.211 | 0.205 | 0.225 | 0.215 | 0.214 | 0.220 |
| 40% - 50% | 0.180 | 0.171 | 0.189 | 0.216 | 0.206 | 0.221 | 0.217 | 0.212 | 0.216 |
| 50% - 60% | 0.189 | 0.175 | 0.189 | 0.224 | 0.207 | 0.218 | 0.218 | 0.211 | 0.215 |
| 60% - 70% | 0.183 | 0.166 | 0.176 | 0.229 | 0.204 | 0.209 | 0.221 | 0.212 | 0.214 |
| 70% - 80% | 0.209 | 0.187 | 0.190 | 0.238 | 0.208 | 0.208 | 0.223 | 0.212 | 0.213 |
| 80% - 90% | 0.215 | 0.188 | 0.185 | 0.244 | 0.207 | 0.203 | 0.227 | 0.215 | 0.213 |
| 90% - 100% | 0.243 | 0.211 | 0.199 | 0.255 | 0.210 | 0.198 | 0.226 | 0.212 | 0.209 |
| Total | 0.184 | 0.174 | 0.192 | 0.220 | 0.205 | 0.217 | 0.217 | 0.212 | 0.217 |

Tabela 19: Medida de comparabilidade entre as cestas de consumo em relação ao percentil de referência (DA_r): Média por faixa de renda - Eletroeletrônicos

| Faixas de Renda | 1995 | | | 2002 | | | 2008 | | |
|-----------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| | 0%-10% | 40%-50% | 90%-100% | 0%-10% | 40%-50% | 90%-100% | 0%-10% | 40%-50% | 90%-100% |
| 0% - 10% | 0.169 | 0.183 | 0.215 | 0.192 | 0.199 | 0.234 | 0.217 | 0.222 | 0.244 |
| 10% - 20% | 0.162 | 0.167 | 0.194 | 0.204 | 0.205 | 0.230 | 0.231 | 0.232 | 0.253 |
| 20% - 30% | 0.183 | 0.182 | 0.201 | 0.227 | 0.222 | 0.244 | 0.237 | 0.235 | 0.250 |
| 30% - 40% | 0.198 | 0.193 | 0.205 | 0.232 | 0.225 | 0.249 | 0.234 | 0.234 | 0.249 |
| 40% - 50% | 0.190 | 0.191 | 0.207 | 0.228 | 0.221 | 0.243 | 0.238 | 0.236 | 0.249 |
| 50% - 60% | 0.213 | 0.205 | 0.215 | 0.239 | 0.229 | 0.254 | 0.251 | 0.245 | 0.255 |
| 60% - 70% | 0.207 | 0.203 | 0.206 | 0.246 | 0.234 | 0.243 | 0.254 | 0.246 | 0.253 |
| 70% - 80% | 0.230 | 0.223 | 0.223 | 0.264 | 0.246 | 0.251 | 0.261 | 0.253 | 0.254 |
| 80% - 90% | 0.227 | 0.223 | 0.227 | 0.285 | 0.262 | 0.254 | 0.272 | 0.259 | 0.256 |
| 90% - 100% | 0.239 | 0.228 | 0.216 | 0.318 | 0.286 | 0.260 | 0.285 | 0.268 | 0.256 |
| Total | 0.204 | 0.201 | 0.211 | 0.247 | 0.235 | 0.247 | 0.248 | 0.243 | 0.252 |

Tabela 20: Medida de comparabilidade entre as cestas de consumo contrafactuais em relação ao percentil de referência (DAC_r^{10}): Média por faixa de renda - Alimentos

| | 1995 | | | 2002 | | | 2008 | | |
|------------------------|---------------|----------------|-----------------|---------------|----------------|-----------------|---------------|----------------|-----------------|
| Faixas de Renda | 0%-10% | 40%-50% | 90%-100% | 0%-10% | 40%-50% | 90%-100% | 0%-10% | 40%-50% | 90%-100% |
| 0% - 10% | 8.217 | 8.497 | 8.885 | 2.518 | 2.582 | 2.764 | 2.348 | 2.407 | 2.521 |
| 10% - 20% | 6.889 | 7.116 | 7.534 | 2.626 | 2.660 | 2.822 | 2.654 | 2.700 | 2.804 |
| 20% - 30% | 7.309 | 7.361 | 7.694 | 2.232 | 2.249 | 2.387 | 2.406 | 2.429 | 2.510 |
| 30% - 40% | 5.911 | 6.006 | 6.302 | 2.303 | 2.302 | 2.415 | 2.399 | 2.414 | 2.488 |
| 40% - 50% | 5.105 | 5.101 | 5.367 | 2.063 | 2.056 | 2.153 | 2.185 | 2.187 | 2.251 |
| 50% - 60% | 5.096 | 5.036 | 5.253 | 1.862 | 1.843 | 1.924 | 1.979 | 1.970 | 2.026 |
| 60% - 70% | 4.316 | 4.241 | 4.396 | 1.839 | 1.815 | 1.882 | 1.921 | 1.904 | 1.947 |
| 70% - 80% | 3.992 | 3.885 | 4.034 | 1.661 | 1.630 | 1.671 | 1.806 | 1.778 | 1.805 |
| 80% - 90% | 3.520 | 3.441 | 3.543 | 1.449 | 1.403 | 1.425 | 1.688 | 1.651 | 1.673 |
| 90% - 100% | 2.722 | 2.593 | 2.613 | 1.314 | 1.269 | 1.262 | 1.642 | 1.591 | 1.583 |
| Total | 5.339 | 5.361 | 5.598 | 2.000 | 1.995 | 2.086 | 2.103 | 2.103 | 2.161 |

Tabela 21: Medida de comparabilidade entre as cestas de consumo contrafactuais em relação ao percentil de referência (DAC_r^{10}): Média por faixa de renda – Eletroeletrônicos

| | 1995 | | | 2002 | | | 2008 | | |
|------------------------|---------------|----------------|-----------------|---------------|----------------|-----------------|---------------|----------------|-----------------|
| Faixas de Renda | 0%-10% | 40%-50% | 90%-100% | 0%-10% | 40%-50% | 90%-100% | 0%-10% | 40%-50% | 90%-100% |
| 0% - 10% | 0.368 | 0.375 | 0.405 | 0.464 | 0.497 | 0.526 | 0.612 | 0.649 | 0.718 |
| 10% - 20% | 0.385 | 0.395 | 0.411 | 0.528 | 0.550 | 0.582 | 0.675 | 0.689 | 0.745 |
| 20% - 30% | 0.434 | 0.435 | 0.453 | 0.594 | 0.588 | 0.613 | 0.754 | 0.755 | 0.801 |
| 30% - 40% | 0.483 | 0.477 | 0.490 | 0.598 | 0.592 | 0.625 | 0.752 | 0.746 | 0.789 |
| 40% - 50% | 0.381 | 0.387 | 0.396 | 0.583 | 0.577 | 0.609 | 0.758 | 0.748 | 0.787 |
| 50% - 60% | 0.415 | 0.398 | 0.410 | 0.593 | 0.567 | 0.601 | 0.805 | 0.789 | 0.823 |
| 60% - 70% | 0.512 | 0.500 | 0.495 | 0.720 | 0.665 | 0.683 | 0.873 | 0.852 | 0.881 |
| 70% - 80% | 0.542 | 0.535 | 0.548 | 0.799 | 0.717 | 0.732 | 0.884 | 0.854 | 0.874 |
| 80% - 90% | 0.551 | 0.553 | 0.560 | 0.975 | 0.850 | 0.850 | 0.992 | 0.950 | 0.959 |
| 90% - 100% | 0.635 | 0.616 | 0.602 | 1.134 | 1.008 | 0.991 | 1.058 | 1.002 | 0.996 |
| Total | 0.478 | 0.474 | 0.483 | 0.718 | 0.675 | 0.694 | 0.816 | 0.803 | 0.837 |

Tabela 22: Resultados da estimação das equações (2) a (5) para as medidas DA_{ra} para a cesta de alimentos usando os dados da POF 1995-1996

| | (2a) | (3a) | (4a) | (5a) | (2b) | (3b) | (4b) | (5b) | (2c) | (3c) | (4c) | (5c) |
|------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
| | DA_{1a} | DA_{1a} | DA_{1a} | DA_{1a} | DA_{5a} | DA_{5a} | DA_{5a} | DA_{5a} | DA_{10a} | DA_{10a} | DA_{10a} | DA_{10a} |
| $D_{10\%-20\%}$ | 0.017** (0.006) | 0.011 (0.006) | 0.017** (0.006) | 0.011 (0.006) | 0.007 (0.005) | 0.002 (0.006) | 0.007 (0.005) | 0.002 (0.006) | -0.004 (0.005) | -0.007 (0.006) | -0.004 (0.005) | -0.007 (0.006) |
| $D_{20\%-30\%}$ | 0.024*** (0.006) | 0.011 (0.007) | 0.024*** (0.006) | 0.011 (0.007) | 0.011* (0.005) | 0.004 (0.006) | 0.011* (0.005) | 0.004 (0.006) | -0.005 (0.005) | -0.005 (0.006) | -0.005 (0.005) | -0.006 (0.006) |
| $D_{30\%-40\%}$ | 0.036*** (0.006) | 0.017* (0.007) | 0.035*** (0.006) | 0.016* (0.007) | 0.017*** (0.005) | 0.007 (0.006) | 0.017*** (0.005) | 0.006 (0.006) | -0.004 (0.005) | -0.004 (0.006) | -0.004 (0.005) | -0.004 (0.006) |
| $D_{40\%-50\%}$ | 0.044*** (0.006) | 0.025*** (0.007) | 0.043*** (0.006) | 0.024** (0.007) | 0.019*** (0.005) | 0.012* (0.006) | 0.018*** (0.005) | 0.012 (0.006) | -0.012* (0.005) | -0.005 (0.006) | -0.012* (0.005) | -0.005 (0.006) |
| $D_{50\%-60\%}$ | 0.052*** (0.006) | 0.029*** (0.007) | 0.051*** (0.006) | 0.028*** (0.008) | 0.022*** (0.005) | 0.013* (0.006) | 0.022*** (0.005) | 0.013* (0.006) | -0.012* (0.005) | -0.006 (0.006) | -0.012* (0.005) | -0.006 (0.006) |
| $D_{60\%-70\%}$ | 0.047*** (0.006) | 0.023** (0.008) | 0.045*** (0.006) | 0.021** (0.008) | 0.014** (0.005) | 0.005 (0.006) | 0.013* (0.005) | 0.004 (0.006) | -0.026*** (0.005) | -0.017** (0.006) | -0.026*** (0.005) | -0.018** (0.006) |
| $D_{70\%-80\%}$ | 0.072*** (0.006) | 0.043*** (0.008) | 0.070*** (0.007) | 0.040*** (0.008) | 0.034*** (0.005) | 0.024*** (0.007) | 0.033*** (0.006) | 0.022** (0.007) | -0.011* (0.005) | -0.001 (0.007) | -0.011* (0.005) | -0.002 (0.007) |
| $D_{80\%-90\%}$ | 0.078*** (0.006) | 0.054*** (0.009) | 0.074*** (0.007) | 0.049*** (0.009) | 0.035*** (0.005) | 0.030*** (0.007) | 0.033*** (0.006) | 0.027*** (0.008) | -0.016** (0.005) | -0.001 (0.007) | -0.017** (0.005) | -0.003 (0.007) |
| $D_{90\%-100\%}$ | 0.106*** (0.007) | 0.079*** (0.010) | 0.093*** (0.011) | 0.063*** (0.013) | 0.058*** (0.006) | 0.052*** (0.008) | 0.052*** (0.009) | 0.042*** (0.011) | -0.002 (0.006) | 0.014 (0.008) | -0.004 (0.008) | 0.009 (0.010) |
| Renda per capita | | | 0.000 (0.000) | 0.000 (0.000) | | | 0.000 (0.000) | 0.000 (0.000) | | | 0.000 (0.000) | 0.000 (0.000) |
| Constante | 0.136*** (0.004) | 0.151*** (0.016) | 0.136*** (0.004) | 0.150*** (0.016) | 0.152*** (0.003) | 0.166*** (0.013) | 0.152*** (0.003) | 0.165*** (0.013) | 0.201*** (0.004) | 0.212*** (0.012) | 0.201*** (0.004) | 0.211*** (0.012) |
| Controles | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim |
| N | 13407 | 10278 | 13407 | 10278 | 13407 | 10278 | 13407 | 10278 | 13407 | 10278 | 13407 | 10278 |
| R^2 | 0.03 | 0.07 | 0.03 | 0.07 | 0.01 | 0.03 | 0.01 | 0.03 | 0.00 | 0.02 | 0.00 | 0.02 |
| F | 42.649*** | 25.876*** | 38.547*** | 25.136*** | 16.010*** | 8.702*** | 14.491*** | 8.493*** | 4.507*** | 7.995*** | 4.070*** | 7.801*** |

Erros-padrão robusto em parênteses. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

Tabela 23: Resultados da estimação das equações (2) a (5) para as medidas DA_{rc} para a cesta de alimentos usando os dados da POF 2002-2003

| | (2a) DA_{1a} | (3a) DA_{1a} | (4a) DA_{1a} | (5a) DA_{1a} | (2b) DA_{5a} | (3b) DA_{5a} | (4b) DA_{5a} | (5b) DA_{5a} | (2c) DA_{10a} | (3c) DA_{10a} | (4c) DA_{10a} | (5c) DA_{10a} |
|------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
| $D_{10\%-20\%}$ | 0.010** (0.004) | 0.006 (0.004) | 0.010** (0.004) | 0.006 (0.004) | 0.004 (0.003) | 0.004 (0.004) | 0.004 (0.003) | 0.004 (0.004) | 0.004 (0.004) | 0.006 (0.004) | 0.004 (0.004) | 0.006 (0.004) |
| $D_{20\%-30\%}$ | 0.021*** (0.004) | 0.010** (0.004) | 0.021*** (0.004) | 0.010** (0.004) | 0.007 (0.003) | 0.006 (0.004) | 0.006 (0.003) | 0.005 (0.004) | -0.001 (0.004) | 0.004 (0.004) | -0.001 (0.004) | 0.004 (0.004) |
| $D_{30\%-40\%}$ | 0.026*** (0.004) | 0.012** (0.004) | 0.026*** (0.004) | 0.012** (0.004) | 0.007* (0.003) | 0.004 (0.004) | 0.007* (0.003) | 0.004 (0.004) | -0.003 (0.004) | 0.002 (0.004) | -0.003 (0.004) | 0.001 (0.004) |
| $D_{40\%-50\%}$ | 0.032*** (0.004) | 0.016*** (0.004) | 0.031*** (0.004) | 0.016*** (0.004) | 0.008* (0.003) | 0.004 (0.004) | 0.008* (0.003) | 0.004 (0.004) | -0.007 (0.004) | -0.001 (0.004) | -0.007 (0.004) | -0.002 (0.004) |
| $D_{50\%-60\%}$ | 0.039*** (0.004) | 0.023*** (0.004) | 0.038*** (0.004) | 0.022*** (0.004) | 0.009* (0.003) | 0.004 (0.004) | 0.008* (0.003) | 0.004 (0.004) | -0.010** (0.004) | -0.006 (0.004) | -0.010** (0.004) | -0.006 (0.004) |
| $D_{60\%-70\%}$ | 0.044*** (0.004) | 0.023*** (0.004) | 0.044*** (0.004) | 0.022*** (0.004) | 0.006 (0.003) | 0.002 (0.004) | 0.006 (0.003) | 0.002 (0.004) | -0.019*** (0.004) | -0.009* (0.004) | -0.019*** (0.004) | -0.009* (0.004) |
| $D_{70\%-80\%}$ | 0.053*** (0.004) | 0.030*** (0.004) | 0.053*** (0.004) | 0.030*** (0.005) | 0.009** (0.003) | 0.004 (0.004) | 0.009* (0.003) | 0.003 (0.004) | -0.020*** (0.004) | -0.013** (0.004) | -0.020*** (0.004) | -0.013** (0.004) |
| $D_{80\%-90\%}$ | 0.059*** (0.004) | 0.034*** (0.005) | 0.058*** (0.004) | 0.033*** (0.005) | 0.009* (0.003) | 0.005 (0.004) | 0.008* (0.003) | 0.004 (0.004) | -0.024*** (0.004) | -0.013** (0.004) | -0.025*** (0.004) | -0.014** (0.005) |
| $D_{90\%-100\%}$ | 0.070*** (0.004) | 0.052*** (0.005) | 0.067*** (0.005) | 0.049*** (0.006) | 0.012*** (0.003) | 0.014** (0.005) | 0.009* (0.004) | 0.011* (0.005) | -0.030*** (0.004) | -0.014** (0.005) | -0.032*** (0.004) | -0.016** (0.005) |
| Renda per capita | | | 0.000 (0.000) | 0.000 (0.000) | | | 0.000 (0.000) | 0.000 (0.000) | | | 0.000 (0.000) | 0.000 (0.000) |
| Constante | 0.185*** (0.002) | 0.278*** (0.018) | 0.185*** (0.002) | 0.278*** (0.018) | 0.198*** (0.002) | 0.229*** (0.015) | 0.198*** (0.002) | 0.230*** (0.015) | 0.228*** (0.003) | 0.205*** (0.016) | 0.228*** (0.003) | 0.205*** (0.016) |
| Controles | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim |
| N | 41110 | 32958 | 41110 | 32958 | 41110 | 32958 | 41110 | 32958 | 41113 | 32961 | 41113 | 32961 |
| R^2 | 0.01 | 0.04 | 0.01 | 0.04 | 0.00 | 0.01 | 0.00 | 0.01 | 0.00 | 0.02 | 0.00 | 0.02 |
| F | 65.273*** | 28.732*** | 58.817*** | 28.193*** | 1.751 | 7.675*** | 1.712 | 7.568*** | 20.781*** | 11.252*** | 18.800*** | 11.061*** |

Erros-padrão robusto em parênteses. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

Tabela 24: Resultados da estimação das equações (2) a (5) para as medidas DA_{ra} para a cesta de alimentos usando os dados da POF 2008-2009

| | (2a) | (3a) | (4a) | (5a) | (2b) | (3b) | (4b) | (5b) | (2c) | (3c) | (4c) | (5c) |
|------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | DA_{1a} | DA_{1a} | DA_{1a} | DA_{1a} | DA_{5a} | DA_{5a} | DA_{5a} | DA_{5a} | DA_{10a} | DA_{10a} | DA_{10a} | DA_{10a} |
| $D_{10\%-20\%}$ | 0.005 (0.004) | 0.002 (0.004) | 0.004 (0.004) | 0.002 (0.004) | 0.003 (0.004) | 0.003 (0.004) | 0.003 (0.004) | 0.003 (0.004) | 0.003 (0.004) | 0.004 (0.004) | 0.003 (0.004) | 0.003 (0.004) |
| $D_{20\%-30\%}$ | 0.007 (0.004) | 0.005 (0.004) | 0.007 (0.004) | 0.005 (0.004) | 0.001 (0.004) | 0.004 (0.004) | 0.001 (0.004) | 0.003 (0.004) | -0.001 (0.004) | 0.004 (0.004) | -0.001 (0.004) | 0.004 (0.004) |
| $D_{30\%-40\%}$ | 0.011** (0.004) | 0.010* (0.004) | 0.011** (0.004) | 0.010* (0.004) | 0.004 (0.004) | 0.009* (0.004) | 0.003 (0.004) | 0.008* (0.004) | -0.000 (0.004) | 0.009* (0.004) | -0.000 (0.004) | 0.008 (0.004) |
| $D_{40\%-50\%}$ | 0.013*** (0.004) | 0.011* (0.004) | 0.012*** (0.004) | 0.010* (0.004) | 0.001 (0.004) | 0.006 (0.004) | 0.001 (0.004) | 0.006 (0.004) | -0.005 (0.004) | 0.004 (0.004) | -0.005 (0.004) | 0.004 (0.004) |
| $D_{50\%-60\%}$ | 0.014*** (0.004) | 0.009 (0.005) | 0.013*** (0.004) | 0.008 (0.005) | 0.001 (0.004) | 0.005 (0.004) | 0.001 (0.004) | 0.005 (0.004) | -0.005 (0.004) | 0.005 (0.005) | -0.005 (0.004) | 0.004 (0.005) |
| $D_{60\%-70\%}$ | 0.017*** (0.004) | 0.010* (0.005) | 0.016*** (0.004) | 0.009* (0.005) | 0.001 (0.004) | 0.004 (0.004) | 0.001 (0.004) | 0.004 (0.005) | -0.006 (0.004) | 0.003 (0.005) | -0.006 (0.004) | 0.002 (0.005) |
| $D_{70\%-80\%}$ | 0.019*** (0.004) | 0.014** (0.005) | 0.018*** (0.004) | 0.013** (0.005) | 0.002 (0.004) | 0.006 (0.005) | 0.001 (0.004) | 0.005 (0.005) | -0.008* (0.004) | 0.003 (0.005) | -0.008* (0.004) | 0.002 (0.005) |
| $D_{80\%-90\%}$ | 0.023*** (0.004) | 0.020*** (0.005) | 0.022*** (0.004) | 0.018*** (0.005) | 0.004 (0.004) | 0.012* (0.005) | 0.003 (0.004) | 0.010* (0.005) | -0.007* (0.004) | 0.008 (0.005) | -0.007 (0.004) | 0.007 (0.005) |
| $D_{90\%-100\%}$ | 0.021*** (0.004) | 0.020*** (0.005) | 0.017*** (0.005) | 0.014* (0.006) | 0.002 (0.004) | 0.012* (0.005) | -0.000 (0.005) | 0.007 (0.006) | -0.012** (0.004) | 0.006 (0.005) | -0.012** (0.004) | 0.003 (0.006) |
| Renda per capita | | | 0.000 (0.000) | 0.000 (0.000) | | | 0.000 (0.000) | 0.000 (0.000) | | | 0.000 (0.000) | 0.000 (0.000) |
| Constante | 0.204*** (0.003) | 0.283*** (0.011) | 0.204*** (0.003) | 0.284*** (0.011) | 0.210*** (0.003) | 0.262*** (0.011) | 0.210*** (0.003) | 0.262*** (0.011) | 0.220*** (0.003) | 0.260*** (0.011) | 0.220*** (0.003) | 0.260*** (0.011) |
| Controles | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim |
| N | 42686 | 32390 | 42686 | 32390 | 42686 | 32390 | 42686 | 32390 | 42686 | 32390 | 42686 | 32390 |
| R^2 | 0.00 | 0.02 | 0.00 | 0.02 | 0.00 | 0.01 | 0.00 | 0.01 | 0.00 | 0.01 | 0.00 | 0.01 |
| F | 7.960*** | 12.174*** | 7.309*** | 12.007*** | 0.244 | 5.743*** | 0.280 | 5.690*** | 2.956** | 7.848*** | 2.663** | 7.735*** |

Erros-padrão robusto em parênteses. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

Tabela 25: Resultados da estimação das equações (2) a (5) para as medidas DA_{re} para a cesta de eletroeletrônicos usando os dados da POF 1995-1996

| | (2a) DA_{1e} | (3a) DA_{1e} | (4a) DA_{1e} | (5a) DA_{1e} | (2b) DA_{5e} | (3b) DA_{5e} | (4b) DA_{5e} | (5b) DA_{5e} | (2c) DA_{10e} | (3c) DA_{10e} | (4c) DA_{10e} | (5c) DA_{10e} |
|------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| $D_{10\%-20\%}$ | -0.007 (0.010) | -0.004 (0.012) | -0.007 (0.010) | -0.004 (0.012) | -0.016* (0.008) | -0.014 (0.009) | -0.016* (0.008) | -0.014 (0.009) | -0.021** (0.008) | -0.017 (0.009) | -0.021** (0.008) | -0.017 (0.009) |
| $D_{20\%-30\%}$ | 0.014 (0.011) | 0.014 (0.013) | 0.014 (0.011) | 0.014 (0.013) | -0.001 (0.008) | -0.002 (0.010) | -0.001 (0.008) | -0.002 (0.010) | -0.014 (0.008) | -0.013 (0.009) | -0.014 (0.008) | -0.013 (0.009) |
| $D_{30\%-40\%}$ | 0.029** (0.011) | 0.038** (0.014) | 0.029** (0.011) | 0.038** (0.014) | 0.010 (0.009) | 0.019 (0.011) | 0.010 (0.009) | 0.019 (0.011) | -0.010 (0.008) | -0.001 (0.009) | -0.010 (0.008) | -0.001 (0.009) |
| $D_{40\%-50\%}$ | 0.021 (0.012) | 0.027 (0.014) | 0.021 (0.012) | 0.027 (0.014) | 0.008 (0.009) | 0.012 (0.012) | 0.008 (0.009) | 0.012 (0.012) | -0.008 (0.008) | -0.002 (0.010) | -0.008 (0.008) | -0.002 (0.010) |
| $D_{50\%-60\%}$ | 0.044*** (0.012) | 0.053*** (0.015) | 0.044*** (0.012) | 0.053*** (0.015) | 0.022* (0.009) | 0.027* (0.012) | 0.022* (0.009) | 0.027* (0.012) | -0.000 (0.008) | 0.004 (0.010) | -0.000 (0.008) | 0.004 (0.010) |
| $D_{60\%-70\%}$ | 0.038*** (0.011) | 0.043** (0.015) | 0.038*** (0.011) | 0.043** (0.015) | 0.020* (0.009) | 0.025* (0.012) | 0.020* (0.009) | 0.025* (0.012) | -0.009 (0.008) | -0.002 (0.010) | -0.009 (0.008) | -0.002 (0.010) |
| $D_{70\%-80\%}$ | 0.061*** (0.012) | 0.079*** (0.016) | 0.061*** (0.012) | 0.079*** (0.016) | 0.040*** (0.009) | 0.052*** (0.013) | 0.040*** (0.010) | 0.052*** (0.013) | 0.008 (0.008) | 0.018 (0.011) | 0.008 (0.008) | 0.018 (0.011) |
| $D_{80\%-90\%}$ | 0.058*** (0.012) | 0.069*** (0.016) | 0.059*** (0.012) | 0.069*** (0.016) | 0.040*** (0.009) | 0.048*** (0.013) | 0.040*** (0.010) | 0.048*** (0.013) | 0.011 (0.009) | 0.024* (0.012) | 0.011 (0.009) | 0.024* (0.012) |
| $D_{90\%-100\%}$ | 0.070*** (0.012) | 0.083*** (0.019) | 0.072*** (0.012) | 0.084*** (0.019) | 0.045*** (0.010) | 0.053*** (0.015) | 0.046*** (0.010) | 0.053*** (0.015) | 0.001 (0.009) | 0.010 (0.013) | 0.000 (0.009) | 0.009 (0.013) |
| Renda per capita | | | -0.000 (0.000) | -0.000 (0.000) | | | -0.000 (0.000) | -0.000 (0.000) | | | 0.000 (0.000) | 0.000 (0.000) |
| Constante | 0.169*** (0.007) | 0.215*** (0.031) | 0.169*** (0.007) | 0.215*** (0.031) | 0.183*** (0.006) | 0.223*** (0.025) | 0.183*** (0.006) | 0.223*** (0.025) | 0.215*** (0.005) | 0.247*** (0.022) | 0.215*** (0.005) | 0.247*** (0.022) |
| Controles | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim |
| N | 6841 | 5515 | 6841 | 5515 | 6857 | 5530 | 6857 | 5530 | 6857 | 5530 | 6857 | 5530 |
| R^2 | 0.01 | 0.02 | 0.01 | 0.02 | 0.01 | 0.02 | 0.01 | 0.02 | 0.00 | 0.01 | 0.00 | 0.01 |
| F | 9.850*** | 3.893*** | 8.998*** | 3.792*** | 8.913*** | 3.697*** | 8.113*** | 3.588*** | 2.759** | 1.840** | 2.483** | 1.781** |

Erros-padrão robusto em parênteses. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

Tabela 26: Resultados da estimação das equações (2) a (5) para as medidas DA_{re} para a cesta de eletroeletrônicos usando os dados da POF 2002-2003

| | (2a) DA_{1e} | (3a) DA_{1e} | (4a) DA_{1e} | (5a) DA_{1e} | (2b) DA_{5e} | (3b) DA_{5e} | (4b) DA_{5e} | (5b) DA_{5e} | (2c) DA_{10e} | (3c) DA_{10e} | (4c) DA_{10e} | (5c) DA_{10e} |
|------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| $D_{10\%-20\%}$ | 0.012* (0.006) | 0.009 (0.006) | 0.012* (0.006) | 0.009 (0.006) | 0.007 (0.005) | 0.005 (0.005) | 0.006 (0.005) | 0.005 (0.005) | -0.004 (0.004) | -0.003 (0.005) | -0.004 (0.004) | -0.004 (0.005) |
| $D_{20\%-30\%}$ | 0.034*** (0.006) | 0.034*** (0.007) | 0.034*** (0.006) | 0.033*** (0.007) | 0.023*** (0.005) | 0.023*** (0.005) | 0.023*** (0.005) | 0.023*** (0.006) | 0.010* (0.004) | 0.009 (0.005) | 0.010* (0.004) | 0.009 (0.005) |
| $D_{30\%-40\%}$ | 0.040*** (0.006) | 0.044*** (0.007) | 0.039*** (0.006) | 0.042*** (0.007) | 0.027*** (0.005) | 0.030*** (0.006) | 0.026*** (0.005) | 0.029*** (0.006) | 0.015*** (0.004) | 0.015** (0.005) | 0.015*** (0.004) | 0.015** (0.005) |
| $D_{40\%-50\%}$ | 0.035*** (0.006) | 0.034*** (0.007) | 0.034*** (0.006) | 0.032*** (0.007) | 0.023*** (0.005) | 0.022*** (0.006) | 0.022*** (0.005) | 0.021*** (0.006) | 0.009* (0.004) | 0.008 (0.005) | 0.009* (0.004) | 0.007 (0.005) |
| $D_{50\%-60\%}$ | 0.047*** (0.006) | 0.052*** (0.007) | 0.045*** (0.006) | 0.050*** (0.007) | 0.031*** (0.005) | 0.034*** (0.006) | 0.029*** (0.005) | 0.033*** (0.006) | 0.020*** (0.004) | 0.017** (0.005) | 0.019*** (0.004) | 0.016** (0.005) |
| $D_{60\%-70\%}$ | 0.053*** (0.006) | 0.052*** (0.008) | 0.050*** (0.006) | 0.049*** (0.008) | 0.035*** (0.005) | 0.035*** (0.006) | 0.033*** (0.005) | 0.033*** (0.006) | 0.009* (0.004) | 0.007 (0.005) | 0.008 (0.004) | 0.006 (0.005) |
| $D_{70\%-80\%}$ | 0.072*** (0.007) | 0.073*** (0.008) | 0.068*** (0.007) | 0.069*** (0.008) | 0.048*** (0.005) | 0.051*** (0.007) | 0.044*** (0.005) | 0.048*** (0.007) | 0.017*** (0.004) | 0.017** (0.005) | 0.016*** (0.004) | 0.016** (0.005) |
| $D_{80\%-90\%}$ | 0.093*** (0.007) | 0.088*** (0.009) | 0.086*** (0.007) | 0.081*** (0.009) | 0.064*** (0.006) | 0.063*** (0.007) | 0.058*** (0.006) | 0.058*** (0.007) | 0.020*** (0.004) | 0.019*** (0.006) | 0.018*** (0.005) | 0.017** (0.006) |
| $D_{90\%-100\%}$ | 0.126*** (0.008) | 0.125*** (0.010) | 0.102*** (0.010) | 0.098*** (0.012) | 0.087*** (0.006) | 0.091*** (0.008) | 0.070*** (0.008) | 0.072*** (0.009) | 0.026*** (0.005) | 0.025*** (0.006) | 0.019*** (0.005) | 0.018** (0.007) |
| Renda per capita | | | 0.000** (0.000) | 0.000** (0.000) | | | 0.000** (0.000) | 0.000** (0.000) | | | 0.000* (0.000) | 0.000* (0.000) |
| Constante | 0.192*** (0.004) | 0.316*** (0.033) | 0.192*** (0.004) | 0.316*** (0.033) | 0.199*** (0.003) | 0.305*** (0.028) | 0.198*** (0.003) | 0.306*** (0.028) | 0.234*** (0.003) | 0.250*** (0.021) | 0.234*** (0.003) | 0.250*** (0.021) |
| Controles | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim |
| N | 26000 | 21402 | 26000 | 21402 | 26000 | 21402 | 26000 | 21402 | 26000 | 21402 | 26000 | 21402 |
| R^2 | 0.02 | 0.03 | 0.02 | 0.03 | 0.02 | 0.03 | 0.02 | 0.03 | 0.00 | 0.01 | 0.00 | 0.01 |
| F | 50.664*** | 12.644*** | 45.676*** | 12.446*** | 38.040*** | 10.311*** | 34.347*** | 10.151*** | 8.679*** | 2.232*** | 8.029*** | 2.224*** |

Erros-padrão robusto em parênteses. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

Tabela 27: Resultados da estimação das equações (2) a (5) para as medidas DA_{re} para a cesta de eletroeletrônicos usando os dados da POF 2008-2009

| | (2a) DA_{1e} | (3a) DA_{1e} | (4a) DA_{1e} | (5a) DA_{1e} | (2b) DA_{5e} | (3b) DA_{5e} | (4b) DA_{5e} | (5b) DA_{5e} | (2c) DA_{10e} | (3c) DA_{10e} | (4c) DA_{10e} | (5c) DA_{10e} |
|------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| $D_{10\%-20\%}$ | 0.016*** (0.004) | 0.009 (0.006) | 0.016*** (0.004) | 0.009 (0.006) | 0.012** (0.004) | 0.005 (0.005) | 0.012** (0.004) | 0.005 (0.005) | 0.008 (0.004) | 0.000 (0.005) | 0.008 (0.004) | 0.000 (0.005) |
| $D_{20\%-30\%}$ | 0.020*** (0.004) | 0.015* (0.006) | 0.019*** (0.004) | 0.015* (0.006) | 0.012** (0.004) | 0.008 (0.005) | 0.011** (0.004) | 0.007 (0.005) | 0.003 (0.004) | -0.001 (0.005) | 0.003 (0.004) | -0.001 (0.005) |
| $D_{30\%-40\%}$ | 0.022*** (0.004) | 0.013* (0.006) | 0.021*** (0.004) | 0.013* (0.006) | 0.015*** (0.004) | 0.006 (0.006) | 0.015*** (0.004) | 0.005 (0.006) | 0.007 (0.004) | -0.004 (0.005) | 0.007 (0.004) | -0.004 (0.005) |
| $D_{40\%-50\%}$ | 0.019*** (0.004) | 0.015* (0.006) | 0.018*** (0.004) | 0.015* (0.006) | 0.012** (0.004) | 0.007 (0.006) | 0.011** (0.004) | 0.007 (0.006) | 0.000 (0.004) | -0.006 (0.005) | 0.000 (0.004) | -0.006 (0.005) |
| $D_{50\%-60\%}$ | 0.034*** (0.005) | 0.032*** (0.007) | 0.033*** (0.005) | 0.031*** (0.007) | 0.022*** (0.004) | 0.018** (0.006) | 0.021*** (0.004) | 0.017** (0.006) | 0.009* (0.005) | 0.002 (0.006) | 0.009* (0.005) | 0.002 (0.006) |
| $D_{60\%-70\%}$ | 0.039*** (0.005) | 0.035*** (0.007) | 0.037*** (0.005) | 0.034*** (0.007) | 0.028*** (0.004) | 0.022*** (0.006) | 0.026*** (0.004) | 0.022*** (0.006) | 0.012** (0.005) | 0.005 (0.006) | 0.012** (0.005) | 0.005 (0.006) |
| $D_{70\%-80\%}$ | 0.042*** (0.005) | 0.038*** (0.007) | 0.039*** (0.005) | 0.036*** (0.007) | 0.027*** (0.004) | 0.023*** (0.006) | 0.026*** (0.004) | 0.022*** (0.006) | 0.005 (0.004) | -0.002 (0.006) | 0.005 (0.004) | -0.002 (0.006) |
| $D_{80\%-90\%}$ | 0.056*** (0.005) | 0.051*** (0.007) | 0.052*** (0.005) | 0.049*** (0.007) | 0.039*** (0.004) | 0.034*** (0.006) | 0.036*** (0.005) | 0.032*** (0.006) | 0.013** (0.004) | 0.005 (0.006) | 0.012** (0.005) | 0.005 (0.006) |
| $D_{90\%-100\%}$ | 0.068*** (0.005) | 0.065*** (0.007) | 0.058*** (0.006) | 0.058*** (0.008) | 0.046*** (0.005) | 0.044*** (0.006) | 0.038*** (0.006) | 0.039*** (0.007) | 0.011* (0.004) | 0.007 (0.006) | 0.009 (0.005) | 0.006 (0.007) |
| Renda per capita | | | 0.000* (0.000) | 0.000* (0.000) | | | 0.000* (0.000) | 0.000 (0.000) | | | 0.000 (0.000) | 0.000 (0.000) |
| Constante | 0.215*** (0.003) | 0.262*** (0.015) | 0.215*** (0.003) | 0.262*** (0.015) | 0.221*** (0.003) | 0.258*** (0.013) | 0.221*** (0.003) | 0.259*** (0.013) | 0.245*** (0.003) | 0.260*** (0.013) | 0.245*** (0.003) | 0.260*** (0.013) |
| Controles | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim |
| N | 33449 | 26223 | 33449 | 26223 | 33449 | 26223 | 33449 | 26223 | 33449 | 26223 | 33449 | 26223 |
| R^2 | 0.01 | 0.02 | 0.01 | 0.02 | 0.01 | 0.01 | 0.01 | 0.01 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| F | 32.484*** | 11.987*** | 29.424*** | 11.850*** | 18.844*** | 7.461*** | 17.112*** | 7.380*** | 2.223** | 1.683** | 2.032** | 1.653** |

Erros-padrão robusto em parênteses. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

Tabela 28: Resultados da estimação das equações (6) a (9) para as medidas DCA_{ra}^{10} (contrafact.) para a cesta de alimentos usando os dados da POF 1995-1996

| | (6a) DCA_{1a}^{10} | (7a) DCA_{1a}^{10} | (8a) DCA_{1a}^{10} | (9a) DCA_{1a}^{10} | (6b) DCA_{5a}^{10} | (7b) DCA_{5a}^{10} | (8b) DCA_{5a}^{10} | (9b) DCA_{5a}^{10} | (6c) DCA_{10a}^{10} | (7c) DCA_{10a}^{10} | (8c) DCA_{10a}^{10} | (9c) DCA_{10a}^{10} |
|------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| $D_{10\%-20\%}$ | -1.327** (0.485) | -1.014 (0.575) | -1.323** (0.485) | -1.009 (0.575) | -1.381** (0.503) | -1.065 (0.593) | -1.377** (0.503) | -1.060 (0.593) | -1.351** (0.513) | -1.004 (0.604) | -1.347** (0.513) | -0.999 (0.604) |
| $D_{20\%-30\%}$ | -0.908 (0.559) | -0.575 (0.612) | -0.900 (0.559) | -0.565 (0.612) | -1.136* (0.574) | -0.747 (0.626) | -1.129* (0.574) | -0.738 (0.626) | -1.190* (0.582) | -0.748 (0.636) | -1.183* (0.582) | -0.739 (0.636) |
| $D_{30\%-40\%}$ | -2.306*** (0.546) | -1.479* (0.737) | -2.294*** (0.546) | -1.463* (0.736) | -2.491*** (0.563) | -1.624* (0.756) | -2.480*** (0.563) | -1.610* (0.755) | -2.583*** (0.571) | -1.672* (0.767) | -2.571*** (0.571) | -1.657* (0.766) |
| $D_{40\%-50\%}$ | -3.112*** (0.440) | -2.086*** (0.542) | -3.095*** (0.440) | -2.064*** (0.542) | -3.396*** (0.453) | -2.285*** (0.555) | -3.381*** (0.453) | -2.265*** (0.555) | -3.517*** (0.462) | -2.331*** (0.566) | -3.501*** (0.462) | -2.310*** (0.566) |
| $D_{50\%-60\%}$ | -3.121*** (0.449) | -2.134*** (0.532) | -3.097*** (0.450) | -2.101*** (0.532) | -3.461*** (0.461) | -2.389*** (0.544) | -3.439*** (0.462) | -2.361*** (0.543) | -3.631*** (0.470) | -2.472*** (0.553) | -3.608*** (0.470) | -2.442*** (0.552) |
| $D_{60\%-70\%}$ | -3.900*** (0.418) | -2.379*** (0.542) | -3.865*** (0.418) | -2.330*** (0.542) | -4.256*** (0.430) | -2.611*** (0.554) | -4.224*** (0.430) | -2.569*** (0.554) | -4.489*** (0.437) | -2.760*** (0.562) | -4.455*** (0.437) | -2.716*** (0.562) |
| $D_{70\%-80\%}$ | -4.225*** (0.411) | -2.523*** (0.536) | -4.172*** (0.412) | -2.448*** (0.535) | -4.612*** (0.423) | -2.794*** (0.548) | -4.564*** (0.424) | -2.729*** (0.548) | -4.850*** (0.430) | -2.930*** (0.557) | -4.799*** (0.431) | -2.862*** (0.556) |
| $D_{80\%-90\%}$ | -4.696*** (0.415) | -2.970*** (0.548) | -4.607*** (0.417) | -2.837*** (0.548) | -5.056*** (0.427) | -3.234*** (0.561) | -4.974*** (0.429) | -3.118*** (0.561) | -5.342*** (0.434) | -3.405*** (0.570) | -5.254*** (0.436) | -3.284*** (0.570) |
| $D_{90\%-100\%}$ | -5.494*** (0.394) | -3.588*** (0.565) | -5.227*** (0.423) | -3.183*** (0.586) | -5.904*** (0.406) | -3.884*** (0.580) | -5.660*** (0.435) | -3.530*** (0.602) | -6.272*** (0.412) | -4.121*** (0.588) | -6.011*** (0.442) | -3.752*** (0.610) |
| Renda per capita | | | -0.000 (0.000) | -0.000** (0.000) | | | -0.000 (0.000) | -0.000* (0.000) | | | -0.000 (0.000) | -0.000* (0.000) |
| Constante | 8.217*** (0.371) | 8.749*** (0.890) | 8.220*** (0.371) | 8.782*** (0.891) | 8.497*** (0.385) | 8.838*** (0.911) | 8.500*** (0.385) | 8.866*** (0.913) | 8.885*** (0.391) | 9.327*** (0.931) | 8.888*** (0.391) | 9.356*** (0.932) |
| Controles | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim |
| N | 13352 | 10235 | 13352 | 10235 | 13352 | 10235 | 13352 | 10235 | 13352 | 10235 | 13352 | 10235 |
| R ² | 0.02 | 0.06 | 0.02 | 0.06 | 0.03 | 0.07 | 0.03 | 0.07 | 0.03 | 0.07 | 0.03 | 0.07 |
| F | 48.025*** | 19.665*** | 43.896*** | 20.003*** | 52.706*** | 21.617*** | 48.014*** | 21.780*** | 58.893*** | 23.116*** | 53.768*** | 23.420*** |

Erros-padrão robusto em parênteses. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

Tabela 29: Resultados da estimação das equações (6) a (9) para as medidas DCA_{ra}^{10} (contrafact.) para a cesta de alimentos usando os dados da POF 2002-2003

| | (6a) DCA_{1a}^{10} | (7a) DCA_{1a}^{10} | (8a) DCA_{1a}^{10} | (9a) DCA_{1a}^{10} | (6b) DCA_{5a}^{10} | (7b) DCA_{5a}^{10} | (8b) DCA_{5a}^{10} | (9b) DCA_{5a}^{10} | (6c) DCA_{10a}^{10} | (7c) DCA_{10a}^{10} | (8c) DCA_{10a}^{10} | (9c) DCA_{10a}^{10} |
|------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| $D_{10\%-20\%}$ | 0.108 (0.083) | 0.192* (0.090) | 0.108 (0.083) | 0.192* (0.090) | 0.077 (0.085) | 0.173 (0.091) | 0.078 (0.085) | 0.173 (0.091) | 0.058 (0.089) | 0.164 (0.096) | 0.059 (0.089) | 0.165 (0.096) |
| $D_{20\%-30\%}$ | -0.285*** (0.077) | -0.042 (0.085) | -0.285*** (0.077) | -0.042 (0.085) | -0.334*** (0.078) | -0.076 (0.086) | -0.333*** (0.078) | -0.075 (0.086) | -0.377*** (0.081) | -0.095 (0.091) | -0.376*** (0.081) | -0.094 (0.091) |
| $D_{30\%-40\%}$ | -0.215** (0.079) | 0.070 (0.091) | -0.214** (0.079) | 0.071 (0.091) | -0.280*** (0.080) | 0.026 (0.092) | -0.279*** (0.080) | 0.027 (0.092) | -0.349*** (0.084) | -0.016 (0.096) | -0.348*** (0.084) | -0.015 (0.096) |
| $D_{40\%-50\%}$ | -0.455*** (0.075) | -0.108 (0.086) | -0.454*** (0.075) | -0.107 (0.086) | -0.526*** (0.076) | -0.154 (0.086) | -0.525*** (0.076) | -0.153 (0.086) | -0.611*** (0.079) | -0.207* (0.090) | -0.609*** (0.079) | -0.205* (0.090) |
| $D_{50\%-60\%}$ | -0.655*** (0.072) | -0.284*** (0.084) | -0.654*** (0.072) | -0.283*** (0.084) | -0.739*** (0.073) | -0.343*** (0.085) | -0.738*** (0.073) | -0.342*** (0.085) | -0.840*** (0.076) | -0.406*** (0.088) | -0.837*** (0.076) | -0.404*** (0.088) |
| $D_{60\%-70\%}$ | -0.679*** (0.075) | -0.134 (0.090) | -0.677*** (0.075) | -0.133 (0.090) | -0.768*** (0.076) | -0.190* (0.090) | -0.766*** (0.076) | -0.188* (0.091) | -0.882*** (0.079) | -0.253** (0.094) | -0.878*** (0.079) | -0.250** (0.094) |
| $D_{70\%-80\%}$ | -0.856*** (0.071) | -0.353*** (0.085) | -0.854*** (0.071) | -0.350*** (0.085) | -0.952*** (0.071) | -0.408*** (0.085) | -0.949*** (0.072) | -0.406*** (0.086) | -1.093*** (0.074) | -0.492*** (0.089) | -1.087*** (0.075) | -0.488*** (0.089) |
| $D_{80\%-90\%}$ | -1.069*** (0.068) | -0.495*** (0.086) | -1.064*** (0.068) | -0.491*** (0.086) | -1.179*** (0.068) | -0.561*** (0.086) | -1.175*** (0.069) | -0.558*** (0.086) | -1.339*** (0.071) | -0.658*** (0.089) | -1.330*** (0.072) | -0.651*** (0.090) |
| $D_{90\%-100\%}$ | -1.204*** (0.068) | -0.674*** (0.091) | -1.190*** (0.080) | -0.661*** (0.099) | -1.313*** (0.069) | -0.731*** (0.091) | -1.297*** (0.080) | -0.719*** (0.099) | -1.502*** (0.071) | -0.848*** (0.094) | -1.471*** (0.083) | -0.824*** (0.102) |
| Renda per capita | | | -0.000 (0.000) | -0.000 (0.000) | | | -0.000 (0.000) | -0.000 (0.000) | | | -0.000 (0.000) | -0.000 (0.000) |
| Constante | 2.518*** (0.055) | 0.869** (0.285) | 2.518*** (0.055) | 0.868** (0.285) | 2.582*** (0.056) | 0.884** (0.283) | 2.583*** (0.056) | 0.883** (0.283) | 2.764*** (0.059) | 0.920** (0.290) | 2.765*** (0.059) | 0.918** (0.290) |
| Controles | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim |
| N | 41028 | 32891 | 41028 | 32891 | 41028 | 32891 | 41028 | 32891 | 41031 | 32894 | 41031 | 32894 |
| R ² | 0.02 | 0.06 | 0.02 | 0.06 | 0.02 | 0.07 | 0.02 | 0.07 | 0.02 | 0.07 | 0.02 | 0.07 |
| F | 81.841*** | 39.791*** | 74.648*** | 39.032*** | 93.859*** | 43.386*** | 85.651*** | 42.559*** | 112.655*** | 47.227*** | 103.159*** | 46.345*** |

Erros-padrão robusto em parênteses. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

Tabela 30: Resultados da estimação das equações (6) a (9) para as medidas DCA_{ra}^{10} (contrafact.) para a cesta de alimentos usando os dados da POF 2008-2009

| | (6a) DCA_{1a}^{10} | (7a) DCA_{1a}^{10} | (8a) DCA_{1a}^{10} | (9a) DCA_{1a}^{10} | (6b) DCA_{5a}^{10} | (7b) DCA_{5a}^{10} | (8b) DCA_{5a}^{10} | (9b) DCA_{5a}^{10} | (6c) DCA_{10a}^{10} | (7c) DCA_{10a}^{10} | (8c) DCA_{10a}^{10} | (9c) DCA_{10a}^{10} |
|------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| $D_{10\%-20\%}$ | 0.231* (0.090) | 0.262** (0.101) | 0.232** (0.090) | 0.263** (0.101) | 0.211* (0.092) | 0.257* (0.103) | 0.213* (0.092) | 0.258* (0.103) | 0.196* (0.094) | 0.253* (0.105) | 0.198* (0.094) | 0.254* (0.105) |
| $D_{20\%-30\%}$ | 0.027 (0.089) | 0.179 (0.103) | 0.031 (0.089) | 0.181 (0.103) | -0.010 (0.091) | 0.166 (0.105) | -0.006 (0.091) | 0.168 (0.105) | -0.045 (0.093) | 0.151 (0.107) | -0.041 (0.093) | 0.153 (0.107) |
| $D_{30\%-40\%}$ | 0.031 (0.092) | 0.309** (0.112) | 0.036 (0.092) | 0.312** (0.112) | -0.016 (0.094) | 0.294** (0.113) | -0.010 (0.094) | 0.297** (0.113) | -0.056 (0.096) | 0.282* (0.116) | -0.049 (0.096) | 0.285* (0.116) |
| $D_{40\%-50\%}$ | -0.283*** (0.084) | 0.012 (0.101) | -0.276*** (0.084) | 0.016 (0.101) | -0.343*** (0.085) | -0.011 (0.103) | -0.335*** (0.085) | -0.006 (0.103) | -0.397*** (0.087) | -0.031 (0.105) | -0.389*** (0.087) | -0.026 (0.105) |
| $D_{50\%-60\%}$ | -0.388*** (0.085) | 0.068 (0.107) | -0.377*** (0.085) | 0.074 (0.107) | -0.460*** (0.086) | 0.039 (0.109) | -0.450*** (0.086) | 0.045 (0.109) | -0.520*** (0.088) | 0.018 (0.111) | -0.508*** (0.088) | 0.024 (0.111) |
| $D_{60\%-70\%}$ | -0.468*** (0.084) | -0.065 (0.104) | -0.455*** (0.084) | -0.057 (0.104) | -0.545*** (0.086) | -0.092 (0.106) | -0.531*** (0.086) | -0.084 (0.106) | -0.618*** (0.087) | -0.121 (0.107) | -0.603*** (0.087) | -0.113 (0.108) |
| $D_{70\%-80\%}$ | -0.603*** (0.080) | -0.263** (0.102) | -0.585*** (0.081) | -0.252* (0.102) | -0.692*** (0.081) | -0.302** (0.103) | -0.674*** (0.082) | -0.291** (0.103) | -0.781*** (0.083) | -0.344** (0.105) | -0.761*** (0.083) | -0.332** (0.105) |
| $D_{80\%-90\%}$ | -0.680*** (0.077) | -0.308** (0.101) | -0.652*** (0.078) | -0.290** (0.101) | -0.779*** (0.078) | -0.347*** (0.102) | -0.751*** (0.079) | -0.329** (0.103) | -0.873*** (0.080) | -0.382*** (0.104) | -0.842*** (0.081) | -0.363*** (0.105) |
| $D_{90\%-100\%}$ | -0.746*** (0.076) | -0.322** (0.113) | -0.666*** (0.085) | -0.264* (0.117) | -0.857*** (0.077) | -0.372** (0.114) | -0.777*** (0.085) | -0.315** (0.118) | -0.981*** (0.078) | -0.430*** (0.116) | -0.891*** (0.086) | -0.369** (0.120) |
| Renda per capita | | | -0.000** (0.000) | -0.000 (0.000) | | | -0.000** (0.000) | -0.000 (0.000) | | | -0.000** (0.000) | -0.000* (0.000) |
| Constante | 2.381*** (0.061) | 0.120 (0.209) | 2.383*** (0.061) | 0.115 (0.209) | 2.441*** (0.062) | 0.127 (0.211) | 2.444*** (0.062) | 0.123 (0.211) | 2.556*** (0.064) | 0.196 (0.214) | 2.559*** (0.064) | 0.191 (0.215) |
| Controles | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim |
| N | 42391 | 32178 | 42391 | 32178 | 42391 | 32178 | 42391 | 32178 | 42391 | 32178 | 42391 | 32178 |
| R^2 | 0.01 | 0.07 | 0.01 | 0.07 | 0.01 | 0.07 | 0.01 | 0.07 | 0.01 | 0.08 | 0.01 | 0.08 |
| F | 35.656*** | 32.838*** | 33.955*** | 32.209*** | 42.419*** | 35.655*** | 40.155*** | 34.973*** | 50.156*** | 38.162*** | 47.567*** | 37.441*** |

Erros-padrão robusto em parênteses. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

Tabela 31: Resultados da estimação das equações (6) a (9) para as medidas DCA_{re}^{10} (cft.) para a cesta de eletroeletrônicos usando os dados da POF 1995-1996

| | (6a) DCA_{1e}^{10} | (7a) DCA_{1e}^{10} | (8a) DCA_{1e}^{10} | (9a) DCA_{1e}^{10} | (6b) DCA_{5e}^{10} | (7b) DCA_{5e}^{10} | (8b) DCA_{5e}^{10} | (9b) DCA_{5e}^{10} | (6c) DCA_{10e}^{10} | (7c) DCA_{10e}^{10} | (8c) DCA_{10e}^{10} | (9c) DCA_{10e}^{10} |
|------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| $D_{10\%-20\%}$ | 0.017 (0.049) | 0.044 (0.060) | 0.017 (0.049) | 0.044 (0.060) | 0.020 (0.049) | 0.047 (0.060) | 0.020 (0.049) | 0.047 (0.060) | 0.006 (0.050) | 0.033 (0.060) | 0.006 (0.050) | 0.033 (0.060) |
| $D_{20\%-30\%}$ | 0.067 (0.054) | 0.095 (0.070) | 0.067 (0.054) | 0.095 (0.070) | 0.060 (0.056) | 0.077 (0.070) | 0.060 (0.056) | 0.077 (0.070) | 0.048 (0.056) | 0.061 (0.069) | 0.048 (0.056) | 0.061 (0.069) |
| $D_{30\%-40\%}$ | 0.115 (0.060) | 0.191* (0.077) | 0.115 (0.060) | 0.191* (0.077) | 0.102 (0.060) | 0.173* (0.077) | 0.102 (0.060) | 0.173* (0.077) | 0.085 (0.060) | 0.149 (0.076) | 0.085 (0.060) | 0.149 (0.076) |
| $D_{40\%-50\%}$ | 0.013 (0.048) | 0.088 (0.066) | 0.013 (0.048) | 0.088 (0.066) | 0.012 (0.048) | 0.082 (0.066) | 0.012 (0.048) | 0.082 (0.066) | -0.009 (0.048) | 0.062 (0.066) | -0.009 (0.048) | 0.062 (0.066) |
| $D_{50\%-60\%}$ | 0.047 (0.050) | 0.105 (0.065) | 0.047 (0.050) | 0.105 (0.065) | 0.023 (0.049) | 0.079 (0.065) | 0.023 (0.049) | 0.079 (0.065) | 0.005 (0.049) | 0.060 (0.065) | 0.005 (0.049) | 0.060 (0.065) |
| $D_{60\%-70\%}$ | 0.144* (0.062) | 0.218* (0.092) | 0.144* (0.062) | 0.218* (0.092) | 0.125* (0.060) | 0.191* (0.088) | 0.126* (0.060) | 0.191* (0.088) | 0.090 (0.060) | 0.158 (0.090) | 0.090 (0.060) | 0.158 (0.090) |
| $D_{70\%-80\%}$ | 0.174*** (0.051) | 0.289*** (0.076) | 0.174*** (0.051) | 0.289*** (0.076) | 0.160** (0.051) | 0.266*** (0.076) | 0.160** (0.051) | 0.267*** (0.076) | 0.143** (0.051) | 0.248** (0.076) | 0.144** (0.051) | 0.248** (0.076) |
| $D_{80\%-90\%}$ | 0.183*** (0.052) | 0.308*** (0.082) | 0.183*** (0.052) | 0.308*** (0.082) | 0.178*** (0.052) | 0.288*** (0.082) | 0.178*** (0.053) | 0.289*** (0.082) | 0.155** (0.052) | 0.272*** (0.082) | 0.156** (0.052) | 0.273*** (0.082) |
| $D_{90\%-100\%}$ | 0.267*** (0.060) | 0.389*** (0.089) | 0.268*** (0.061) | 0.389*** (0.090) | 0.241*** (0.062) | 0.358*** (0.090) | 0.243*** (0.063) | 0.359*** (0.091) | 0.197*** (0.060) | 0.326*** (0.089) | 0.202*** (0.061) | 0.328*** (0.090) |
| Renda per capita | | | -0.000 (0.000) | 0.000 (0.000) | | | -0.000 (0.000) | -0.000 (0.000) | | | -0.000 (0.000) | -0.000 (0.000) |
| Constante | 0.368*** (0.033) | 0.493** (0.160) | 0.368*** (0.033) | 0.493** (0.160) | 0.375*** (0.033) | 0.494** (0.159) | 0.375*** (0.033) | 0.495** (0.159) | 0.405*** (0.035) | 0.519** (0.158) | 0.405*** (0.035) | 0.520** (0.159) |
| Controles | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim |
| N | 6580 | 5308 | 6580 | 5308 | 6595 | 5322 | 6595 | 5322 | 6595 | 5322 | 6595 | 5322 |
| R^2 | 0.01 | 0.01 | 0.01 | 0.01 | 0.01 | 0.01 | 0.01 | 0.01 | 0.00 | 0.01 | 0.00 | 0.01 |
| F | 4.670*** | 3.066*** | 4.210*** | 3.132*** | 3.980*** | 2.772*** | 3.583*** | 2.782*** | 3.506*** | 2.703*** | 3.162*** | 2.676*** |

Erros-padrão robusto em parênteses. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

Tabela 32: Resultados da estimação das equações (6) a (9) para as medidas DCA_{re}^{10} (cft.) para a cesta de eletroeletrônicos usando os dados da POF 2002-2003

| | (6a) DCA_{1e}^{10} | (7a) DCA_{1e}^{10} | (8a) DCA_{1e}^{10} | (9a) DCA_{1e}^{10} | (6b) DCA_{5e}^{10} | (7b) DCA_{5e}^{10} | (8b) DCA_{5e}^{10} | (9b) DCA_{5e}^{10} | (6c) DCA_{10e}^{10} | (7c) DCA_{10e}^{10} | (8c) DCA_{10e}^{10} | (9c) DCA_{10e}^{10} |
|------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| $D_{10\%-20\%}$ | 0.064* (0.030) | 0.053 (0.034) | 0.063* (0.030) | 0.052 (0.034) | 0.053 (0.029) | 0.045 (0.033) | 0.052 (0.029) | 0.044 (0.033) | 0.056* (0.028) | 0.047 (0.032) | 0.055 (0.028) | 0.046 (0.032) |
| $D_{20\%-30\%}$ | 0.130*** (0.030) | 0.128*** (0.035) | 0.127*** (0.030) | 0.125*** (0.035) | 0.091** (0.029) | 0.096** (0.033) | 0.088** (0.029) | 0.093** (0.033) | 0.087** (0.028) | 0.087** (0.032) | 0.084** (0.028) | 0.085** (0.032) |
| $D_{30\%-40\%}$ | 0.135*** (0.031) | 0.154*** (0.036) | 0.130*** (0.031) | 0.150*** (0.036) | 0.095** (0.029) | 0.124*** (0.035) | 0.091** (0.029) | 0.119*** (0.035) | 0.099*** (0.029) | 0.122*** (0.034) | 0.095*** (0.029) | 0.118*** (0.034) |
| $D_{40\%-50\%}$ | 0.119*** (0.030) | 0.124*** (0.037) | 0.113*** (0.030) | 0.118** (0.037) | 0.080** (0.029) | 0.094** (0.035) | 0.073* (0.029) | 0.088* (0.035) | 0.083** (0.028) | 0.089** (0.034) | 0.077** (0.028) | 0.084* (0.034) |
| $D_{50\%-60\%}$ | 0.129*** (0.030) | 0.162*** (0.038) | 0.121*** (0.030) | 0.155*** (0.038) | 0.070* (0.029) | 0.111** (0.036) | 0.062* (0.029) | 0.103** (0.036) | 0.075** (0.028) | 0.107** (0.035) | 0.067* (0.028) | 0.100** (0.035) |
| $D_{60\%-70\%}$ | 0.256*** (0.032) | 0.253*** (0.039) | 0.245*** (0.032) | 0.242*** (0.039) | 0.168*** (0.031) | 0.187*** (0.039) | 0.156*** (0.032) | 0.176*** (0.039) | 0.157*** (0.030) | 0.169*** (0.037) | 0.146*** (0.030) | 0.159*** (0.037) |
| $D_{70\%-80\%}$ | 0.335*** (0.035) | 0.344*** (0.043) | 0.319*** (0.035) | 0.328*** (0.043) | 0.220*** (0.032) | 0.250*** (0.040) | 0.203*** (0.033) | 0.233*** (0.040) | 0.206*** (0.030) | 0.224*** (0.038) | 0.191*** (0.031) | 0.209*** (0.038) |
| $D_{80\%-90\%}$ | 0.511*** (0.037) | 0.497*** (0.047) | 0.485*** (0.038) | 0.470*** (0.047) | 0.354*** (0.035) | 0.374*** (0.045) | 0.326*** (0.036) | 0.345*** (0.046) | 0.324*** (0.033) | 0.335*** (0.043) | 0.299*** (0.034) | 0.310*** (0.043) |
| $D_{90\%-100\%}$ | 0.670*** (0.042) | 0.687*** (0.055) | 0.581*** (0.052) | 0.587*** (0.063) | 0.511*** (0.045) | 0.575*** (0.059) | 0.417*** (0.054) | 0.470*** (0.067) | 0.465*** (0.042) | 0.515*** (0.056) | 0.383*** (0.050) | 0.421*** (0.062) |
| Renda per capita | | | 0.000** (0.000) | 0.000** (0.000) | | | 0.000** (0.000) | 0.000** (0.000) | | | 0.000** (0.000) | 0.000** (0.000) |
| Constante | 0.464*** (0.020) | 0.980*** (0.176) | 0.462*** (0.020) | 0.982*** (0.175) | 0.497*** (0.020) | 1.152*** (0.191) | 0.495*** (0.020) | 1.154*** (0.190) | 0.526*** (0.019) | 1.139*** (0.172) | 0.525*** (0.019) | 1.141*** (0.171) |
| Controles | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim |
| N | 25815 | 21262 | 25815 | 21262 | 25815 | 21262 | 25815 | 21262 | 25815 | 21262 | 25815 | 21262 |
| R ² | 0.02 | 0.03 | 0.02 | 0.03 | 0.01 | 0.02 | 0.01 | 0.02 | 0.01 | 0.02 | 0.01 | 0.02 |
| F | 50.839*** | 11.887*** | 46.615*** | 11.789*** | 26.327*** | 7.344*** | 24.126*** | 7.300*** | 24.114*** | 6.863*** | 22.173*** | 6.846*** |

Erros-padrão robusto em parênteses. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

Tabela 33: Resultados da estimação das equações (6) a (9) para as medidas DCA_{re}^{10} (cft.) para a cesta de eletroeletrônicos usando os dados da POF 2008-2009

| | (6a) DCA_{1e}^{10} | (7a) DCA_{1e}^{10} | (8a) DCA_{1e}^{10} | (9a) DCA_{1e}^{10} | (6b) DCA_{5e}^{10} | (7b) DCA_{5e}^{10} | (8b) DCA_{5e}^{10} | (9b) DCA_{5e}^{10} | (6c) DCA_{10e}^{10} | (7c) DCA_{10e}^{10} | (8c) DCA_{10e}^{10} | (9c) DCA_{10e}^{10} |
|------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| $D_{10\%-20\%}$ | 0.017*** (0.005) | 0.012 (0.006) | 0.017*** (0.005) | 0.012 (0.006) | 0.014** (0.004) | 0.008 (0.006) | 0.014** (0.004) | 0.008 (0.006) | 0.010* (0.005) | 0.003 (0.005) | 0.010* (0.005) | 0.003 (0.005) |
| $D_{20\%-30\%}$ | 0.018*** (0.005) | 0.015* (0.007) | 0.018*** (0.005) | 0.015* (0.007) | 0.011* (0.004) | 0.008 (0.006) | 0.010* (0.004) | 0.008 (0.006) | 0.003 (0.005) | -0.001 (0.006) | 0.003 (0.005) | -0.001 (0.006) |
| $D_{30\%-40\%}$ | 0.022*** (0.005) | 0.015* (0.007) | 0.021*** (0.005) | 0.015* (0.007) | 0.016*** (0.004) | 0.009 (0.006) | 0.015*** (0.005) | 0.008 (0.006) | 0.008 (0.005) | -0.000 (0.006) | 0.008 (0.005) | -0.001 (0.006) |
| $D_{40\%-50\%}$ | 0.017*** (0.005) | 0.015* (0.007) | 0.016** (0.005) | 0.015* (0.007) | 0.010* (0.004) | 0.007 (0.006) | 0.009* (0.004) | 0.006 (0.006) | 0.000 (0.005) | -0.006 (0.006) | -0.000 (0.005) | -0.006 (0.006) |
| $D_{50\%-60\%}$ | 0.031*** (0.005) | 0.031*** (0.007) | 0.030*** (0.005) | 0.030*** (0.007) | 0.019*** (0.005) | 0.017** (0.006) | 0.018*** (0.005) | 0.016* (0.006) | 0.008 (0.005) | 0.002 (0.006) | 0.007 (0.005) | 0.001 (0.006) |
| $D_{60\%-70\%}$ | 0.034*** (0.005) | 0.033*** (0.007) | 0.032*** (0.005) | 0.032*** (0.007) | 0.023*** (0.005) | 0.021*** (0.006) | 0.021*** (0.005) | 0.020** (0.006) | 0.009* (0.005) | 0.005 (0.006) | 0.008 (0.005) | 0.004 (0.006) |
| $D_{70\%-80\%}$ | 0.038*** (0.005) | 0.038*** (0.007) | 0.035*** (0.005) | 0.036*** (0.007) | 0.024*** (0.005) | 0.023*** (0.006) | 0.021*** (0.005) | 0.021*** (0.006) | 0.004 (0.005) | 0.000 (0.006) | 0.003 (0.005) | -0.000 (0.006) |
| $D_{80\%-90\%}$ | 0.049*** (0.005) | 0.050*** (0.007) | 0.045*** (0.005) | 0.047*** (0.007) | 0.033*** (0.005) | 0.033*** (0.006) | 0.030*** (0.005) | 0.030*** (0.006) | 0.011* (0.005) | 0.007 (0.006) | 0.009 (0.005) | 0.006 (0.006) |
| $D_{90\%-100\%}$ | 0.059*** (0.006) | 0.063*** (0.008) | 0.045*** (0.007) | 0.053*** (0.008) | 0.039*** (0.005) | 0.043*** (0.007) | 0.027*** (0.006) | 0.034*** (0.008) | 0.009 (0.005) | 0.011 (0.007) | 0.003 (0.006) | 0.006 (0.007) |
| Renda per capita | | | 0.000** (0.000) | 0.000** (0.000) | | | 0.000** (0.000) | 0.000** (0.000) | | | 0.000 (0.000) | 0.000 (0.000) |
| Constante | 0.242*** (0.003) | 0.305*** (0.016) | 0.242*** (0.003) | 0.306*** (0.016) | 0.248*** (0.003) | 0.302*** (0.014) | 0.248*** (0.003) | 0.303*** (0.014) | 0.273*** (0.003) | 0.300*** (0.014) | 0.273*** (0.003) | 0.300*** (0.014) |
| Controles | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim |
| N | 32919 | 25818 | 32919 | 25818 | 32919 | 25818 | 32919 | 25818 | 32919 | 25818 | 32919 | 25818 |
| R^2 | 0.01 | 0.02 | 0.01 | 0.02 | 0.00 | 0.01 | 0.00 | 0.01 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| F | 20.241*** | 11.085*** | 18.669*** | 11.032*** | 11.095*** | 7.555*** | 10.509*** | 7.563*** | 1.621** | 2.090** | 1.814** | 2.103** |

Erros-padrão robusto em parênteses. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

Tabela 34: Testes para convergência no padrão de gastos e continuidade da renda para alimentos – POF 1995-1996

| Referência: Tabela 22 | | | 0% - 10% | | 40% - 50% | | 90% - 100% | |
|----------------------------|---------------|-----------|----------|-----------|-----------|-----------|------------|-----------|
| | Estatística F | Valor - p | | Valor - p | | Valor - p | | Valor - p |
| Equações (2a), (2b) e (2c) | 37.230 | 0.000 | | 14.550 | 0.000 | | 4.330 | 0.000 |
| Equações (3a), (3b) e (3c) | 7.690 | 0.000 | | 5.680 | 0.000 | | 2.610 | 0.005 |
| Equações (4a), (4b) e (4c) | | | | | | | | |
| 0% - 10% | 8.640 | 0.000 | | 2.050 | 0.152 | | 0.540 | 0.461 |
| 10% - 20% | 1.280 | 0.257 | | 0.640 | 0.425 | | 0.030 | 0.854 |
| 20% - 30% | 3.460 | 0.063 | | 1.300 | 0.255 | | 0.020 | 0.888 |
| 30% - 40% | 1.400 | 0.236 | | 0.100 | 0.757 | | 2.660 | 0.103 |
| 40% - 50% | 1.450 | 0.228 | | 0.400 | 0.526 | | 0.000 | 0.951 |
| 50% - 60% | 0.720 | 0.395 | | 2.700 | 0.100 | | 6.660 | 0.010 |
| 60% - 70% | 12.810 | 0.000 | | 12.680 | 0.000 | | 7.530 | 0.006 |
| 70% - 80% | 0.290 | 0.591 | | 0.000 | 0.974 | | 1.030 | 0.311 |
| 80% - 90% | 4.320 | 0.038 | | 5.800 | 0.016 | | 3.610 | 0.057 |
| Equações (5a), (5b) e (5c) | | | | | | | | |
| 0% - 10% | 2.780 | 0.096 | | 0.160 | 0.685 | | 1.710 | 0.192 |
| 10% - 20% | 0.000 | 0.977 | | 0.090 | 0.761 | | 0.110 | 0.743 |
| 20% - 30% | 0.600 | 0.438 | | 0.180 | 0.668 | | 0.060 | 0.804 |
| 30% - 40% | 1.100 | 0.294 | | 0.800 | 0.372 | | 0.010 | 0.906 |
| 40% - 50% | 0.360 | 0.548 | | 0.020 | 0.889 | | 0.030 | 0.868 |
| 50% - 60% | 0.910 | 0.341 | | 1.750 | 0.187 | | 3.840 | 0.050 |
| 60% - 70% | 6.410 | 0.011 | | 7.720 | 0.006 | | 7.280 | 0.007 |
| 70% - 80% | 0.940 | 0.334 | | 0.400 | 0.529 | | 0.020 | 0.888 |
| 80% - 90% | 1.910 | 0.167 | | 3.040 | 0.081 | | 2.150 | 0.143 |

Tabela 35: Testes para convergência no padrão de gastos e continuidade da renda para alimentos – POF 2002-2003

| Referência: Tabela 23 | | | 0% - 10% | | 40% - 50% | | 90% - 100% | |
|----------------------------|---------------|-----------|----------|-----------|-----------|-----------|------------|-----------|
| | Estatística F | Valor - p | | Valor - p | | Valor - p | | Valor - p |
| Equações (2a), (2b) e (2c) | 65.270 | 0.000 | | 1.750 | 0.072 | | 20.780 | 0.000 |
| Equações (3a), (3b) e (3c) | 14.540 | 0.000 | | 1.740 | 0.075 | | 3.770 | 0.000 |
| Equações (4a), (4b) e (4c) | | | | | | | | |
| 0% - 10% | 8.160 | 0.004 | | 1.670 | 0.197 | | 1.030 | 0.311 |
| 10% - 20% | 8.440 | 0.004 | | 0.420 | 0.517 | | 1.930 | 0.165 |
| 20% - 30% | 2.220 | 0.136 | | 0.010 | 0.920 | | 0.220 | 0.636 |
| 30% - 40% | 1.890 | 0.1693 | | 0.070 | 0.789 | | 1.050 | 0.305 |
| 40% - 50% | 4.150 | 0.042 | | 0.890 | 0.346 | | 0.050 | 0.830 |
| 50% - 60% | 1.810 | 0.178 | | 0.720 | 0.395 | | 5.910 | 0.015 |
| 60% - 70% | 5.160 | 0.023 | | 0.920 | 0.338 | | 0.120 | 0.734 |
| 70% - 80% | 1.600 | 0.205 | | 0.110 | 0.738 | | 1.970 | 0.161 |
| 80% - 90% | 3.750 | 0.053 | | 0.070 | 0.785 | | 3.420 | 0.065 |
| Equações (5a), (5b) e (5c) | | | | | | | | |
| 0% - 10% | 4.790 | 0.029 | | 1.740 | 0.187 | | 1.330 | 0.250 |
| 10% - 20% | 4.120 | 0.043 | | 0.500 | 0.480 | | 0.320 | 0.575 |
| 20% - 30% | 0.970 | 0.326 | | 0.010 | 0.943 | | 0.310 | 0.580 |
| 30% - 40% | 1.480 | 0.224 | | 0.060 | 0.809 | | 0.690 | 0.406 |
| 40% - 50% | 5.320 | 0.021 | | 0.83 | 0.362 | | 0.280 | 0.598 |
| 50% - 60% | 0.070 | 0.799 | | 0.180 | 0.670 | | 0.590 | 0.442 |
| 60% - 70% | 3.990 | 0.046 | | 0.250 | 0.620 | | 1.260 | 0.261 |
| 70% - 80% | 0.800 | 0.370 | | 0.120 | 0.733 | | 0.020 | 0.897 |
| 80% - 90% | 10.510 | 0.001 | | 2.400 | 0.121 | | 0.480 | 0.491 |

Tabela 36: Testes para convergência no padrão de gastos e continuidade da renda para alimentos – POF 2008-2009

| Referência: Tabela 24 | | | 0% - 10% | | 40% - 50% | | 90% - 100% | |
|----------------------------|---------------|-----------|---------------|-----------|---------------|-----------|---------------|-----------|
| | Estatística F | Valor - p | Estatística F | Valor - p | Estatística F | Valor - p | Estatística F | Valor - p |
| Equações (2a), (2b) e (2c) | 7.960 | 0.000 | 0.240 | 0.988 | 2.960 | 0.002 | | |
| Equações (3a), (3b) e (3c) | 2.700 | 0.004 | 0.990 | 0.448 | 0.660 | 0.744 | | |
| Equações (4a), (4b) e (4c) | | | | | | | | |
| 0% - 10% | 1.590 | 0.208 | 0.690 | 0.408 | 0.520 | 0.471 | | |
| 10% - 20% | 0.330 | 0.565 | 0.230 | 0.628 | 0.950 | 0.329 | | |
| 20% - 30% | 1.270 | 0.259 | 0.370 | 0.541 | 0.050 | 0.829 | | |
| 30% - 40% | 0.220 | 0.6396 | 0.400 | 0.528 | 1.570 | 0.210 | | |
| 40% - 50% | 0.03 | 0.8651 | 0.02 | 0.8884 | 0.03 | 0.867 | | |
| 50% - 60% | 0.73 | 0.3917 | 0.01 | 0.9242 | 0.07 | 0.7953 | | |
| 60% - 70% | 1.71 | 0.1905 | 0.62 | 0.4296 | 0.01 | 0.9145 | | |
| 70% - 80% | 0.88 | 0.3471 | 0.26 | 0.6076 | 0.02 | 0.8793 | | |
| 80% - 90% | 1.03 | 0.3099 | 0.78 | 0.3776 | 1.47 | 0.2256 | | |
| Equações (5a), (5b) e (5c) | | | | | | | | |
| 0% - 10% | 0.35 | 0.5533 | 0.39 | 0.5317 | 0.66 | 0.4151 | | |
| 10% - 20% | 1.23 | 0.2674 | 0.13 | 0.7227 | 0.02 | 0.8804 | | |
| 20% - 30% | 1.95 | 0.1628 | 1.68 | 0.1944 | 1.12 | 0.289 | | |
| 30% - 40% | 0.13 | 0.7183 | 0.27 | 0.6028 | 1.02 | 0.3114 | | |
| 40% - 50% | 0.02 | 0.8804 | 0.01 | 0.9185 | 0.01 | 0.9232 | | |
| 50% - 60% | 0.13 | 0.7144 | 0.04 | 0.8352 | 0.21 | 0.6433 | | |
| 60% - 70% | 3.73 | 0.0536 | 2.51 | 0.1134 | 1.12 | 0.2908 | | |
| 70% - 80% | 2.07 | 0.1501 | 1.69 | 0.1943 | 1.25 | 0.2633 | | |
| 80% - 90% | 0.54 | 0.4618 | 0.51 | 0.4731 | 0.79 | 0.3749 | | |

Tabela 37: Testes para convergência no padrão de gastos e continuidade da renda para eletroeletrônicos – POF 1995-1996

| Referência: Tabela 25 | | | 0% - 10% | | 40% - 50% | | 90% - 100% | |
|----------------------------|---------------|-----------|---------------|-----------|---------------|-----------|---------------|-----------|
| | Estatística F | Valor - p | Estatística F | Valor - p | Estatística F | Valor - p | Estatística F | Valor - p |
| Equações (2a), (2b) e (2c) | 8.370 | 0.000 | 8.320 | 0.000 | 2.950 | 0.002 | | |
| Equações (3a), (3b) e (3c) | 4.560 | 0.000 | 4.800 | 0.000 | 2.490 | 0.008 | | |
| Equações (4a), (4b) e (4c) | | | | | | | | |
| 0% - 10% | 0.500 | 0.479 | 3.930 | 0.047 | 7.280 | 0.007 | | |
| 10% - 20% | 4.130 | 0.042 | 3.030 | 0.082 | 0.840 | 0.359 | | |
| 20% - 30% | 1.660 | 0.198 | 1.600 | 0.206 | 0.180 | 0.668 | | |
| 30% - 40% | 0.380 | 0.540 | 0.050 | 0.823 | 0.070 | 0.787 | | |
| 40% - 50% | 3.050 | 0.081 | 1.760 | 0.184 | 0.770 | 0.381 | | |
| 50% - 60% | 0.270 | 0.605 | 0.020 | 0.889 | 1.140 | 0.286 | | |
| 60% - 70% | 3.440 | 0.064 | 3.640 | 0.056 | 3.970 | 0.046 | | |
| 70% - 80% | 0.030 | 0.863 | 0.000 | 0.980 | 0.150 | 0.696 | | |
| 80% - 90% | 0.910 | 0.340 | 0.300 | 0.583 | 1.340 | 0.247 | | |
| Equações (5a), (5b) e (5c) | | | | | | | | |
| 0% - 10% | 0.130 | 0.719 | 2.160 | 0.142 | 3.750 | 0.053 | | |
| 10% - 20% | 2.440 | 0.118 | 1.470 | 0.226 | 0.230 | 0.628 | | |
| 20% - 30% | 3.280 | 0.070 | 4.170 | 0.041 | 1.920 | 0.166 | | |
| 30% - 40% | 0.560 | 0.453 | 0.360 | 0.547 | 0.010 | 0.909 | | |
| 40% - 50% | 3.030 | 0.082 | 1.710 | 0.191 | 0.420 | 0.519 | | |
| 50% - 60% | 0.520 | 0.472 | 0.020 | 0.878 | 0.490 | 0.485 | | |
| 60% - 70% | 5.950 | 0.015 | 4.960 | 0.026 | 4.060 | 0.044 | | |
| 70% - 80% | 0.370 | 0.545 | 0.120 | 0.728 | 0.340 | 0.562 | | |
| 80% - 90% | 0.830 | 0.363 | 0.190 | 0.666 | 1.890 | 0.169 | | |

Tabela 38: Testes para convergência no padrão de gastos e continuidade da renda para eletroeletrônicos – POF 2002-2003

| Referência: Tabela 26 | | 0% - 10% | | 40% - 50% | | 90% - 100% | |
|----------------------------|-----------|---------------|-----------|---------------|-----------|---------------|-----------|
| | | Estatística F | Valor - p | Estatística F | Valor - p | Estatística F | Valor - p |
| Equações (2a), (2b) e (2c) | | 50.660 | 0.000 | 38.040 | 0.000 | 8.680 | 0.000 |
| Equações (3a), (3b) e (3c) | | 30.190 | 0.000 | 24.260 | 0.000 | 5.050 | 0.000 |
| Equações (4a), (4b) e (4c) | | | | | | | |
| | 0% - 10% | 4.280 | 0.039 | 1.810 | 0.178 | 0.750 | 0.387 |
| | 10% - 20% | 14.180 | 0.000 | 11.420 | 0.001 | 10.660 | 0.001 |
| | 20% - 30% | 0.710 | 0.398 | 0.370 | 0.542 | 1.320 | 0.250 |
| | 30% - 40% | 0.690 | 0.405 | 0.710 | 0.399 | 1.900 | 0.168 |
| | 40% - 50% | 12.250 | 0.001 | 11.010 | 0.001 | 10.270 | 0.001 |
| | 50% - 60% | 0.700 | 0.403 | 0.550 | 0.458 | 6.800 | 0.009 |
| | 60% - 70% | 5.800 | 0.016 | 4.150 | 0.042 | 3.020 | 0.082 |
| | 70% - 80% | 5.510 | 0.019 | 5.240 | 0.022 | 0.270 | 0.604 |
| | 80% - 90% | 2.970 | 0.085 | 2.630 | 0.105 | 0.040 | 0.837 |
| Equações (5a), (5b) e (5c) | | | | | | | |
| | 0% - 10% | 2.920 | 0.087 | 1.410 | 0.235 | 0.490 | 0.483 |
| | 10% - 20% | 13.880 | 0.000 | 10.430 | 0.001 | 6.480 | 0.011 |
| | 20% - 30% | 1.820 | 0.177 | 1.330 | 0.248 | 1.840 | 0.176 |
| | 30% - 40% | 2.010 | 0.156 | 1.830 | 0.176 | 2.590 | 0.108 |
| | 40% - 50% | 15.800 | 0.000 | 14.180 | 0.000 | 7.430 | 0.006 |
| | 50% - 60% | 0.000 | 0.982 | 0.000 | 0.990 | 4.030 | 0.045 |
| | 60% - 70% | 6.460 | 0.011 | 6.070 | 0.014 | 4.040 | 0.044 |
| | 70% - 80% | 1.860 | 0.173 | 1.950 | 0.162 | 0.030 | 0.865 |
| | 80% - 90% | 3.010 | 0.083 | 3.350 | 0.067 | 0.060 | 0.808 |

Tabela 39: Testes para convergência no padrão de gastos e continuidade da renda para eletroeletrônicos – POF 2008-2009

| Referência: Tabela 27 | | 0% - 10% | | 40% - 50% | | 90% - 100% | |
|----------------------------|-----------|---------------|-----------|---------------|-----------|---------------|-----------|
| | | Estatística F | Valor - p | Estatística F | Valor - p | Estatística F | Valor - p |
| Equações (2a), (2b) e (2c) | | 32.480 | 0.000 | 18.840 | 0.000 | 2.220 | 0.018 |
| Equações (3a), (3b) e (3c) | | 15.170 | 0.000 | 9.230 | 0.000 | 1.370 | 0.195 |
| Equações (4a), (4b) e (4c) | | | | | | | |
| | 0% - 10% | 13.380 | 0.000 | 9.350 | 0.002 | 3.240 | 0.072 |
| | 10% - 20% | 0.710 | 0.398 | 0.030 | 0.855 | 1.320 | 0.251 |
| | 20% - 30% | 0.260 | 0.612 | 0.710 | 0.399 | 0.640 | 0.425 |
| | 30% - 40% | 0.490 | 0.485 | 0.790 | 0.375 | 2.110 | 0.147 |
| | 40% - 50% | 8.760 | 0.003 | 4.890 | 0.027 | 3.940 | 0.047 |
| | 50% - 60% | 0.810 | 0.367 | 1.440 | 0.230 | 0.390 | 0.532 |
| | 60% - 70% | 6.190 | 0.013 | 3.970 | 0.046 | 0.220 | 0.638 |
| | 70% - 80% | 5.930 | 0.015 | 5.140 | 0.023 | 3.070 | 0.080 |
| | 80% - 90% | 0.800 | 0.370 | 0.150 | 0.701 | 0.580 | 0.447 |
| Equações (5a), (5b) e (5c) | | | | | | | |
| | 0% - 10% | 4.460 | 0.035 | 2.000 | 0.157 | 0.060 | 0.813 |
| | 10% - 20% | 1.930 | 0.165 | 0.390 | 0.533 | 0.100 | 0.750 |
| | 20% - 30% | 0.120 | 0.734 | 0.110 | 0.741 | 0.190 | 0.660 |
| | 30% - 40% | 0.230 | 0.630 | 0.110 | 0.736 | 0.180 | 0.668 |
| | 40% - 50% | 7.720 | 0.006 | 4.110 | 0.043 | 2.580 | 0.108 |
| | 50% - 60% | 0.270 | 0.606 | 0.710 | 0.401 | 0.440 | 0.507 |
| | 60% - 70% | 3.590 | 0.058 | 2.300 | 0.130 | 0.080 | 0.783 |
| | 70% - 80% | 4.250 | 0.039 | 3.540 | 0.060 | 2.060 | 0.151 |
| | 80% - 90% | 1.740 | 0.188 | 1.230 | 0.268 | 0.090 | 0.765 |

Tabela 40: Testes para convergência no padrão de gastos contrafactuais e continuidade da renda para alimentos – POF 1995-1996

| Referência: Tabela 28 | 0% - 10% | | 40% - 50% | | 90% - 100% | |
|----------------------------|---------------|-----------|---------------|-----------|---------------|-----------|
| | Estatística F | Valor - p | Estatística F | Valor - p | Estatística F | Valor - p |
| Equações (6a), (6b) e (6c) | 5.720 | 0.000 | 2.100 | 0.026 | 23.090 | 0.000 |
| Equações (7a), (7b) e (7c) | 0.950 | 0.479 | 1.310 | 0.224 | 4.220 | 0.000 |
| Equações (8a), (8b) e (8c) | | | | | | |
| 0% - 10% | 6.450 | 0.011 | 1.160 | 0.282 | 0.180 | 0.672 |
| 10% - 20% | 0.890 | 0.346 | 0.550 | 0.458 | 0.090 | 0.759 |
| 20% - 30% | 0.110 | 0.736 | 1.490 | 0.223 | 3.190 | 0.074 |
| 30% - 40% | 0.750 | 0.387 | 0.030 | 0.870 | 3.960 | 0.047 |
| 40% - 50% | 2.120 | 0.145 | 1.280 | 0.259 | 0.400 | 0.528 |
| 50% - 60% | 1.550 | 0.214 | 3.350 | 0.067 | 5.740 | 0.017 |
| 60% - 70% | 3.280 | 0.070 | 2.240 | 0.135 | 0.330 | 0.567 |
| 70% - 80% | 3.470 | 0.063 | 9.080 | 0.003 | 15.710 | 0.000 |
| 80% - 90% | 2.300 | 0.129 | 4.050 | 0.044 | 2.450 | 0.118 |
| Equações (9a), (9b) e (9c) | | | | | | |
| 0% - 10% | 4.560 | 0.033 | 1.030 | 0.311 | 0.030 | 0.866 |
| 10% - 20% | 0.010 | 0.929 | 0.200 | 0.652 | 0.090 | 0.763 |
| 20% - 30% | 1.360 | 0.243 | 2.800 | 0.094 | 2.610 | 0.106 |
| 30% - 40% | 0.180 | 0.674 | 0.000 | 0.966 | 0.990 | 0.320 |
| 40% - 50% | 1.270 | 0.259 | 0.740 | 0.389 | 0.390 | 0.530 |
| 50% - 60% | 2.020 | 0.155 | 2.620 | 0.106 | 4.280 | 0.039 |
| 60% - 70% | 0.920 | 0.338 | 0.960 | 0.328 | 0.650 | 0.421 |
| 70% - 80% | 0.170 | 0.677 | 1.390 | 0.238 | 3.820 | 0.051 |
| 80% - 90% | 0.790 | 0.373 | 1.750 | 0.186 | 1.250 | 0.263 |

Tabela 41: Testes para convergência no padrão de gastos contrafactuais e continuidade da renda para alimentos – POF 2002-2003

| Referência: Tabela 29 | 0% - 10% | | 40% - 50% | | 90% - 100% | |
|----------------------------|---------------|-----------|---------------|-----------|---------------|-----------|
| | Estatística F | Valor - p | Estatística F | Valor - p | Estatística F | Valor - p |
| Equações (6a), (6b) e (6c) | 25.920 | 0.000 | 2.850 | 0.002 | 34.250 | 0.000 |
| Equações (7a), (7b) e (7c) | 6.210 | 0.000 | 0.730 | 0.682 | 6.450 | 0.000 |
| Equações (8a), (8b) e (8c) | | | | | | |
| 0% - 10% | 4.970 | 0.026 | 0.460 | 0.498 | 0.040 | 0.839 |
| 10% - 20% | 1.310 | 0.253 | 0.020 | 0.895 | 1.850 | 0.174 |
| 20% - 30% | 3.790 | 0.052 | 0.030 | 0.858 | 0.530 | 0.468 |
| 30% - 40% | 0.510 | 0.473 | 0.050 | 0.831 | 1.590 | 0.207 |
| 40% - 50% | 2.770 | 0.096 | 0.520 | 0.471 | 0.020 | 0.893 |
| 50% - 60% | 0.090 | 0.762 | 2.410 | 0.121 | 7.300 | 0.007 |
| 60% - 70% | 4.980 | 0.026 | 1.490 | 0.222 | 0.010 | 0.939 |
| 70% - 80% | 0.620 | 0.432 | 6.860 | 0.009 | 10.680 | 0.001 |
| 80% - 90% | 0.620 | 0.431 | 0.610 | 0.434 | 5.200 | 0.023 |
| Equações (9a), (9b) e (9c) | | | | | | |
| 0% - 10% | 1.93 | 0.1646 | 0.96 | 0.3273 | 1.19 | 0.2755 |
| 10% - 20% | 0.03 | 0.857 | 0.06 | 0.8035 | 0.44 | 0.5076 |
| 20% - 30% | 1.54 | 0.2144 | 0.04 | 0.8378 | 0.11 | 0.7426 |
| 30% - 40% | 0.71 | 0.3998 | 0 | 0.9648 | 0.83 | 0.363 |
| 40% - 50% | 1.8 | 0.1795 | 0.45 | 0.5019 | 0 | 0.9846 |
| 50% - 60% | 0.08 | 0.7839 | 0.49 | 0.4861 | 0.65 | 0.4194 |
| 60% - 70% | 1.41 | 0.235 | 0.03 | 0.8565 | 0.88 | 0.3492 |
| 70% - 80% | 0.78 | 0.3765 | 2.47 | 0.1162 | 2.94 | 0.0865 |
| 80% - 90% | 3.36 | 0.0666 | 0.14 | 0.7046 | 1.12 | 0.2891 |

Tabela 42: Testes para convergência no padrão de gastos contrafactuais e continuidade da renda para alimentos – POF 2008-2009

| Referência: Tabela 30 | | | 0% - 10% | | 40% - 50% | | 90% - 100% | |
|----------------------------|---------------|-----------|---------------|-----------|---------------|-----------|---------------|-----------|
| | Estatística F | Valor - p | Estatística F | Valor - p | Estatística F | Valor - p | Estatística F | Valor - p |
| Equações (6a), (6b) e (6c) | 1.440 | 0.164 | 4.560 | 0.000 | 12.730 | 0.000 | | |
| Equações (7a), (7b) e (7c) | 1.58 | 0.116 | 1.150 | 0.322 | 1.560 | 0.122 | | |
| Equações (8a), (8b) e (8c) | | | | | | | | |
| 0% - 10% | 0.990 | 0.319 | 0.260 | 0.608 | 0.080 | 0.782 | | |
| 10% - 20% | 0.170 | 0.682 | 0.150 | 0.702 | 0.630 | 0.427 | | |
| 20% - 30% | 0.690 | 0.405 | 0.080 | 0.773 | 0.000 | 0.966 | | |
| 30% - 40% | 0.110 | 0.7459 | 0.400 | 0.530 | 1.590 | 0.207 | | |
| 40% - 50% | 1.16 | 0.2811 | 1.36 | 0.243 | 0.99 | 0.3195 | | |
| 50% - 60% | 0.45 | 0.5006 | 0.02 | 0.8885 | 0.38 | 0.5388 | | |
| 60% - 70% | 0.96 | 0.3265 | 0.2 | 0.657 | 0.01 | 0.9254 | | |
| 70% - 80% | 0.32 | 0.5704 | 0.02 | 0.8965 | 0.12 | 0.7308 | | |
| 80% - 90% | 4.09 | 0.0431 | 3.23 | 0.0724 | 4.07 | 0.0436 | | |
| Equações (9a), (9b) e (9c) | | | | | | | | |
| 0% - 10% | 0.35 | 0.5554 | 0.23 | 0.6342 | 0.23 | 0.6281 | | |
| 10% - 20% | 0.62 | 0.4299 | 0.14 | 0.7131 | 0.06 | 0.8077 | | |
| 20% - 30% | 1.68 | 0.1953 | 1.42 | 0.2329 | 1.3 | 0.2535 | | |
| 30% - 40% | 0.08 | 0.7734 | 0.13 | 0.7235 | 0.66 | 0.4164 | | |
| 40% - 50% | 1.57 | 0.2098 | 0.91 | 0.339 | 0.3 | 0.5824 | | |
| 50% - 60% | 0.01 | 0.917 | 0.13 | 0.7184 | 0.4 | 0.5263 | | |
| 60% - 70% | 5.16 | 0.0231 | 3.58 | 0.0583 | 2.16 | 0.1418 | | |
| 70% - 80% | 1.5 | 0.2208 | 1.14 | 0.2865 | 0.65 | 0.4219 | | |
| 80% - 90% | 2.67 | 0.1026 | 1.89 | 0.1693 | 1.78 | 0.1816 | | |

Tabela 43: Testes para convergência no padrão de gastos contrafactuais e continuidade da renda para eletroeletrônicos – POF 1995-1996

| Referência: Tabela 31 | | | 0% - 10% | | 40% - 50% | | 90% - 100% | |
|----------------------------|---------------|-----------|---------------|-----------|---------------|-----------|---------------|-----------|
| | Estatística F | Valor - p | Estatística F | Valor - p | Estatística F | Valor - p | Estatística F | Valor - p |
| Equações (6a), (6b) e (6c) | 6.140 | 0.000 | 5.820 | 0.000 | 2.780 | 0.003 | | |
| Equações (7a), (7b) e (7c) | 4.160 | 0.000 | 4.010 | 0.000 | 2.720 | 0.004 | | |
| Equações (8a), (8b) e (8c) | | | | | | | | |
| 0% - 10% | 0.010 | 0.930 | 0.520 | 0.472 | 1.370 | 0.242 | | |
| 10% - 20% | 1.260 | 0.262 | 0.360 | 0.548 | 0.100 | 0.751 | | |
| 20% - 30% | 0.740 | 0.389 | 0.600 | 0.439 | 0.110 | 0.739 | | |
| 30% - 40% | 0.380 | 0.539 | 0.130 | 0.723 | 0.070 | 0.795 | | |
| 40% - 50% | 1.310 | 0.253 | 1.000 | 0.317 | 0.620 | 0.429 | | |
| 50% - 60% | 0.000 | 0.979 | 0.010 | 0.918 | 0.620 | 0.432 | | |
| 60% - 70% | 4.290 | 0.038 | 4.840 | 0.028 | 6.170 | 0.013 | | |
| 70% - 80% | 0.010 | 0.918 | 0.000 | 0.949 | 0.170 | 0.680 | | |
| 80% - 90% | 1.370 | 0.241 | 0.610 | 0.436 | 0.490 | 0.484 | | |
| Equações (9a), (9b) e (9c) | | | | | | | | |
| 0% - 10% | 0.120 | 0.728 | 0.220 | 0.638 | 0.220 | 0.638 | | |
| 10% - 20% | 0.010 | 0.903 | 0.510 | 0.477 | 0.510 | 0.477 | | |
| 20% - 30% | 2.190 | 0.139 | 1.180 | 0.277 | 1.180 | 0.277 | | |
| 30% - 40% | 0.300 | 0.583 | 0.050 | 0.817 | 0.050 | 0.817 | | |
| 40% - 50% | 0.410 | 0.523 | 0.070 | 0.798 | 0.070 | 0.798 | | |
| 50% - 60% | 0.190 | 0.664 | 0.020 | 0.901 | 0.020 | 0.901 | | |
| 60% - 70% | 7.090 | 0.008 | 6.510 | 0.011 | 6.510 | 0.011 | | |
| 70% - 80% | 0.030 | 0.861 | 0.450 | 0.504 | 0.450 | 0.504 | | |
| 80% - 90% | 0.360 | 0.549 | 1.210 | 0.271 | 1.210 | 0.271 | | |

Tabela 44: Testes para convergência no padrão de gastos contrafactuais e continuidade da renda para eletroeletrônicos – POF 2002-2003

| Referência: Tabela 32 | | 0% - 10% | | 40% - 50% | | 90% - 100% | |
|----------------------------|-----------|---------------|-----------|---------------|-----------|---------------|-----------|
| | | Estatística F | Valor - p | Estatística F | Valor - p | Estatística F | Valor - p |
| Equações (6a), (6b) e (6c) | | 41.460 | 0.000 | 27.470 | 0.000 | 6.910 | 0.000 |
| Equações (7a), (7b) e (7c) | | 28.040 | 0.000 | 22.020 | 0.000 | 5.080 | 0.000 |
| Equações (8a), (8b) e (8c) | | | | | | | |
| | 0% - 10% | 4.880 | 0.027 | 2.080 | 0.150 | 0.010 | 0.915 |
| | 10% - 20% | 10.030 | 0.002 | 5.660 | 0.017 | 5.040 | 0.025 |
| | 20% - 30% | 0.990 | 0.321 | 0.560 | 0.454 | 2.290 | 0.130 |
| | 30% - 40% | 1.540 | 0.215 | 1.280 | 0.258 | 2.930 | 0.087 |
| | 40% - 50% | 7.260 | 0.007 | 5.440 | 0.020 | 4.620 | 0.032 |
| | 50% - 60% | 1.320 | 0.252 | 0.410 | 0.523 | 6.630 | 0.010 |
| | 60% - 70% | 3.670 | 0.056 | 3.250 | 0.072 | 3.490 | 0.062 |
| | 70% - 80% | 6.540 | 0.011 | 6.040 | 0.014 | 0.920 | 0.338 |
| | 80% - 90% | 4.720 | 0.030 | 4.530 | 0.033 | 1.030 | 0.309 |
| Equações (9a), (9b) e (9c) | | | | | | | |
| | 0% - 10% | 1.510 | 0.219 | 0.020 | 0.882 | 0.020 | 0.882 |
| | 10% - 20% | 4.500 | 0.034 | 2.750 | 0.097 | 2.750 | 0.097 |
| | 20% - 30% | 1.220 | 0.269 | 2.430 | 0.119 | 2.430 | 0.119 |
| | 30% - 40% | 2.150 | 0.143 | 3.840 | 0.050 | 3.840 | 0.050 |
| | 40% - 50% | 11.750 | 0.001 | 4.980 | 0.026 | 4.980 | 0.026 |
| | 50% - 60% | 0.000 | 0.998 | 3.430 | 0.064 | 3.430 | 0.064 |
| | 60% - 70% | 3.790 | 0.052 | 2.990 | 0.084 | 2.990 | 0.084 |
| | 70% - 80% | 3.230 | 0.072 | 0.390 | 0.532 | 0.390 | 0.532 |
| | 80% - 90% | 0.400 | 0.004 | 1.990 | 0.158 | 1.990 | 0.158 |

Tabela 45: Testes para convergência no padrão de gastos contrafactuais e continuidade da renda para eletroeletrônicos – POF 2008-2009

| Referência: Tabela 33 | | 0% - 10% | | 40% - 50% | | 90% - 100% | |
|----------------------------|-----------|---------------|-----------|---------------|-----------|---------------|-----------|
| | | Estatística F | Valor - p | Estatística F | Valor - p | Estatística F | Valor - p |
| | | 20.240 | 0.000 | 11.100 | 0.000 | 1.620 | 0.103 |
| Equações (6a), (6b) e (6c) | | 11.130 | 0.000 | 7.070 | 0.000 | 1.310 | 0.225 |
| Equações (7a), (7b) e (7c) | | | | | | | |
| Equações (8a), (8b) e (8c) | | 11.990 | 0.001 | 9.440 | 0.002 | 4.640 | 0.031 |
| | 0% - 10% | 0.060 | 0.802 | 0.570 | 0.450 | 2.720 | 0.099 |
| | 10% - 20% | 0.380 | 0.538 | 1.130 | 0.289 | 1.440 | 0.230 |
| | 20% - 30% | 0.990 | 0.319 | 1.790 | 0.181 | 3.480 | 0.062 |
| | 30% - 40% | 7.010 | 0.008 | 3.640 | 0.056 | 2.650 | 0.104 |
| | 40% - 50% | 0.090 | 0.761 | 0.380 | 0.536 | 0.080 | 0.774 |
| | 50% - 60% | 8.840 | 0.003 | 8.060 | 0.005 | 3.330 | 0.068 |
| | 60% - 70% | 3.390 | 0.066 | 2.870 | 0.090 | 1.570 | 0.211 |
| | 70% - 80% | 0.000 | 0.951 | 0.160 | 0.693 | 1.410 | 0.235 |
| | 80% - 90% | | | | | | |
| Equações (9a), (9b) e (9c) | | | | | | | |
| | 0% - 10% | 3.200 | 0.074 | 0.330 | 0.566 | 0.330 | 0.566 |
| | 10% - 20% | 0.320 | 0.570 | 0.540 | 0.462 | 0.540 | 0.462 |
| | 20% - 30% | 0.010 | 0.940 | 0.000 | 0.980 | 0.000 | 0.980 |
| | 30% - 40% | 0.000 | 0.998 | 1.070 | 0.302 | 1.070 | 0.302 |
| | 40% - 50% | 5.690 | 0.017 | 1.840 | 0.175 | 1.840 | 0.175 |
| | 50% - 60% | 0.100 | 0.752 | 0.340 | 0.562 | 0.340 | 0.562 |
| | 60% - 70% | 8.610 | 0.003 | 2.390 | 0.122 | 2.390 | 0.122 |
| | 70% - 80% | 3.330 | 0.068 | 1.470 | 0.226 | 1.470 | 0.226 |
| | 80% - 90% | 0.640 | 0.423 | 0.000 | 0.952 | 0.000 | 0.952 |

Tabela 46: Resumo dos resultados dos teste de convergência e continuidade da renda para as medidas DA_{rci}

| DA_{rci} | 1995-1996 | | | | | | | | | | | |
|----------------------------|-----------------|--------------|---------------|--------------------|--------------|---------------|-------------------|--------------|---------------|--------------------|--------------|---------------|
| | Alimentos | | | | | | Eletroeletrônicos | | | | | |
| | 0% - 10% | 40% - 50% | 90% - 100% | 0% - 10% | 40% - 50% | 90% - 100% | 0% - 10% | 40% - 50% | 90% - 100% | 0% - 10% | 40% - 50% | 90% - 100% |
| | Padrão converge | | | Continuidade renda | | | Padrão converge | | | Continuidade renda | | |
| | | | | | | | | | | | | |
| Equações (2a), (2b) e (2c) | Não | Não | Não | - | - | - | Não | Não | Não | - | - | - |
| Equações (3a), (3b) e (3c) | Não | Não | Não | - | - | - | Não | Não | Não | - | - | - |
| Equações (4a), (4b) e (4c) | - | - | - | Não | Não | Não | - | - | - | Não | Sim | Sim |
| Equações (5a), (5b) e (5c) | - | - | - | Não | Não | Não | - | - | - | Não | Sim | Sim |
| 2002-2003 | | | | | | | | | | | | |
| Equações (2a), (2b) e (2c) | Não | Sim | Não | - | - | - | Não | Não | Não | - | - | - |
| Equações (3a), (3b) e (3c) | Não | Sim | Não | - | - | - | Não | Não | Não | - | - | - |
| Equações (4a), (4b) e (4c) | - | - | - | Não | Sim | Não | - | - | - | Não | Não | Não |
| Equações (5a), (5b) e (5c) | - | - | - | Não | Sim | Sim | - | - | - | Não | Não | Não |
| 2008-2009 | | | | | | | | | | | | |
| Equações (2a), (2b) e (2c) | Não | Sim | Não | - | - | - | Não | Não | Não | - | - | - |
| Equações (3a), (3b) e (3c) | Não | Sim | Sim | - | - | - | Não | Não | Sim | - | - | - |
| Equações (4a), (4b) e (4c) | - | - | - | Sim | Sim | Sim | - | - | - | Não | Não | Sim |
| Equações (5a), (5b) e (5c) | - | - | - | Sim | Sim | Sim | - | - | - | Não | Sim | Sim |

Tabela 47: Resumo dos resultados dos teste de convergência e continuidade da renda para as medidas DAC_{rci}^{10}

| DAC_{rci}^{10} | 1995-1996 | | | | | | | | | | | |
|----------------------------|-----------------|--------------|---------------|--------------------|--------------|---------------|-----------------|--------------|---------------|--------------------|--------------|---------------|
| | Alimentos | | | | | | Eletrônicos | | | | | |
| | 0% - 10% | 40% - 50% | 90% - 100% | 0% - 10% | 40% - 50% | 90% - 100% | 0% - 10% | 40% - 50% | 90% - 100% | 0% - 10% | 40% - 50% | 90% - 100% |
| | Padrão converge | | | Continuidade renda | | | Padrão converge | | | Continuidade renda | | |
| | | | | | | | | | | | | |
| Equações (6a), (6b) e (6c) | Não | Não | Não | - | - | - | Não | Não | Não | - | - | - |
| Equações (7a), (7b) e (7c) | Sim | Sim | Não | - | - | - | Não | Não | Não | - | - | - |
| Equações (8a), (8b) e (8c) | - | - | - | Não | Não | Não | - | - | - | Sim | Sim | Não |
| Equações (9a), (9b) e (9c) | - | - | - | Sim | Sim | Não | - | - | - | Sim | Não | Não |
| 2002-2003 | | | | | | | | | | | | |
| Equações (6a), (6b) e (6c) | Não | Não | Não | - | - | - | Não | Não | Não | - | - | - |
| Equações (7a), (7b) e (7c) | Não | Sim | Não | - | - | - | Não | Não | Não | - | - | - |
| Equações (8a), (8b) e (8c) | - | - | - | Não | Não | Não | - | - | - | Não | Não | Não |
| Equações (9a), (9b) e (9c) | - | - | - | Sim | Sim | Sim | - | - | - | Não | Sim | Sim |
| 2008-2009 | | | | | | | | | | | | |
| Equações (6a), (6b) e (6c) | Sim | Não | Não | - | - | - | Não | Não | Sim | - | - | - |
| Equações (7a), (7b) e (7c) | Sim | Sim | Sim | - | - | - | Não | Não | Sim | - | - | - |
| Equações (8a), (8b) e (8c) | - | - | - | Sim | Sim | Sim | - | - | - | Não | Não | Sim |
| Equações (9a), (9b) e (9c) | - | - | - | Sim | Sim | Sim | - | - | - | Não | Sim | Sim |

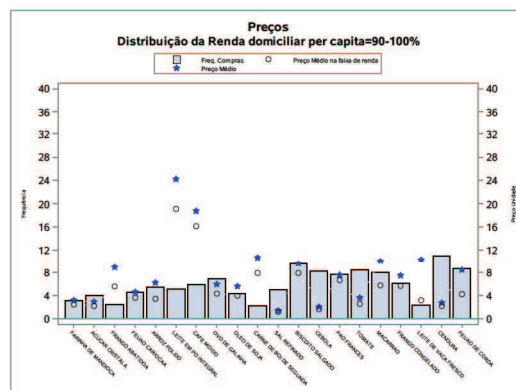
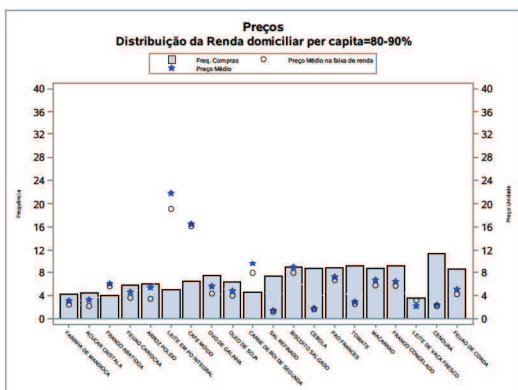
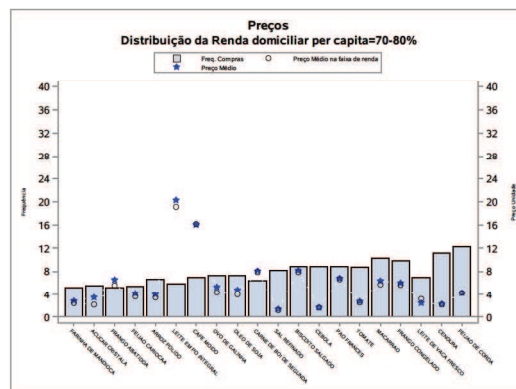
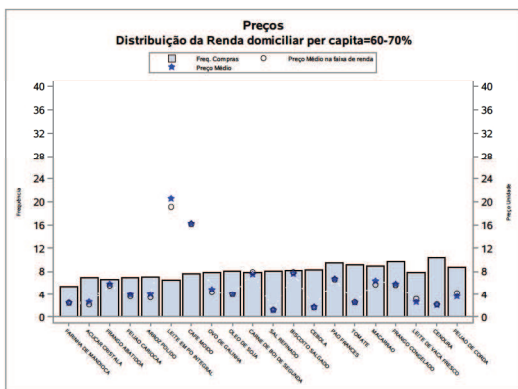
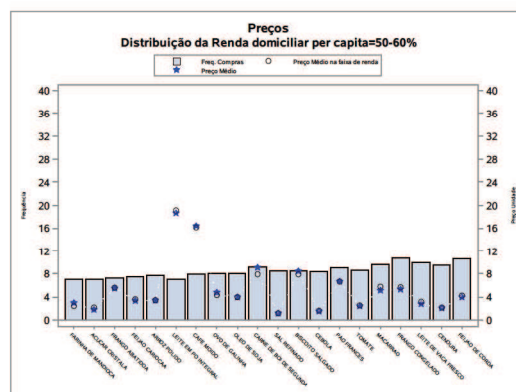
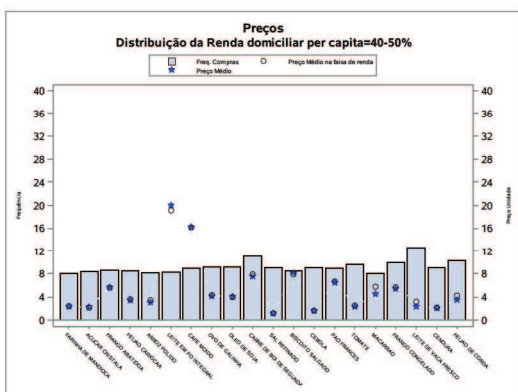
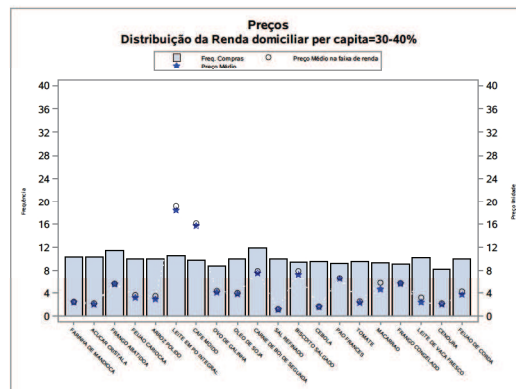
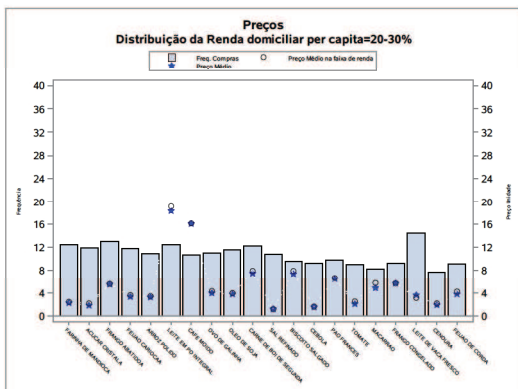
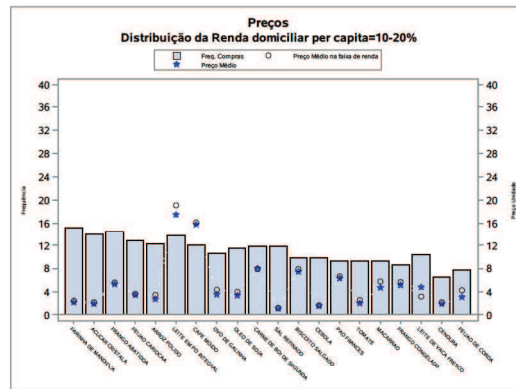
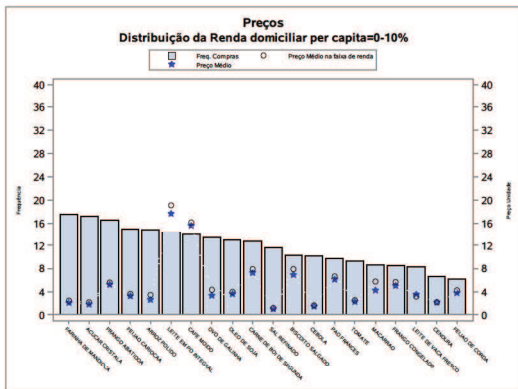
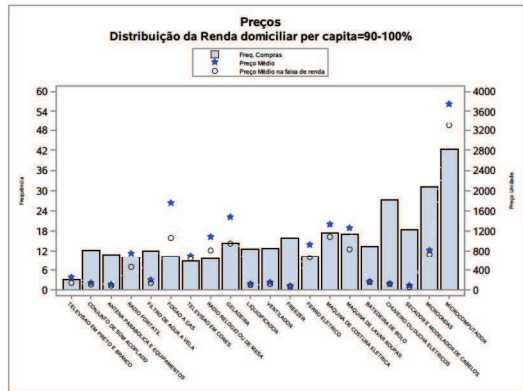
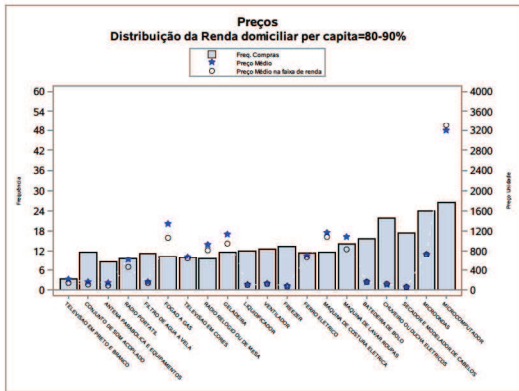
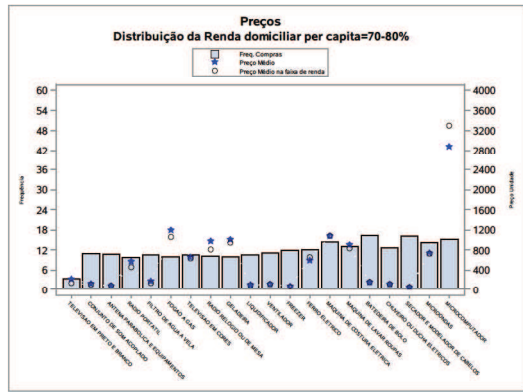
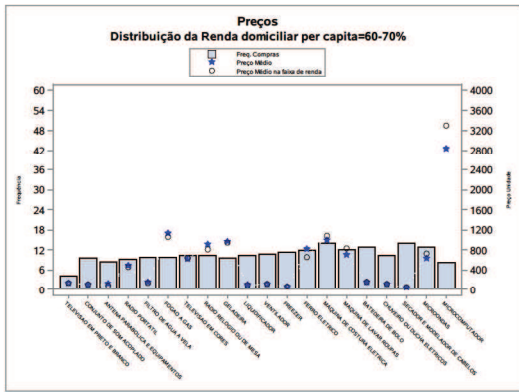
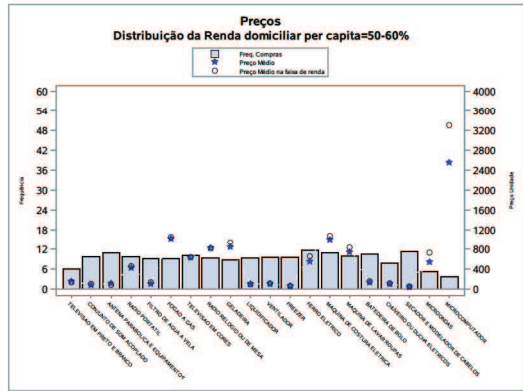
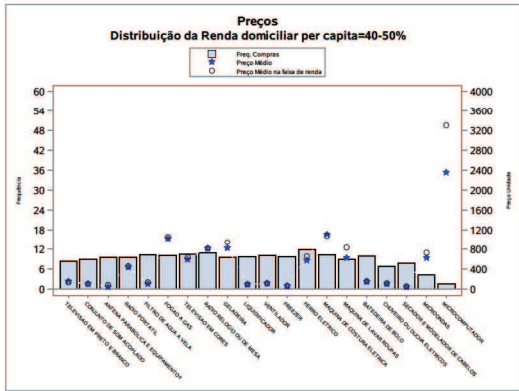
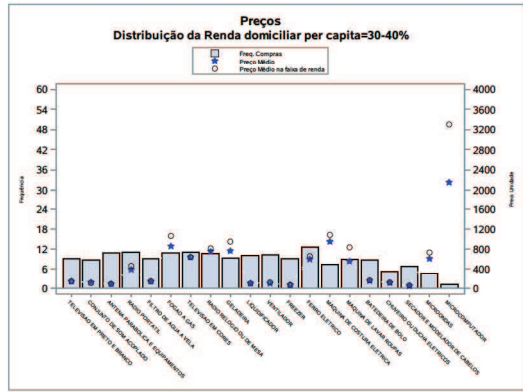
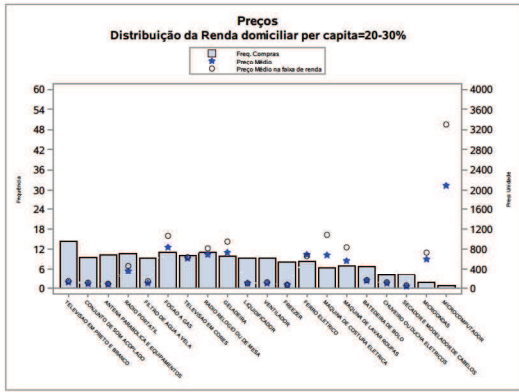
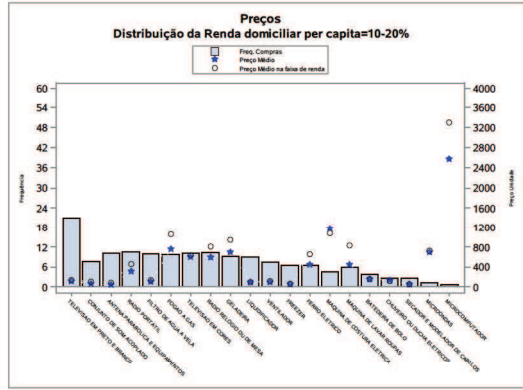
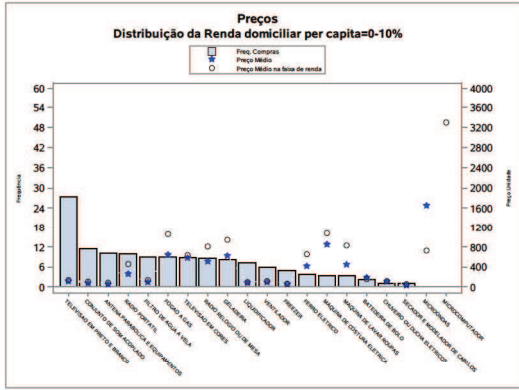


Gráfico 2 - Distribuição de preços de alimentos - POF 2002-2003



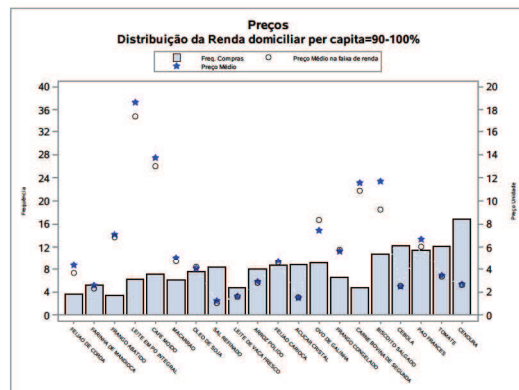
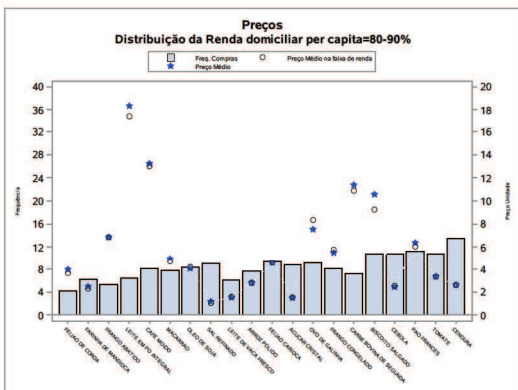
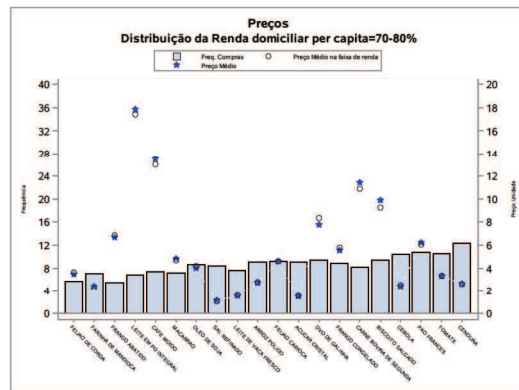
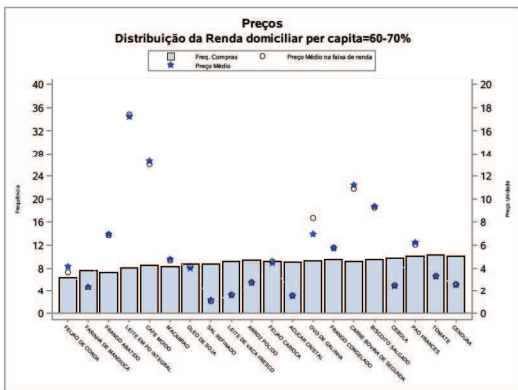
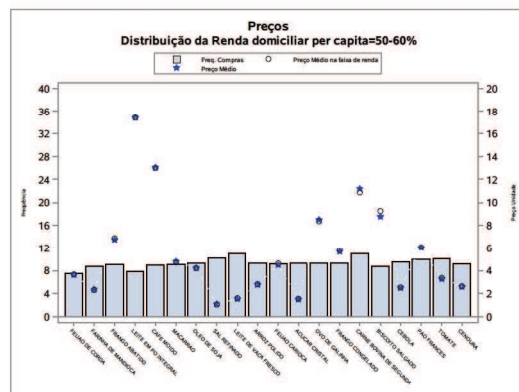
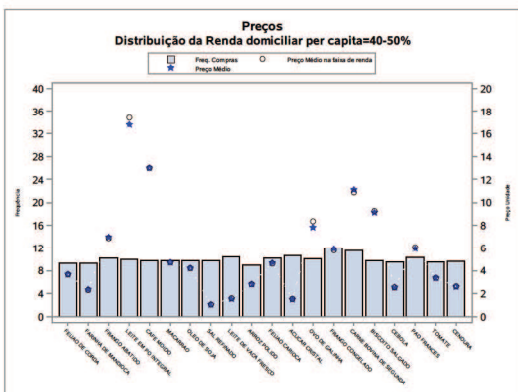
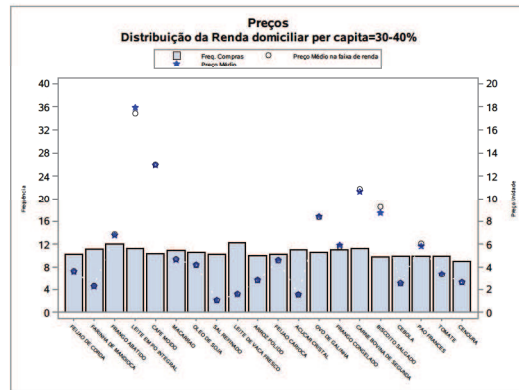
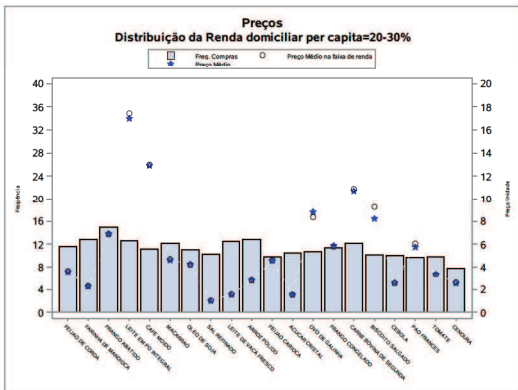
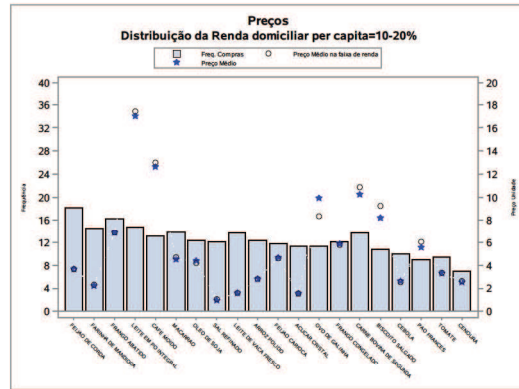
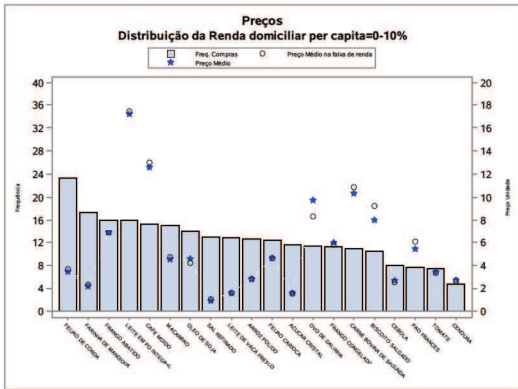
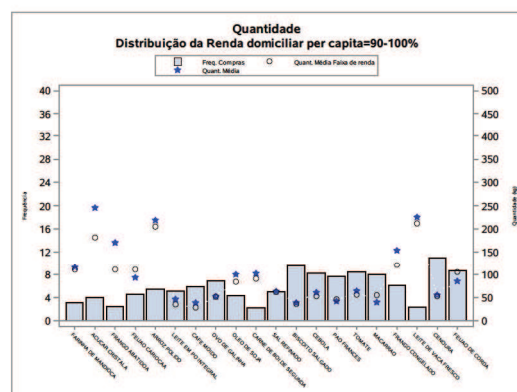
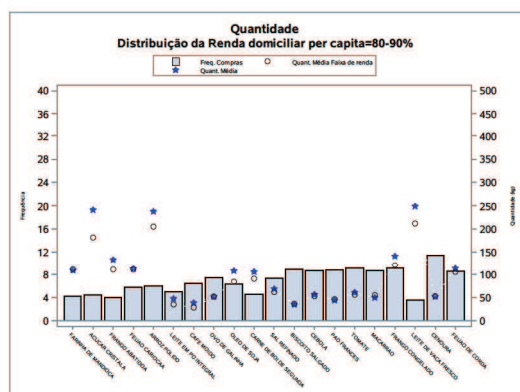
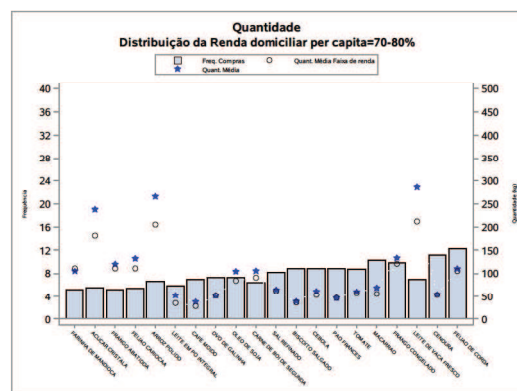
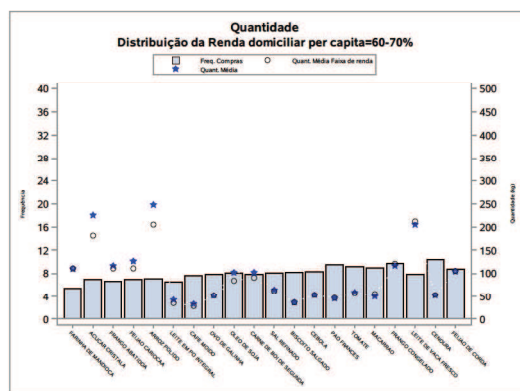
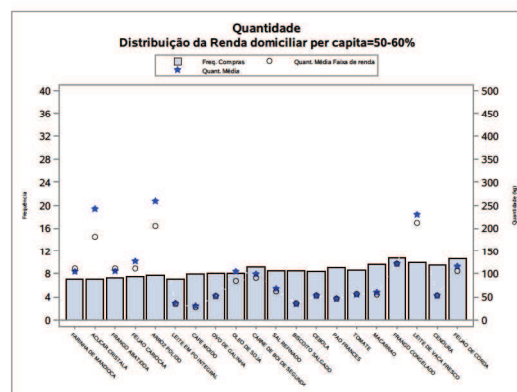
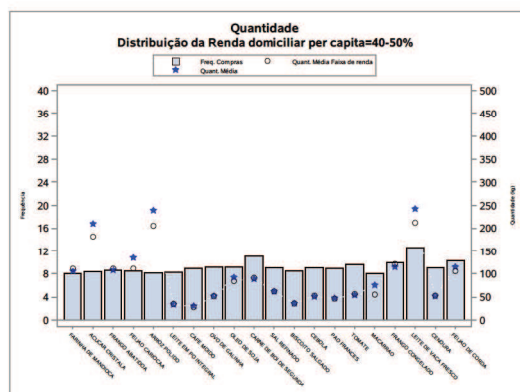
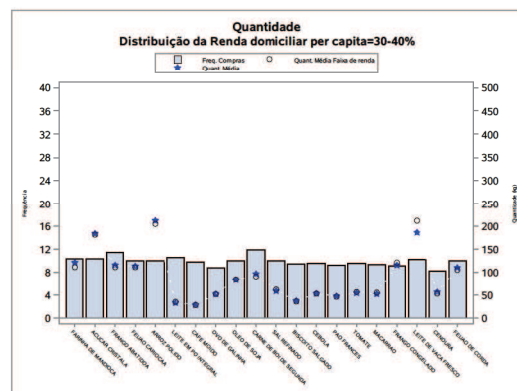
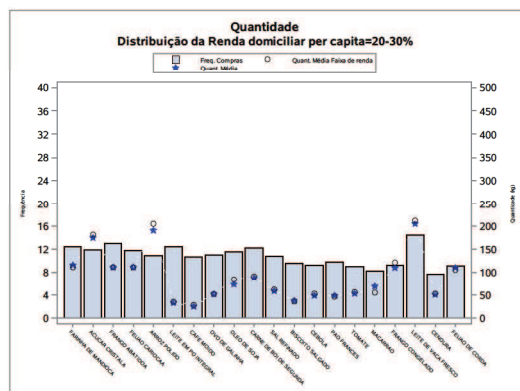
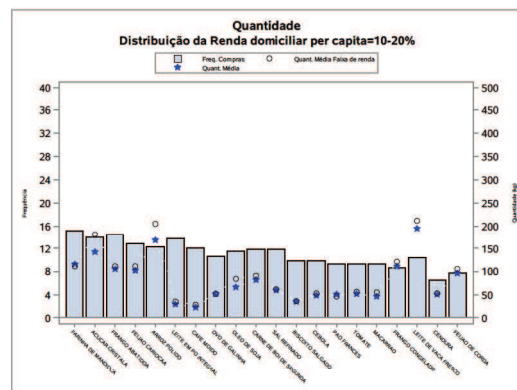
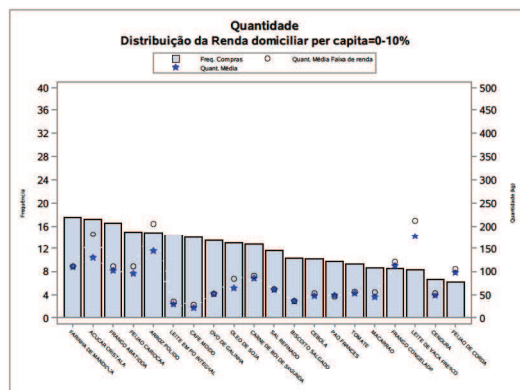


Gráfico 4 - Distribuição de quantidade de alimentos - POF 1995-96



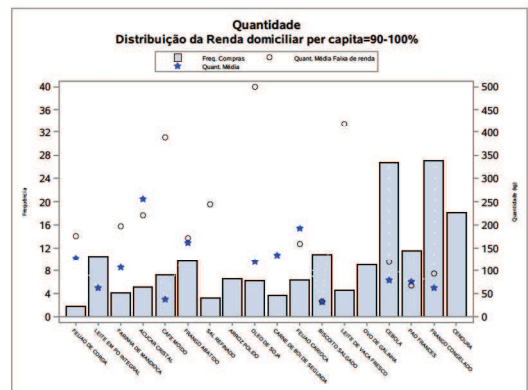
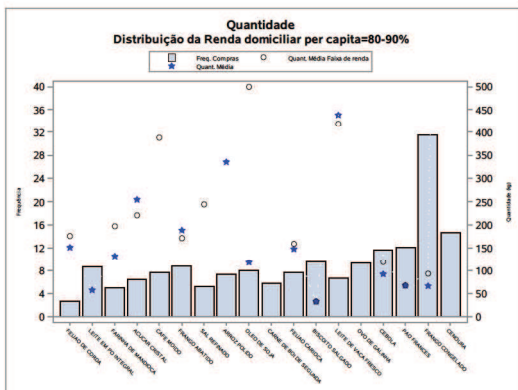
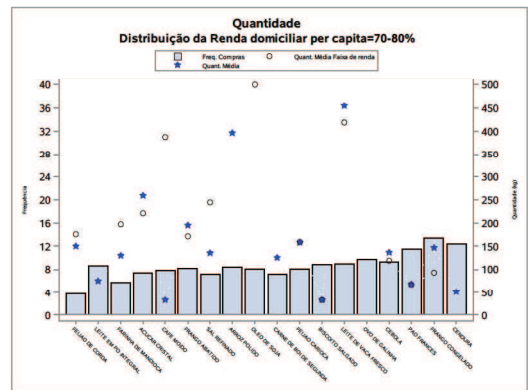
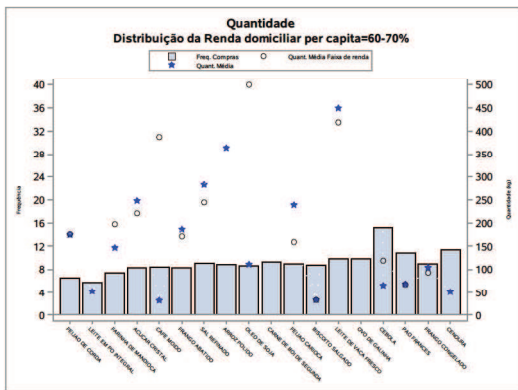
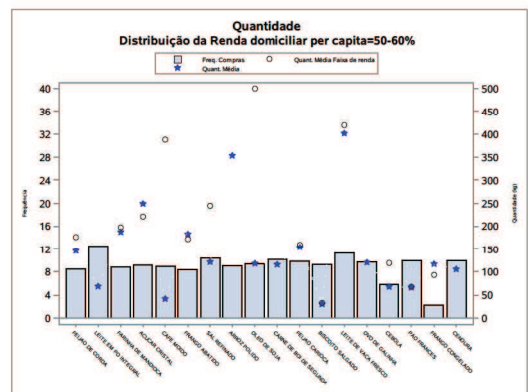
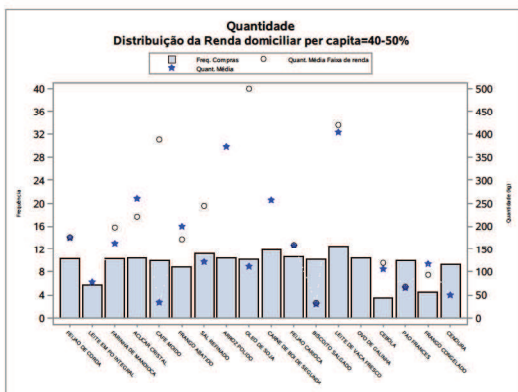
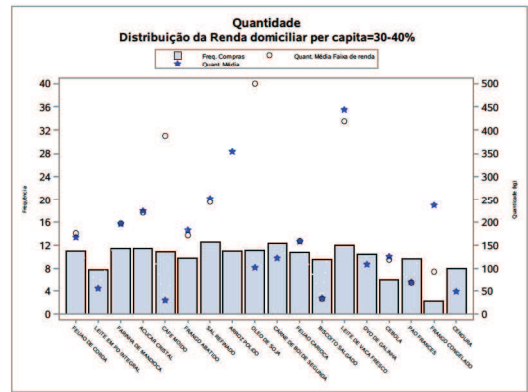
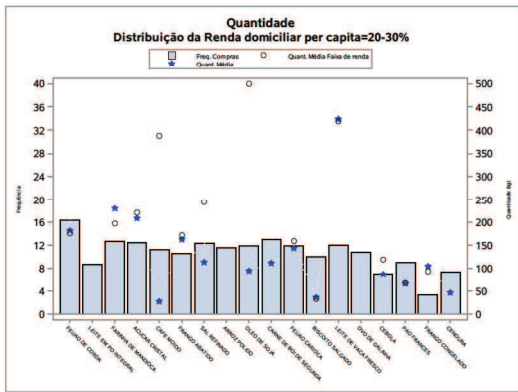
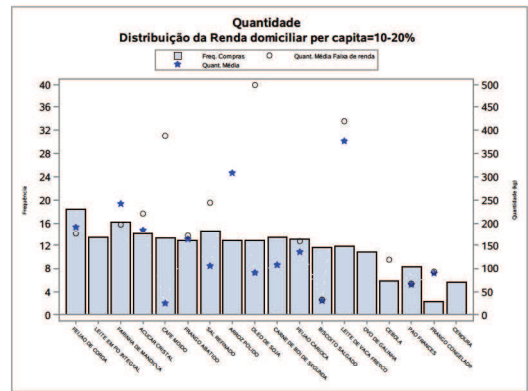
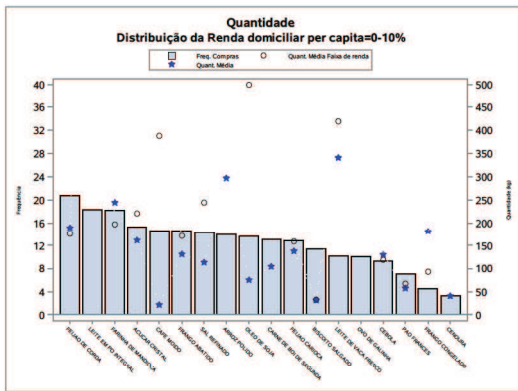


Gráfico 7 - Distribuição de preços dos alimentos por forma de pagamento - POF 2002-03

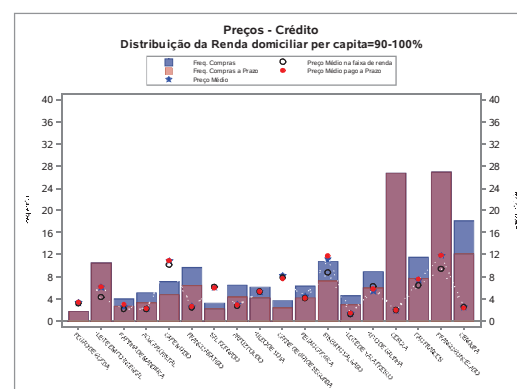
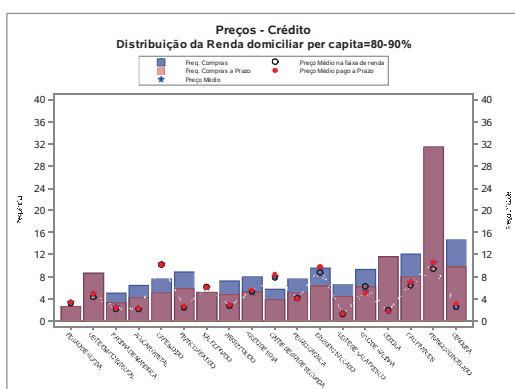
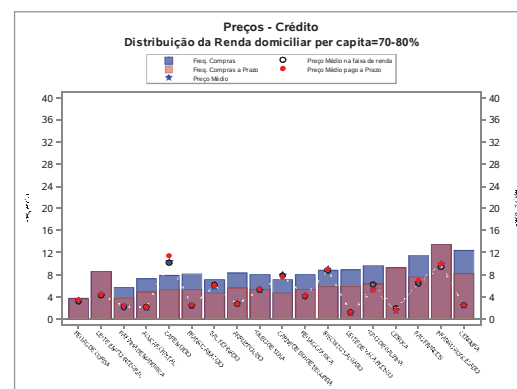
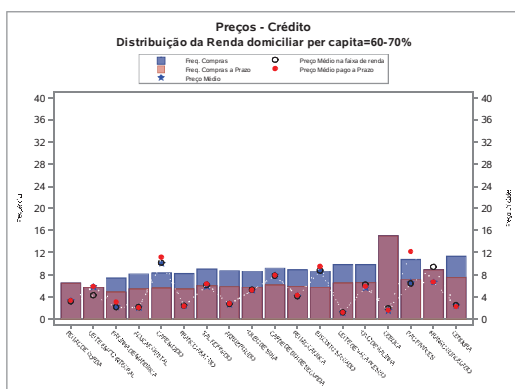
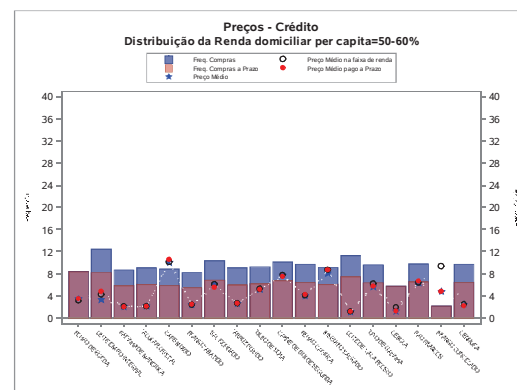
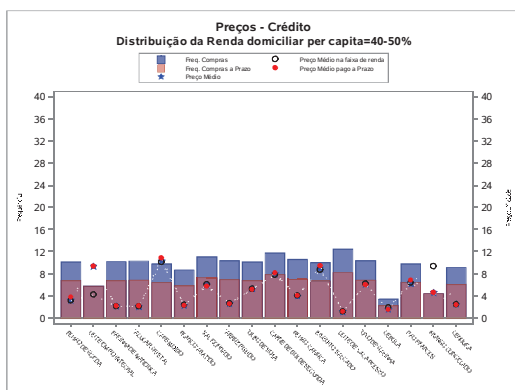
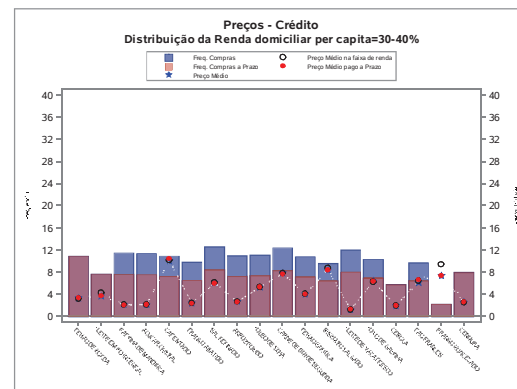
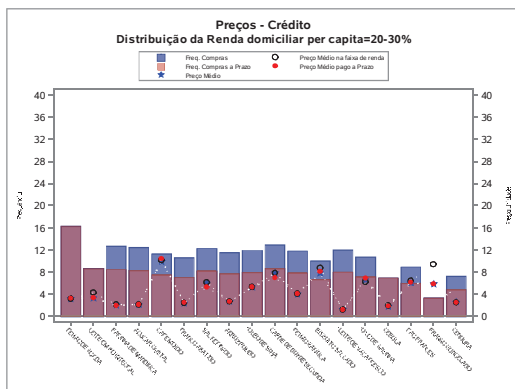
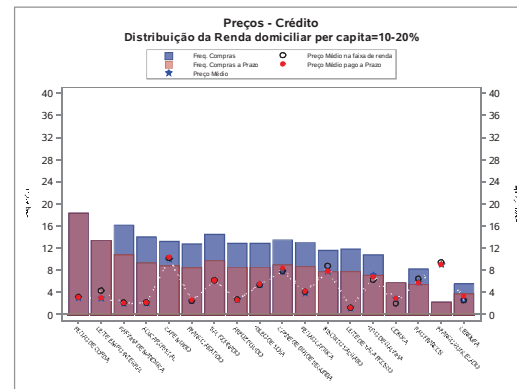
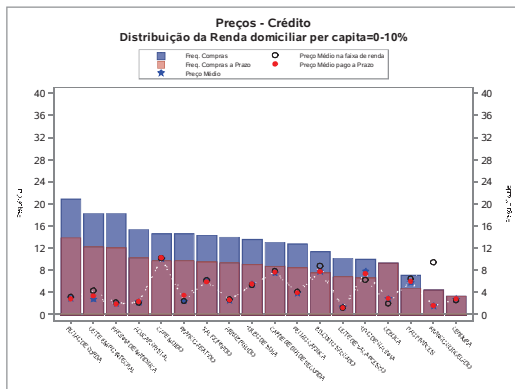


Gráfico 8 - Distribuição de preços dos alimentos por forma de pagamento - POF 2008-08

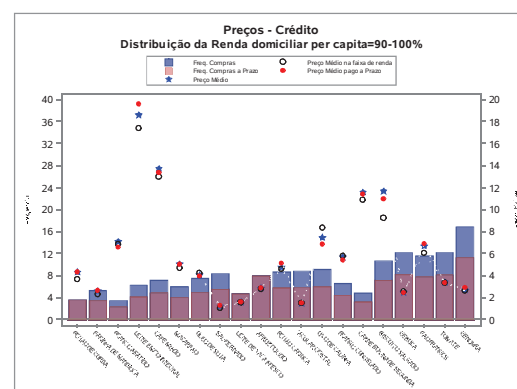
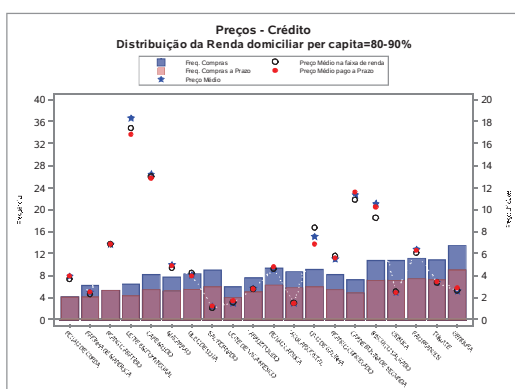
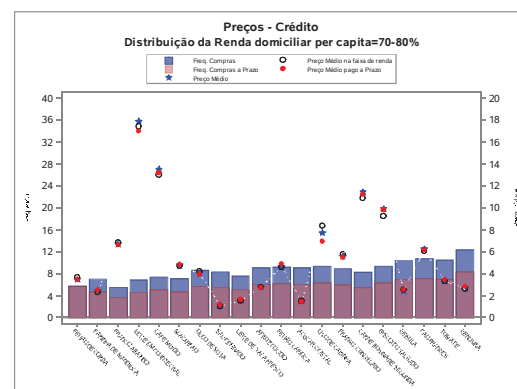
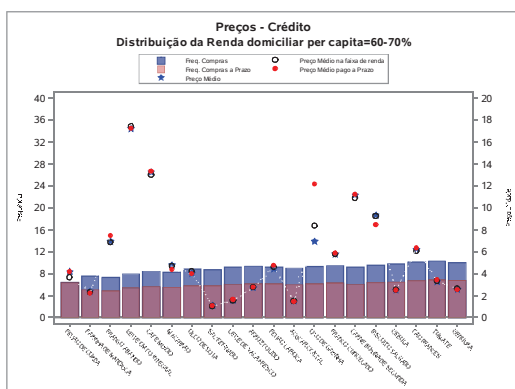
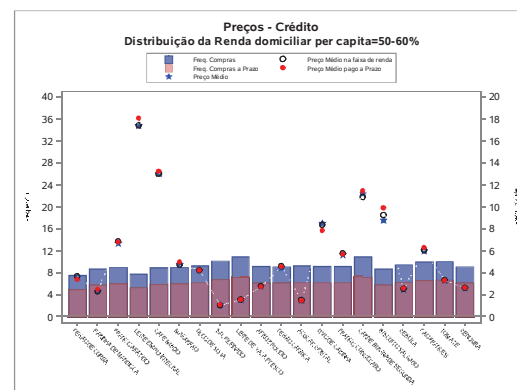
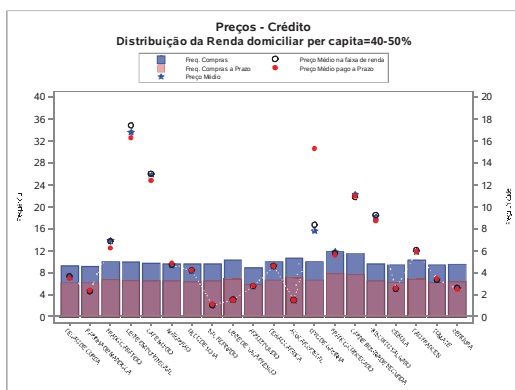
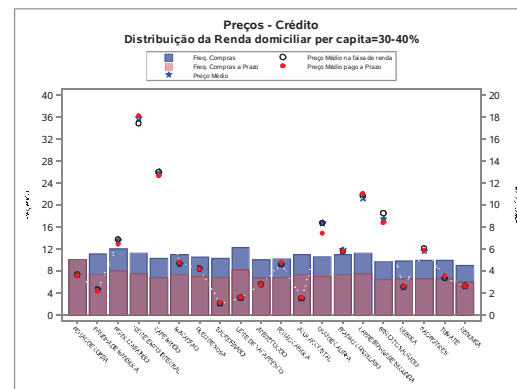
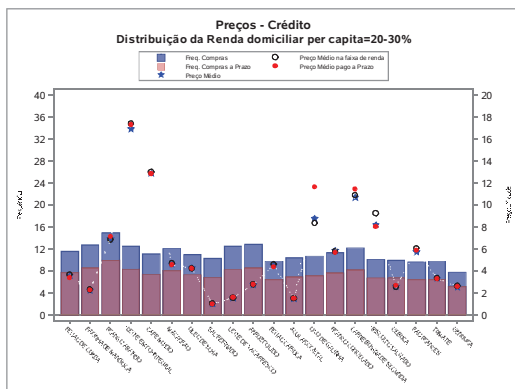
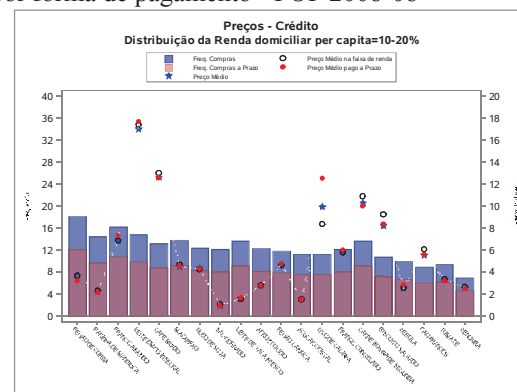
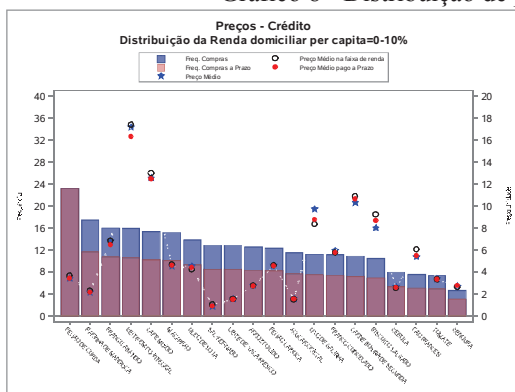
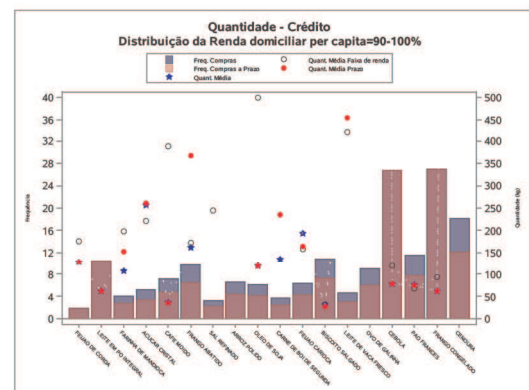
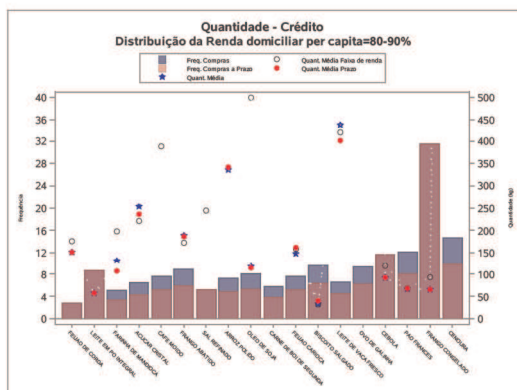
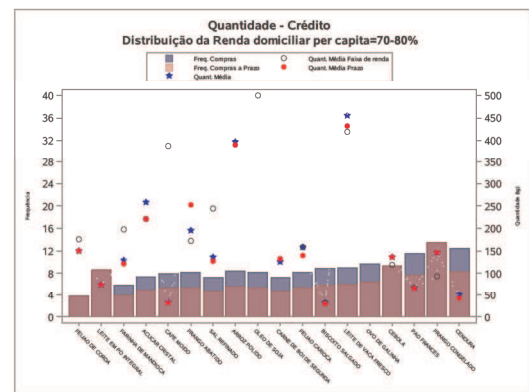
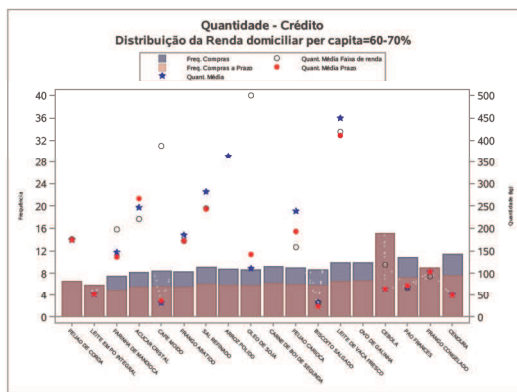
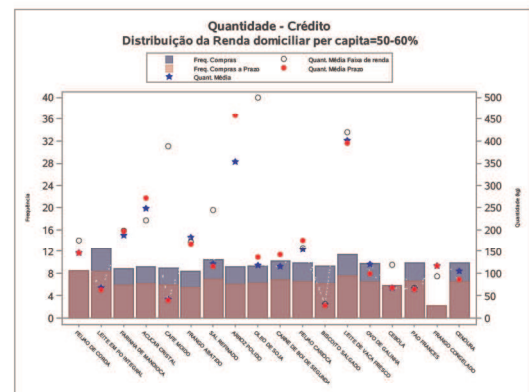
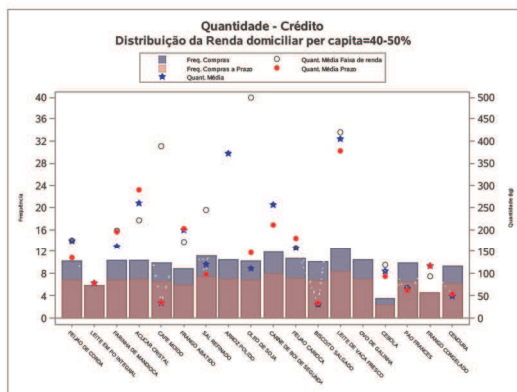
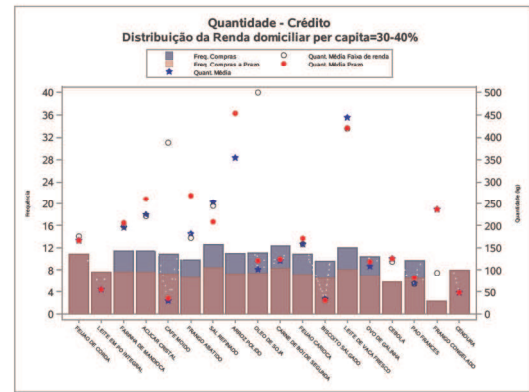
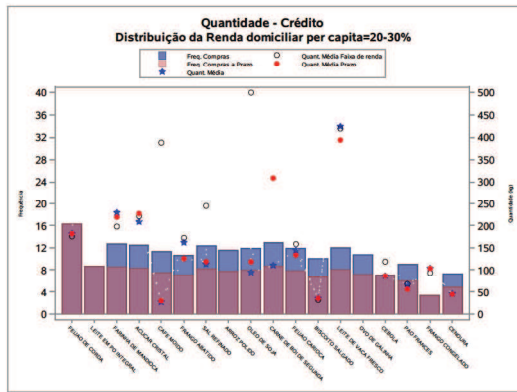
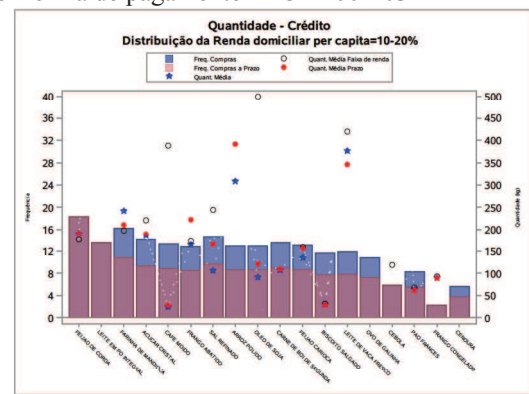
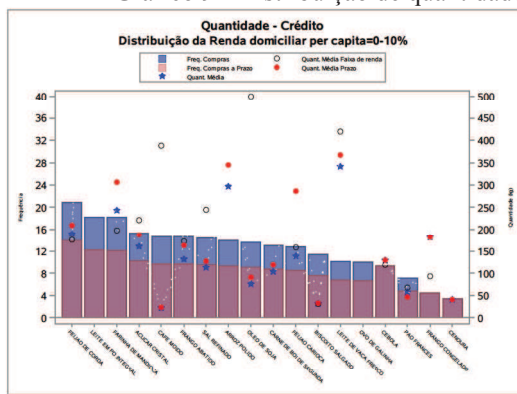


Gráfico 9 - Distribuição de quantidade (kg) dos alimentos por forma de pagamento - POF 2002-03



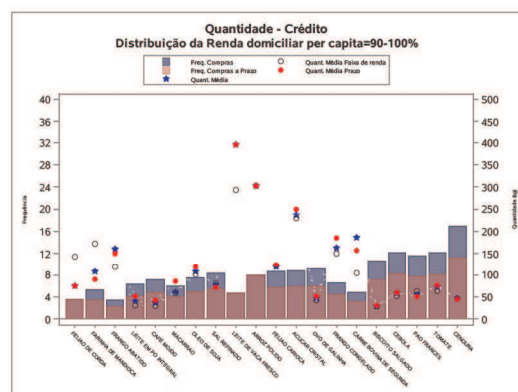
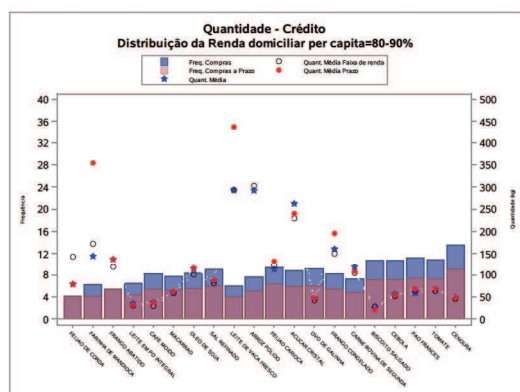
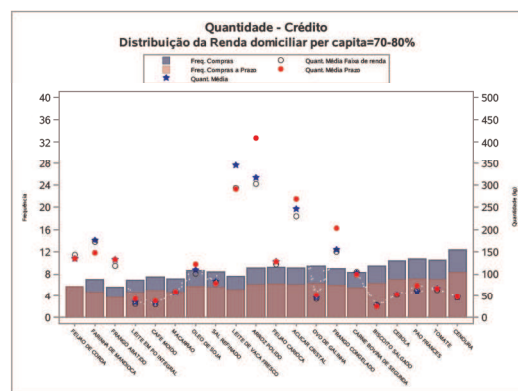
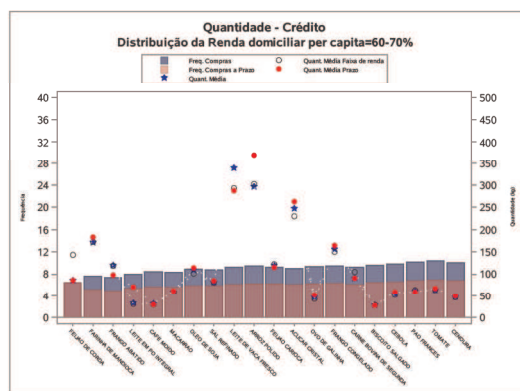
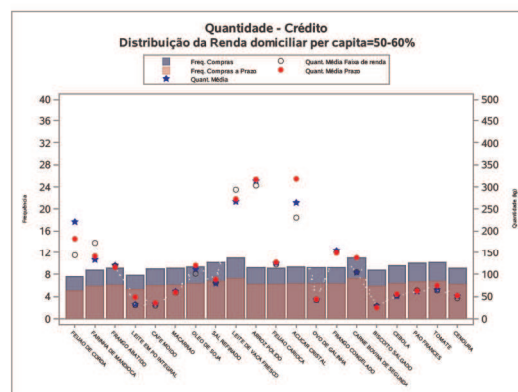
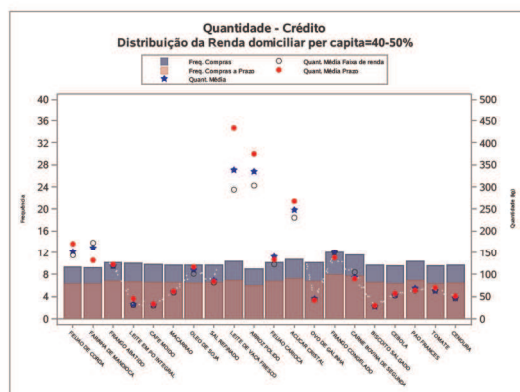
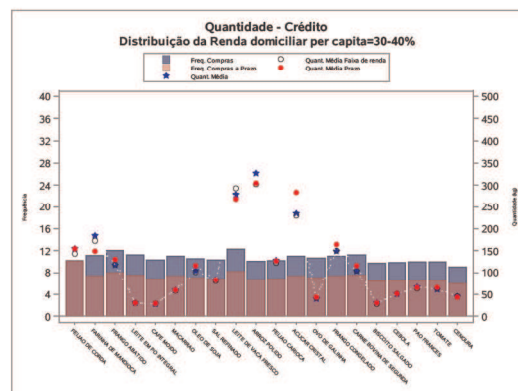
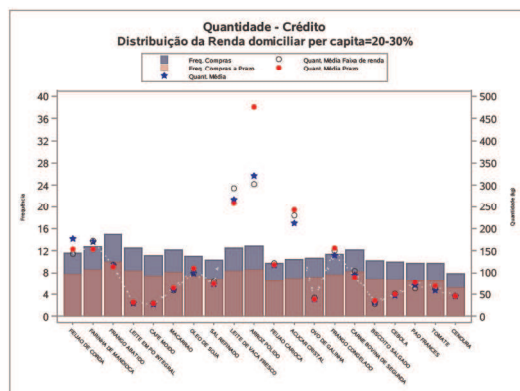
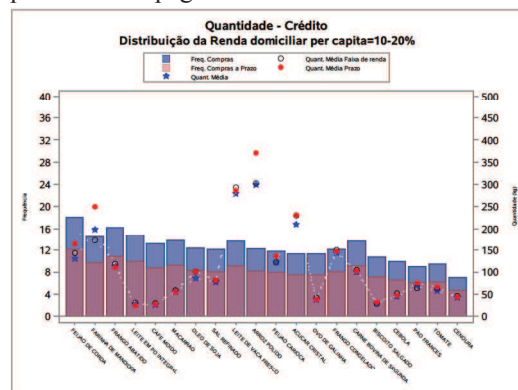
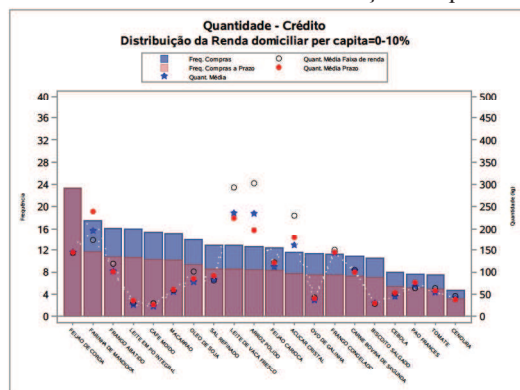
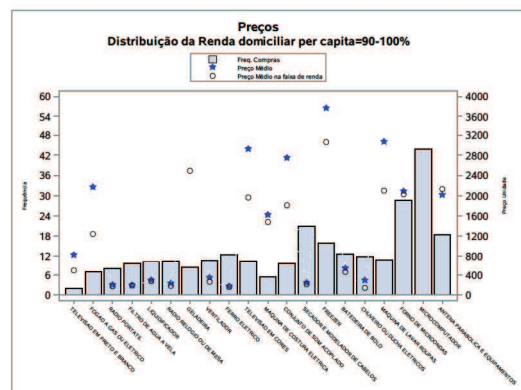
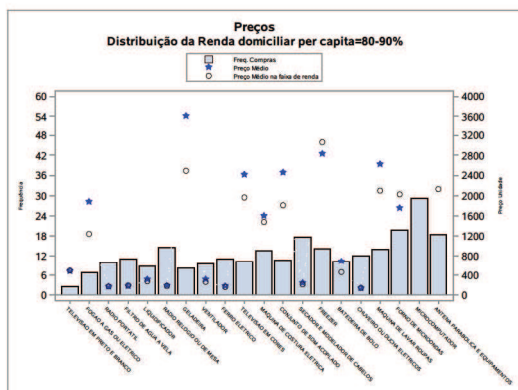
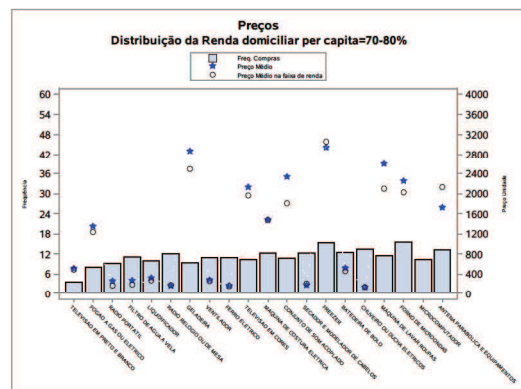
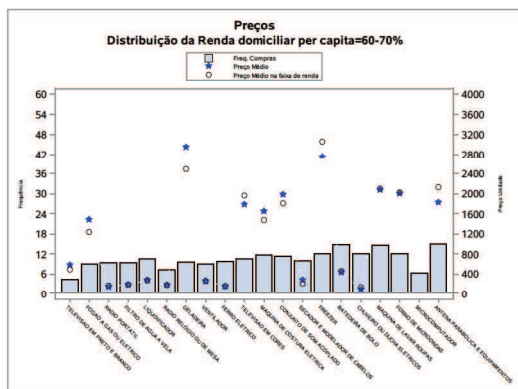
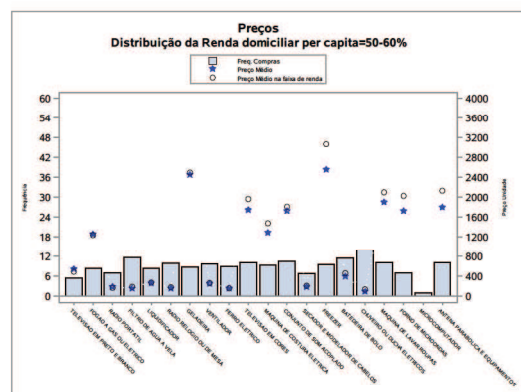
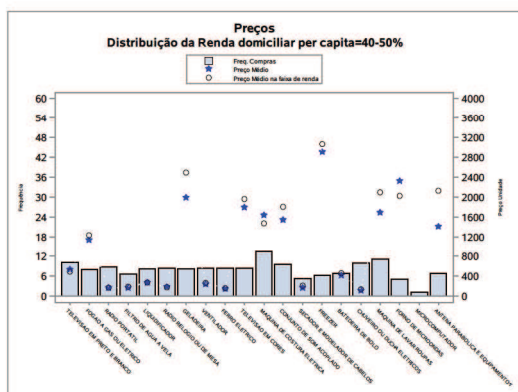
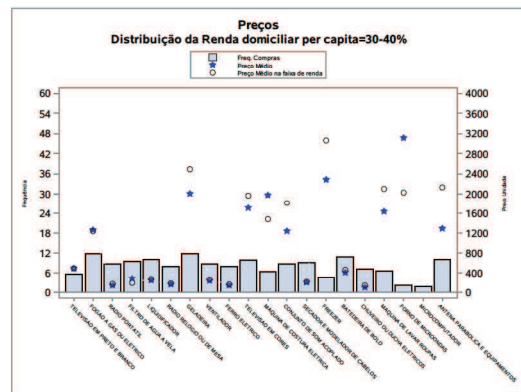
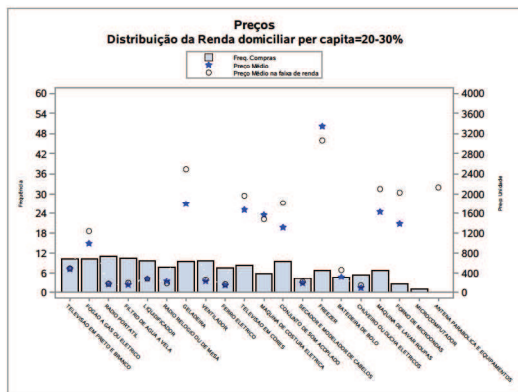
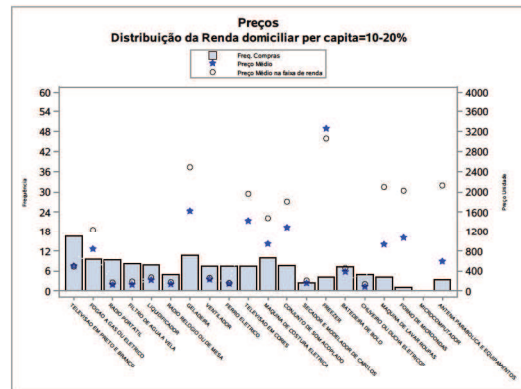
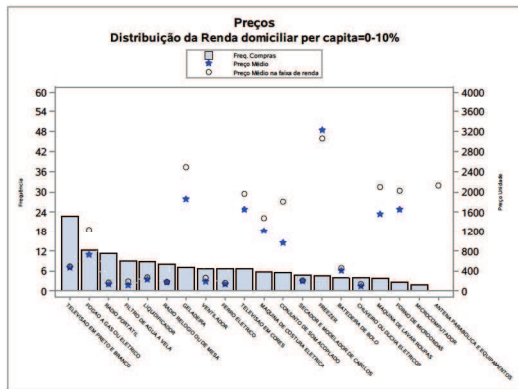


Gráfico 11 - Distribuição despesa com eletroeletrônicos - POF 1995-96



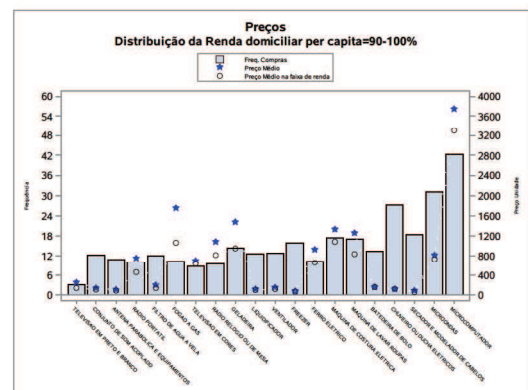
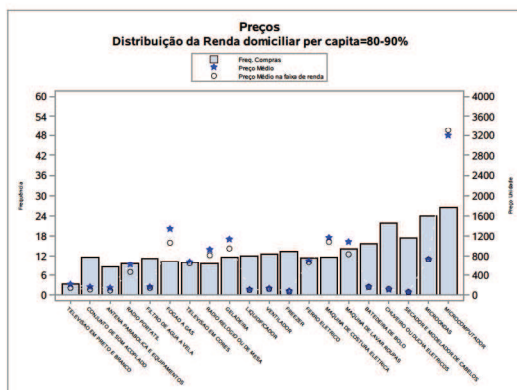
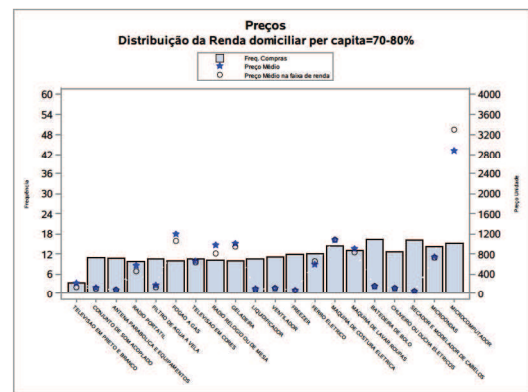
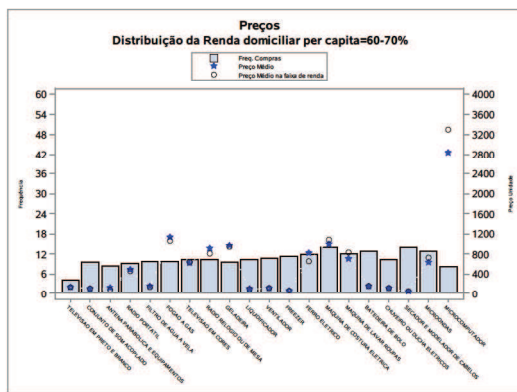
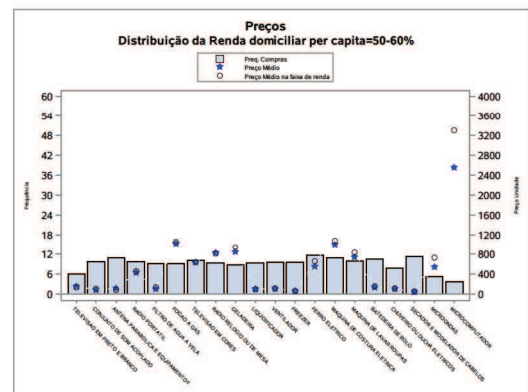
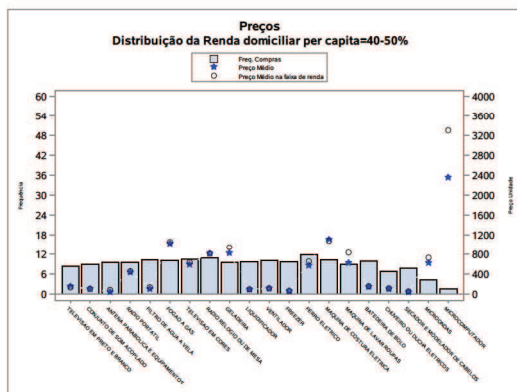
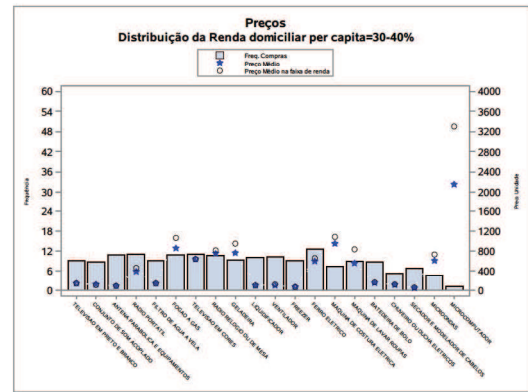
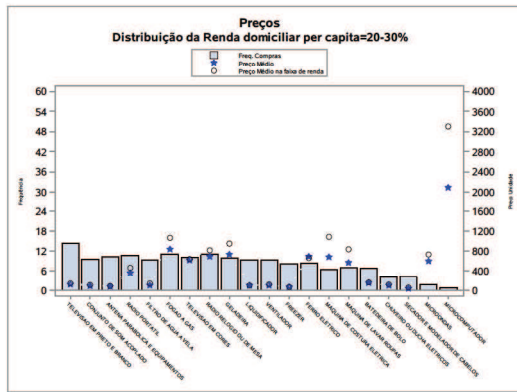
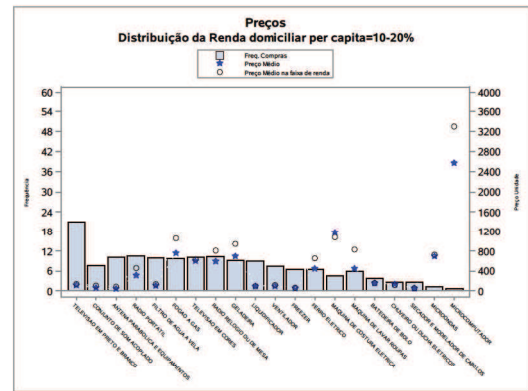
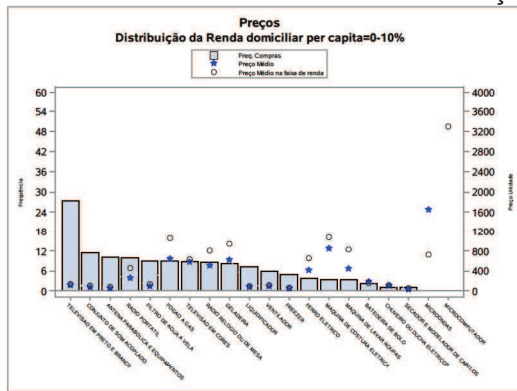
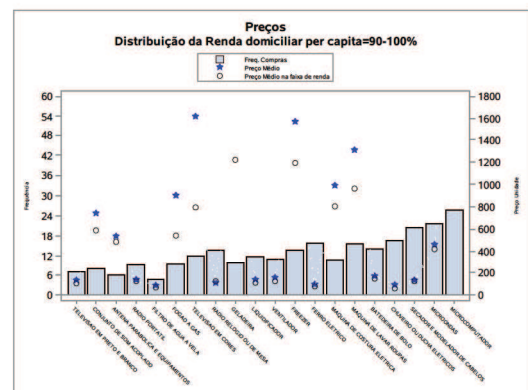
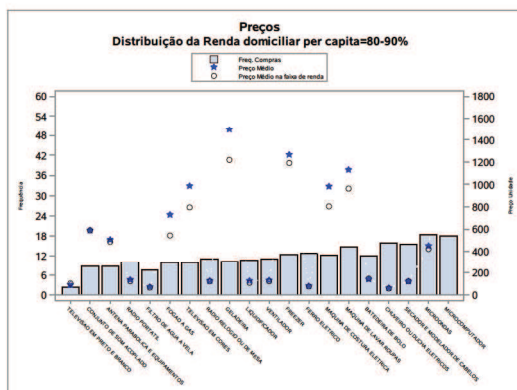
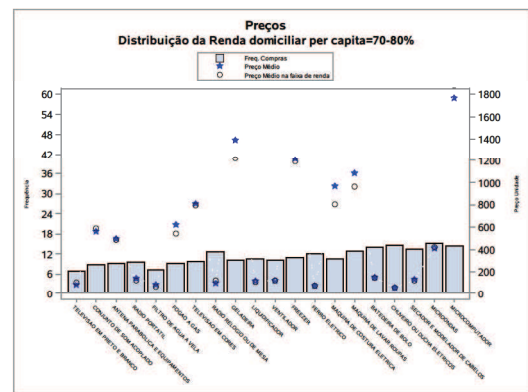
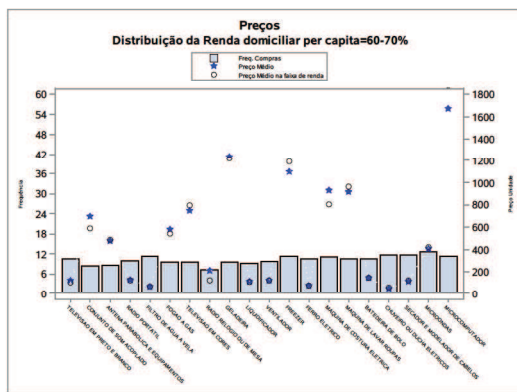
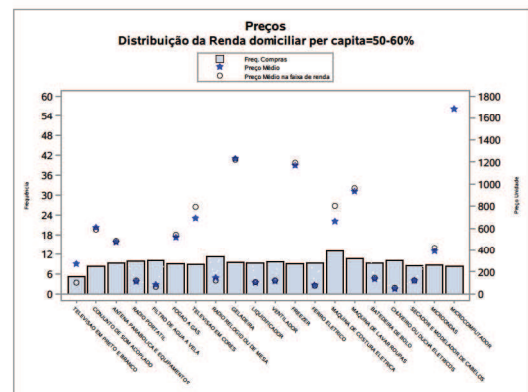
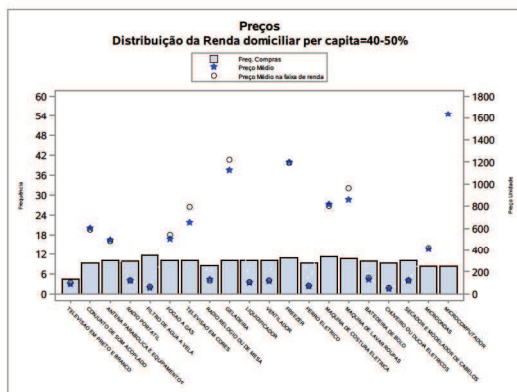
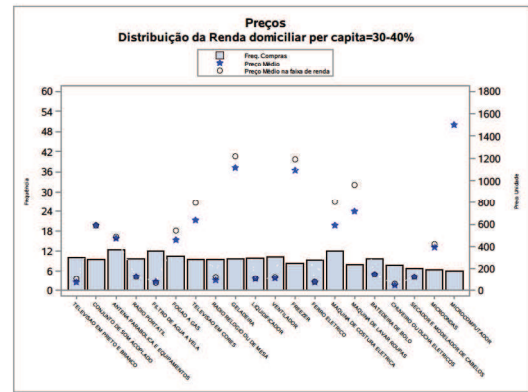
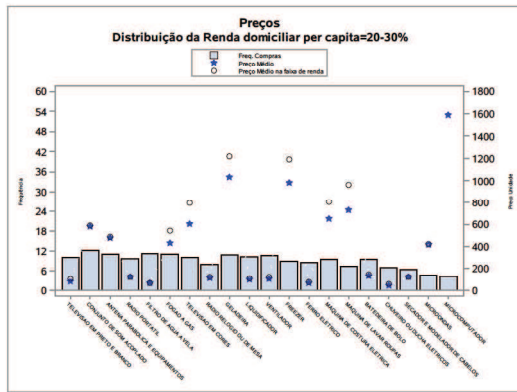
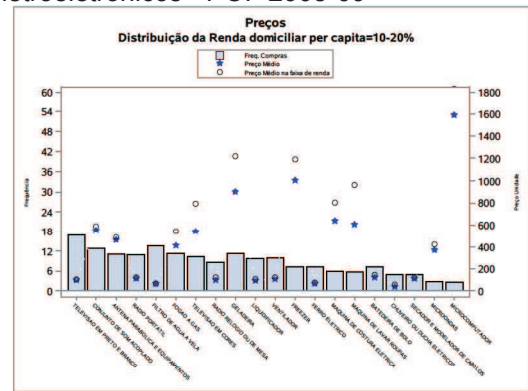
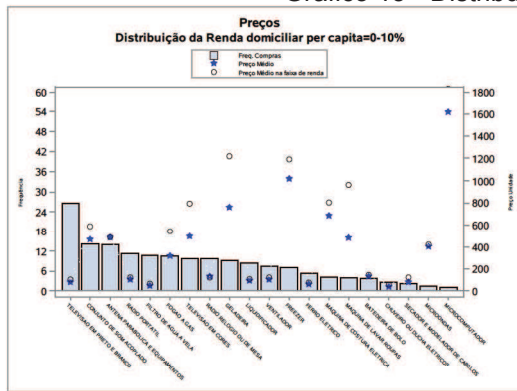
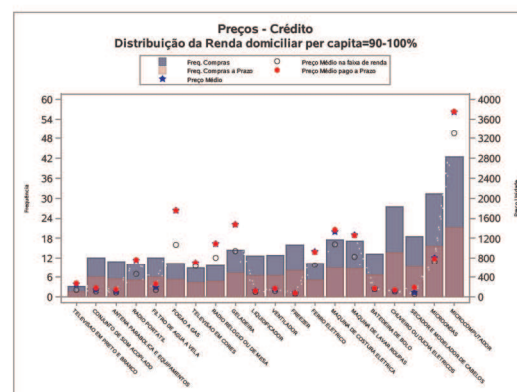
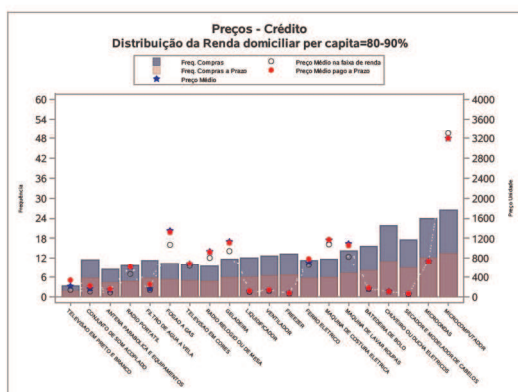
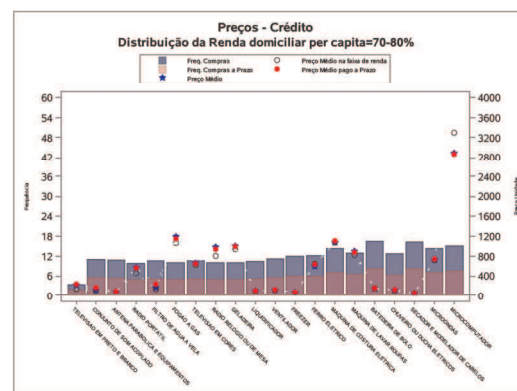
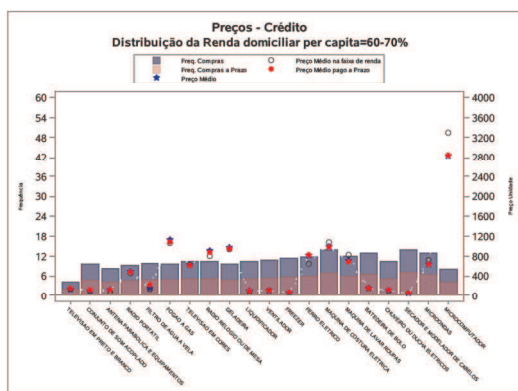
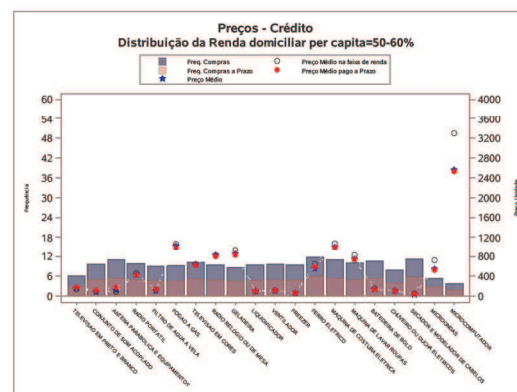
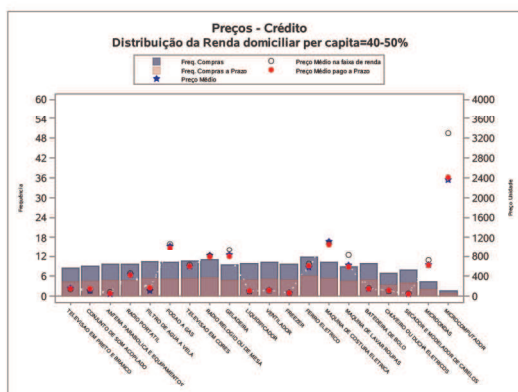
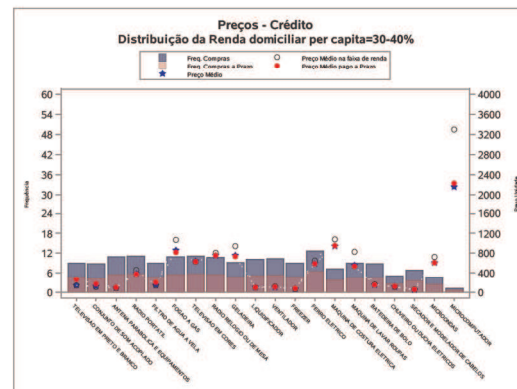
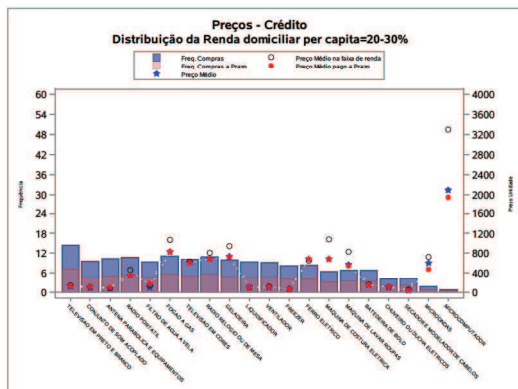
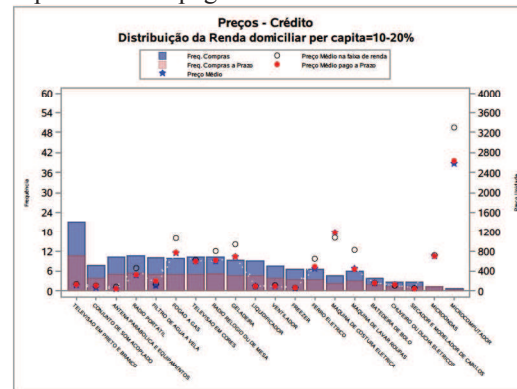
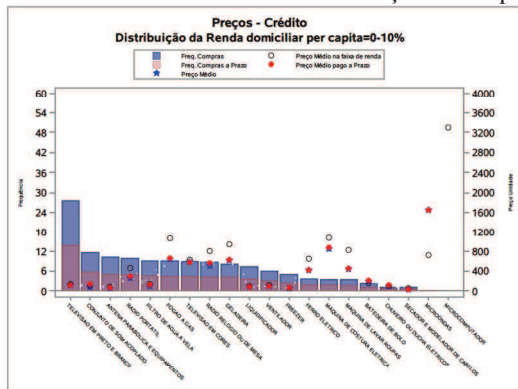


Gráfico 13 - Distribuição despesa com eletroeletrônicos - POF 2008-09





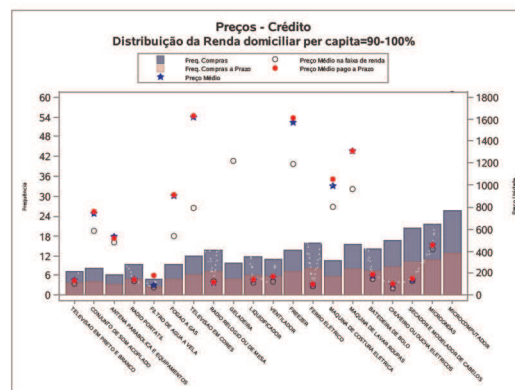
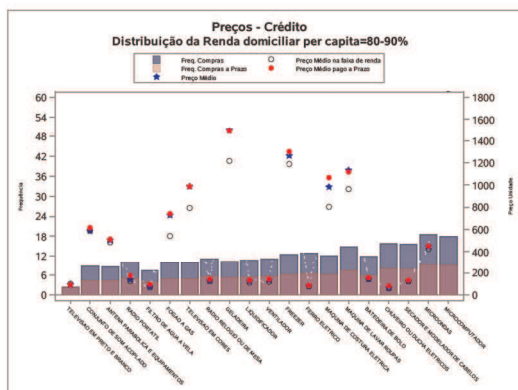
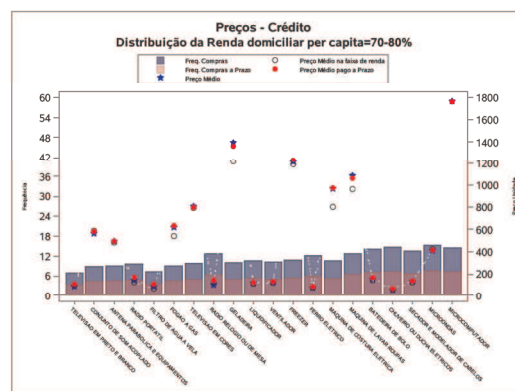
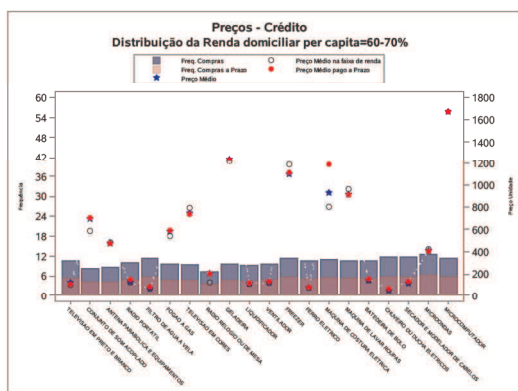
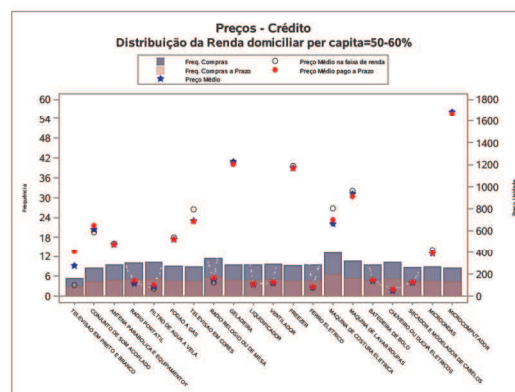
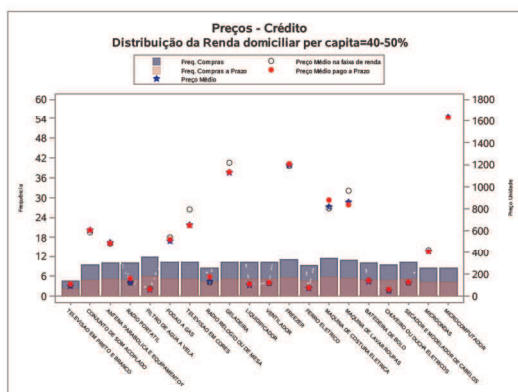
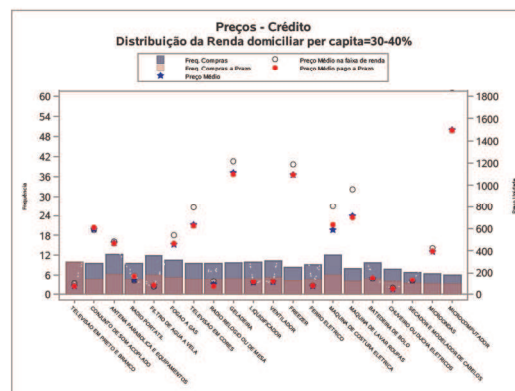
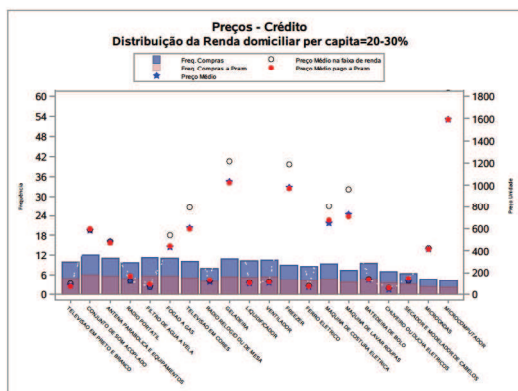
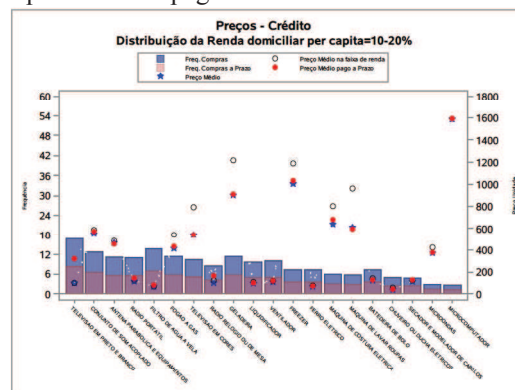
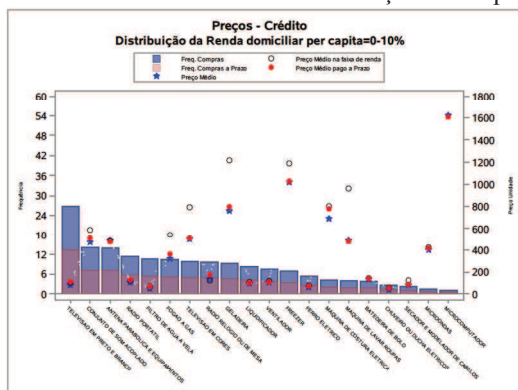


Gráfico 15– Preços e preços contrafactuais alimentos - POF 1995-96

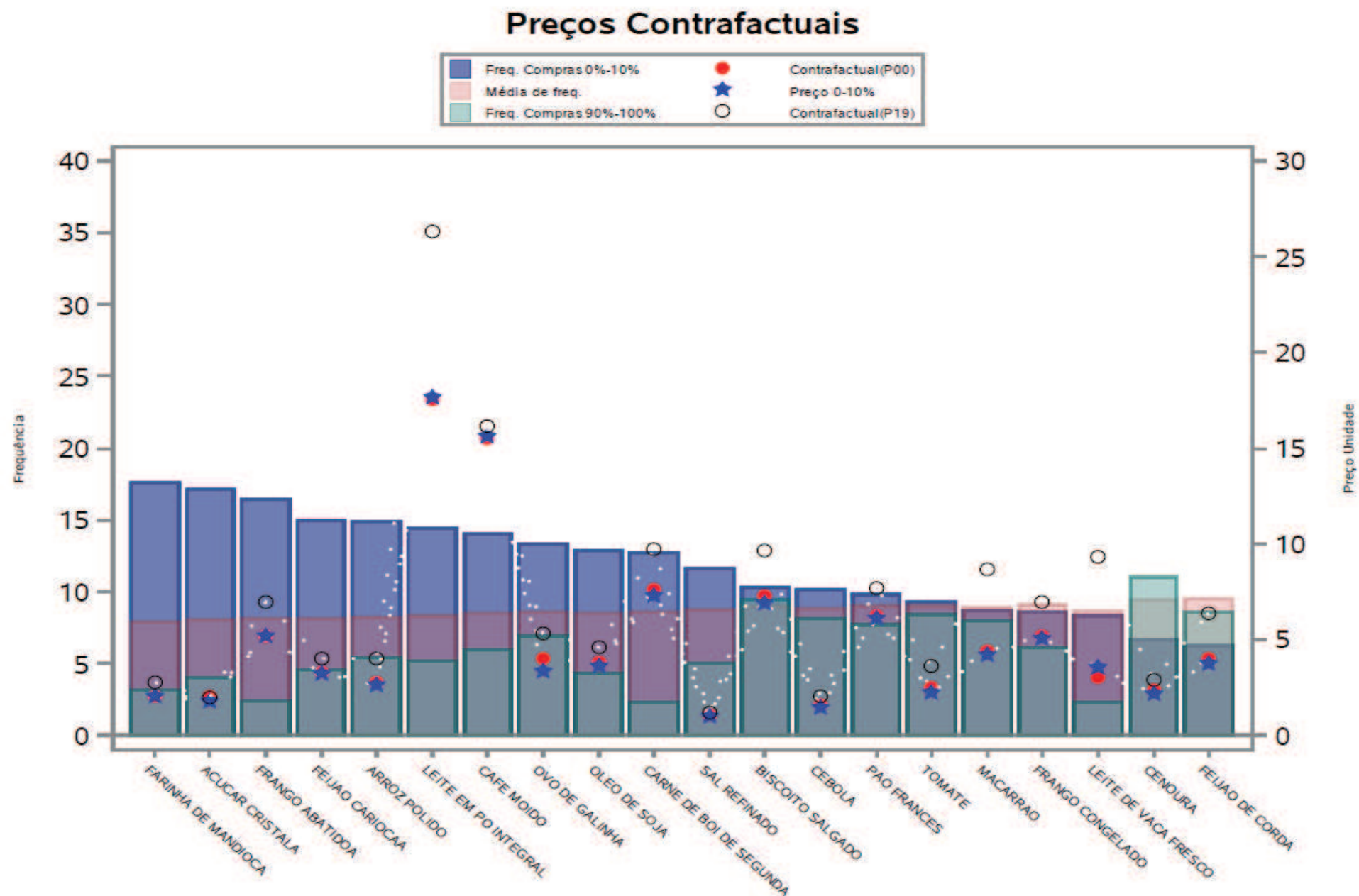


Gráfico 16– Preços e preços contrafactuais alimentos - POF 2002-03

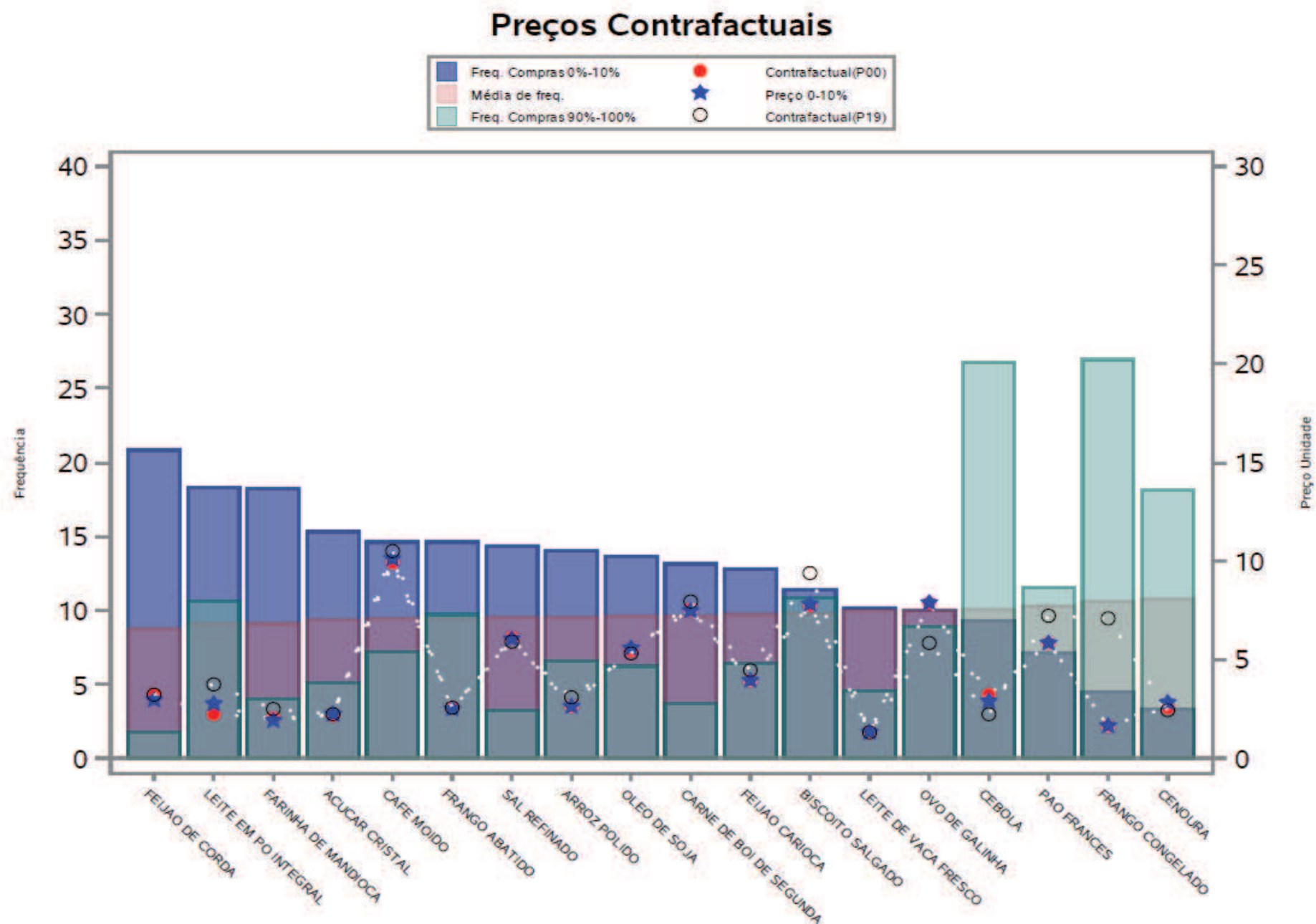


Gráfico 17– Preços e preços contrafactuais alimentos - POF 2008-09

Preços Contrafactuais

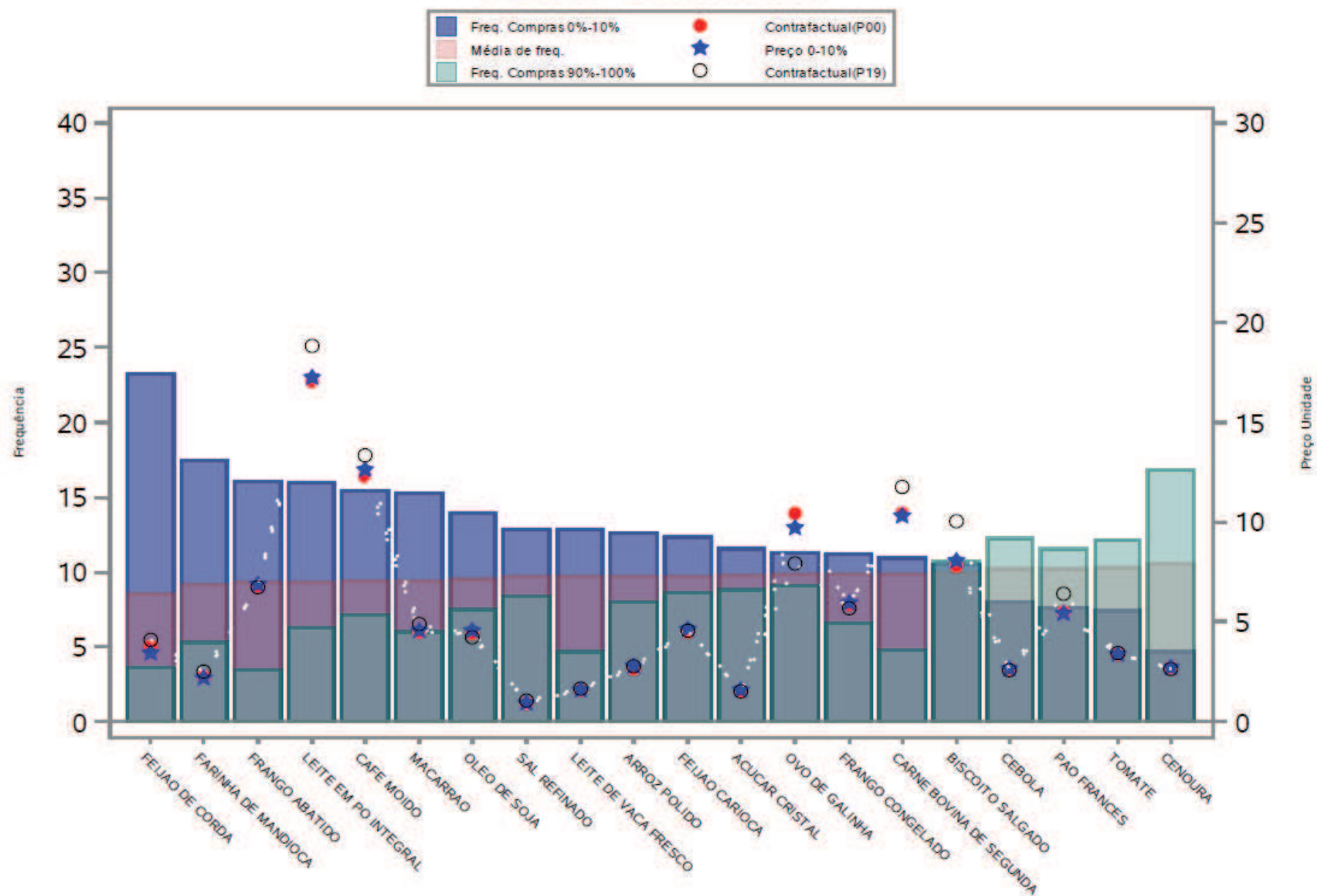


Gráfico 18– Preços e preços contrafactuais eletroeletrônicos - POF 1995-96

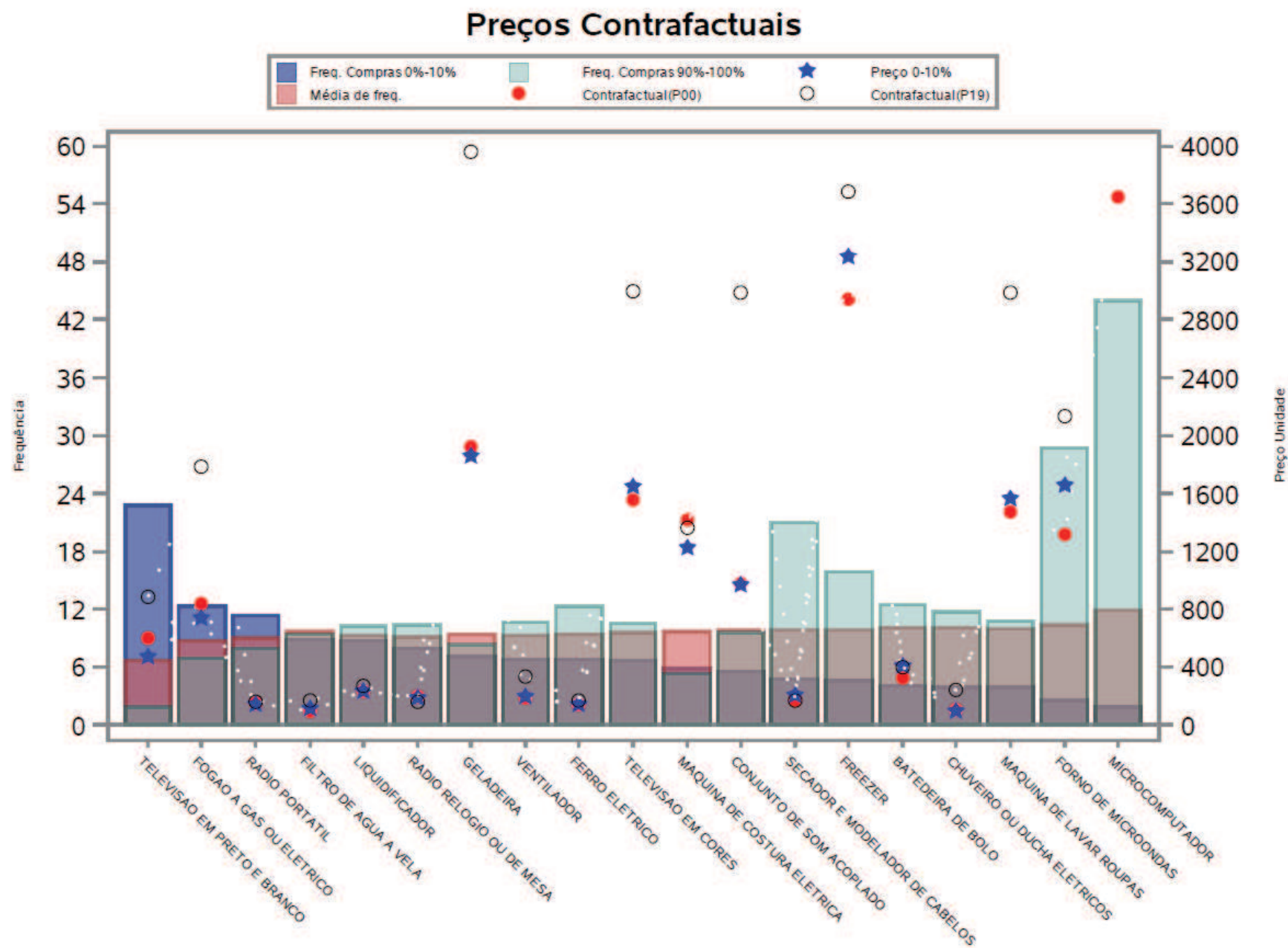


Gráfico 19– Preços e preços contrafactuais eletroeletrônicos - POF 2002-03

Preços Contrafactuais

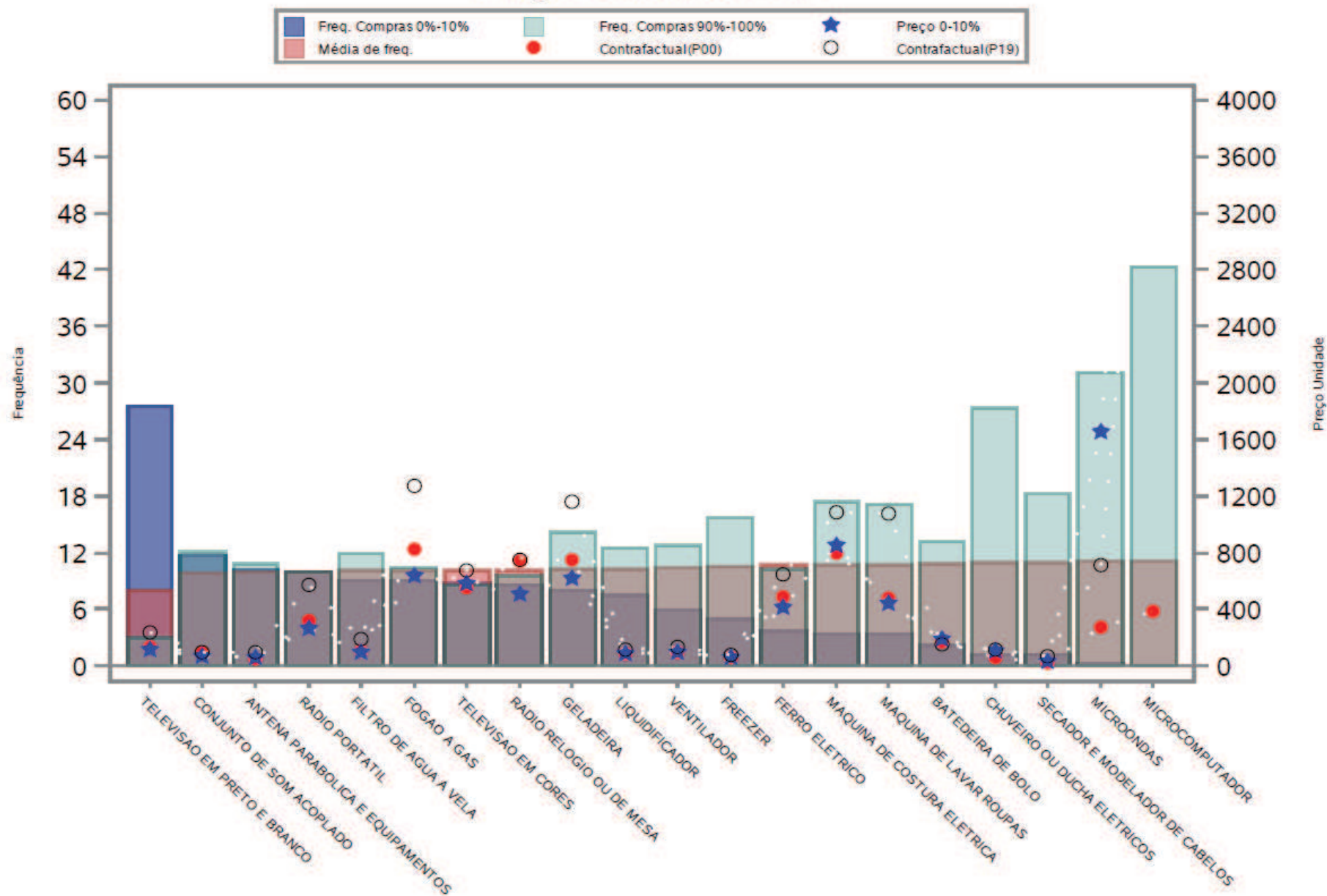
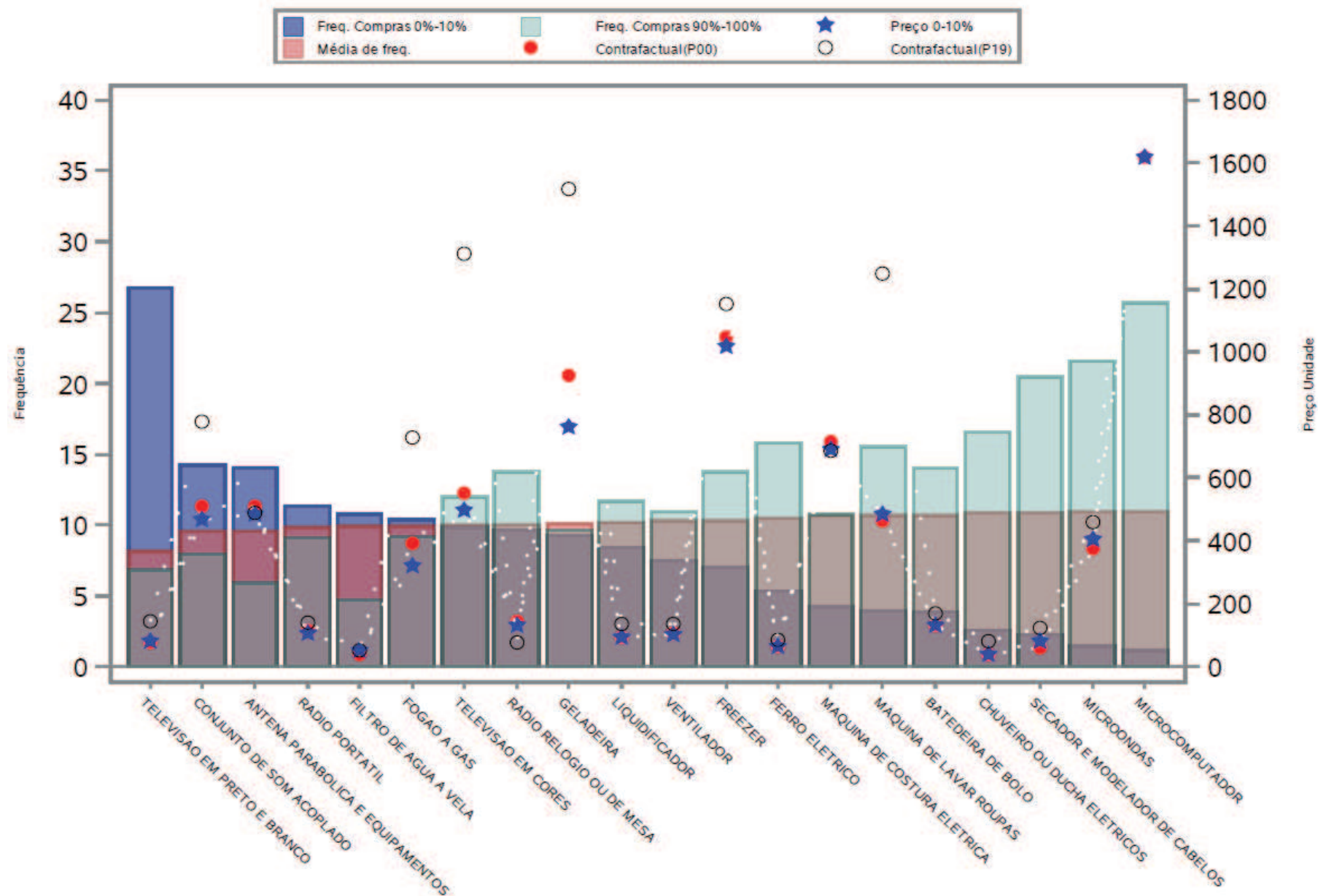


Gráfico 20– Preços e preços contrafactuais eletroeletrônicos - POF 2008-09

Preços Contrafactuais



Poupança precaucionária e aversão ao risco: Impacto da Lei do Crédito Consignado sobre a alocação de ativos das famílias brasileiras

Priscila Fernandes Ribeiro

EESP-FGV/SP

Resumo: A teoria econômica prevê que a incerteza da renda aumenta a poupança precaucional e faz com que as famílias incluam ativos relativamente mais líquidos em suas carteiras. Proteção ao risco e demanda por liquidez são as responsáveis pela escolha do portfólio. Exploramos uma variação quase-experimental induzida pela Lei Federal de crédito consignado para trabalhadores formais, aposentados e pensionistas do setor privado. Utilizando dados da POF 2002-2003 e POF 2008-2009 e um modelo Tobit trivariado generalizado para alocação de ativos, nossos resultados confirmam que as famílias continuam alocando parte de seus recursos em ativos livres de risco, como a poupança, o motivo de precaução, e indicam baixo desejo a exposição ao risco. Tal comportamento é consistente com funções de utilidade dos consumidores que apresentam diminuição da aversão ao risco absoluto e diminuindo a força do motivo precaução (prudência). Nossos resultados são importantes na medida em que os incentivos promovidos pela Lei levou a um aumento no consumo via endividamento e comprometimento da renda familiar, mas não conseguiu promover a mudança no comportamento do consumidor diante do risco. Houve uma preferência para o aumento do consumo, em vez de lucros a partir de política de investimentos em ativos mais arriscados.

Palavras-chave: Poupança; Motivo Precaução; Alocação de Ativos; Lei Federal; Crédito Consignado; Tobit trivariado;

Introdução

Os principais fatos estilizados da situação financeira dos indivíduos nos países em desenvolvimento são a alta volatilidade da renda e o alto custo do endividamento (Collins et al, 2009; Deaton, 1997; Barr, 2012; Banerjee e Duflo, 2007). No entanto, alguns procedimentos legais podem ser adotados para facilitar o acesso dos agentes e das famílias ao sistema financeiro, e a possibilidade de tomada de empréstimos a custos mais baixos.

Essa facilidade de acesso a crédito a custos mais baixos pode permitir que outros recursos monetários da família possam ser liberados para aplicações financeiras com maior risco e de menor liquidez, auferindo a partir destes investimentos, lucros no sistema. A questão que se levanta, portanto, é o uso da dívida ou outros instrumentos do mercado de crédito como mecanismos para lidar com a alocação da riqueza em diferentes tipos de ativos, principalmente ativos com risco, liberando os recursos alocados para momentos de adversidade para ativos de menor liquidez.

Há várias razões para acreditar que as famílias podem enfrentar situações adversas todos os dias, por exemplo, as famílias podem ter gastos inesperados com saúde, concertos de móveis domésticos, reparos no imóvel onde vivem, entre outros. As famílias lidam com esses choques adversos de renda usando uma combinação de poupança, crédito, ou ainda, rede de contatos (familiares ou pessoas próximas) e mudanças no padrão de vida. Avalia-se neste estudo se, devido a possibilidade de uso de um instrumento de crédito mais facilitado e custos mais baixos, a poupança acumulada seria utilizada para aumentar os ganhos futuros em aplicações de menor liquidez e maior retorno esperado (maior risco).

A ausência de acesso ao crédito não só implica uma restrição sobre o consumo corrente, como também pode deslocar o nível de consumo corrente para um nível inferior ao da renda corrente, devido à necessidade de formação de uma poupança precaucionária ou para o financiamento de bens duráveis e indivisíveis (imóveis, microempresas etc.).

A Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF), pesquisa realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), analisa a composição dos gastos e do consumo das famílias segundo as classes de rendimento. O rendimento é composto por uma parte monetária e uma não-monetária. Apesar da necessidade de se poupar por motivos que já foram ditos, o que se observa por uma simples análise da POF, é que o brasileiro realmente poupa pouco. Segundo o IBGE, em 2003, considerando todas as observações, o rendimento médio mensal da família brasileira era de R\$ 1.789,66, enquanto a despesa média mensal era de R\$ 1.778,03. Para 2008, o rendimento médio mensal totalizou R\$ 2.763,47 e a despesa média mensal, R\$ 2.626,31. O IBGE divide os rendimentos em 10 classes: até R\$ 400, mais de R\$ 400 a R\$ 600, mais de R\$ 600 a R\$ 1.000, e assim por diante. Em 2003, para classes de rendimento até R\$ 3.000,00 as despesas superaram os rendimentos.

A literatura tem tentado explicar o comportamento das famílias em condições de renda adversas sob a ótica da poupança de precaução e, além disso, o acesso ao crédito. Por exemplo, Caner e Wolff (2004), mostram que certos ativos têm liquidez em momentos econômicos adversos e que as famílias tendem a reter poucos ativos. Por exemplo, Biggs (1998) aponta que redes de contato facilitam ascensão e suporte social.

Tradicionalmente, a literatura sobre a suavização de consumo tem se preocupado em explicar como a restrição ao crédito tem impacto positivo sobre a poupança precaucional (Deaton, 1991; Rosenzweig e Wolpin, 1993; Besley, 1995). A poupança precaucional se dá principalmente pela percepção de incerteza em relação a renda futura. Neste caso, a poupança precaucional é utilizada como um “colchão” para manter o consumo estável nestes períodos de incerteza. Assim, e caso as famílias não tenham acesso ao mercado de crédito, a precaução se traduz em aumento de ativos líquidos e de baixo risco.

Estimativas sobre o tamanho da poupança precaucionária variam bastante, de 50% da riqueza (Carroll e Samwick 1997, 1998) para valores inferiores a 10% da riqueza (Hurst, Lusardi, Kennickell e Torralba 2010) moderada para valores ainda menores (Skinner, 1988). A principal dificuldade em mensurar a poupança precaucionária é encontrar medidas de incerteza sobre a renda ou o consumo. Gomes e Ribeiro (2015) encontram estimativas para o tamanho da poupança precaucionária para os Estados Unidos entre 0,5% e 6,5%, estimando a incerteza em relação ao consumo, enquanto muitos trabalhos focam na incerteza em relação a renda.

Lusardi e Kennickell (2004) mostram outros tipos de riscos que podem também afetar as famílias, tais como situações de emergência domésticas e perda de emprego. A poupança precaucionária é uma forma de proteção contra reduções abruptas e inesperadas do consumo futuro devido a choques adversos na renda do consumidor. Neste sentido, é importante frisar que a restrição ao crédito está na raiz da demanda por poupança precaucionária. Caso contrário, uma necessidade eventual de recursos acima da renda corrente poderia ser satisfeita por meio de empréstimos temporários.

O motivo precaução, combinado com a existência de restrição de crédito, é outro argumento teórico para que a taxa de poupança oscile no ciclo da vida. Isto porque a demanda por poupança precaucionária aumenta com o grau de aversão ao risco e a incerteza em relação ao fluxo de renda futura, os quais não se mantêm constantes com o avançar da idade. É concebível que logo no começo da vida os indivíduos poupem para formar de imediato um buffer stock que permita suavizar consumo frente a choques adversos. Após alcançado o estoque ótimo de poupança precaucionária, toda a renda passaria a ser alocada no consumo.

Embora as hipóteses de restrição de crédito/poupança precaucionária confirmem ao modelo básico do ciclo da vida/renda permanente o realismo necessário para reproduzir o paralelismo entre renda e consumo de bens não duráveis, elas também produzem previsões incompatíveis com outros importantes fatos

estilizados. Em especial, a acumulação de ativos financeiros líquidos logo no início do ciclo da vida, a título de poupança precaucionária, é contestada pela evidência empírica de que os jovens carregam muito pouco destes ativos em carteira, migrando para estes apenas em uma fase mais avançada de suas vidas; ainda assim, apenas a título de poupança para a aposentadoria.

A literatura sobre a poupança precaucionaria há muito contribuiu para relacionar o papel da poupança e do crédito como instrumentos utilizados para auxiliar os indivíduos a suavizar consumo na presença de choques adversos na renda. Em princípio, o crédito é simplesmente uma forma de poupança negativa. Os autores normalmente argumentam que consumidores com restrição ao crédito precisam manter para de sua poupança em ativos líquidos (*buffer stocks*) para se precaver de mudanças bruscas de consumo devido à queda na renda. Por outro lado, mesmo sem restrição ao crédito, o consumidor pode preferir alocar toda a sua poupança em ativos líquidos, dependendo do seu grau de aversão ao risco e o grau de impaciência (desprezando o custo de alocação).

Outra literatura, mais recente, sugere que os indivíduos não enfrentam apenas restrição ao crédito, mas também um mercado de poupança restrito devido a necessidade de formalização para abertura de contas bancárias, autocontrole para consumo e outras demandas que limitam a capacidade de formar a poupança doméstica (Burgess e Pande, 2005; Ashraf et al, 2006; Brune et al, 2011; Dupas e Robinson, 2013). Por exemplo, mesmo nos Estados Unidos, 8,2% de todos os domicílios não apresentam indivíduos com conta bancária (Washington, 2006).

A teoria da poupança de precaução não explica por que aquelas famílias mais susceptíveis a enfrentar choques adversos, como as famílias de baixa renda, tendem a manter pouca ou nenhuma poupança. Alguns autores argumentaram que os programas de bem-estar desencorajam o acúmulo de poupança, bem como a falta de conhecimento sobre o funcionamento dos principais mecanismos de crédito. (Hubbard, Skinner e Zeldes 1995).

Desta forma, famílias sem poupança ou uma rede de apoio podem contrair empréstimos para lidar com emergências, ou seja, segmento de crédito às famílias pode substituir a poupança de precaução. Estes produtos de crédito incluem cartões de crédito e empréstimos (pago a prestações). De forma geral, a literatura tem argumentado que famílias utilizam os recursos disponíveis no mercado de crédito para reforço no orçamento em momentos adversos.

Na década passada, houve no Brasil maior flexibilização e abertura do sistema financeiro no que se refere a concessão de crédito, principalmente impulsionado pela Lei do Crédito Consignado, iniciado em 1990 com os servidores públicos e posterior extensão em 2003 para trabalhadores formais, aposentados e pensionistas do INSS.

Neste sentido, é importante levantar que a maior facilidade ao crédito pode ter promovido uma redistribuição da alocação de recursos entre ativos financeiros com risco, como ações, e ativos sem risco,

como a poupança. Isso porque, com a dificuldade de se obter crédito, havia a necessidade por parte das famílias em manterem recursos para eventuais contratempos, a partir possibilidade de obtenção do crédito mais barato e fácil, diminuindo a poupança.

Desta forma, o que se sugere é que crédito e poupança são utilizados como instrumentos complementares para suavização de consumo e a escolha de alocação irá depender do grau de aversão ao risco, do coeficiente de substituição intertemporal e do grau de impaciência do consumidor. A alocação da poupança precaucional, sujeita a existência do crédito consignado mais facilitado e a custo menor, poderá ser feita para ativos mais arriscados e menos líquidos (renda variável ou imóvel) ou ainda alocado para consumo de curto prazo. A facilidade de se conseguir recompor reservas para emergências poderá ser feita com o crédito consignado, destinando a poupança pré-existente para outros investimentos ou consumo.

A possibilidade de obtenção de crédito de forma mais rápida e barata pode ter alterado a forma como o consumidor dispõe de seus recursos ao longo do tempo e o risco que ele está disposto a tomar. Portanto, as novas regras de crédito iniciadas em 2003 para trabalhadores formais, aposentados e pensionistas do INSS podem ser um instrumento útil para avaliar esse comportamento.

Gollier (2006) argumenta que as preferências ao risco também podem ser influenciadas por um acesso limitado aos mercados de crédito, uma vez que restringe a capacidade das famílias para transferir o risco ao longo do tempo. Restrições ao crédito tornam o investidor mais avesso ao risco no que tange a preocupação de que ainda haverá restrição no futuro, onde a renda é incerta e poderá ocorrer choques econômicos negativos (Grossman e Vila, 1992; Paxson 1990; Teplá 2000).

Com as restrições e fricções do mercado de crédito, a poupança precaucional pode ter um peso significativo na composição do portfólio do consumidor. Com a alteração de regras e maior facilidade de obtenção de crédito, a alocação pode ter alterado, a depender dos coeficientes de aversão a risco, impaciência e alocação de consumo entre os diferentes estados da natureza.

A Lei do Crédito Consignado permite o relaxamento das restrições ao crédito, seja quanto a facilidade de obtenção (devido ao maior controle quanto ao pagamento) seja pelo baixo custo frente a outras opções de crédito, os consumidores têm a possibilidade não só substituir para a poupança precaucional, mas também podem optar por aumentar o nível de consumo e/ou investimentos mais arriscados.

Neri et al. (2004) que explica o porquê de se poupar durante a vida e suas implicações na terceira idade utilizando dados da Associação Brasileira de Crédito e Poupança (ABECIP) de 1987. Já Sant'Anna et al. (2009), utiliza a POF 2002-2003 para levantar a questão de quem poupa mais no Brasil, se ricos ou pobres. Para isso, estimou-se a relação entre a taxa de poupança e a riqueza e concluíram que utilizando a educação como instrumento, os ricos poupam um percentual maior da renda que os pobres, porém com todos os outros instrumentos os pobres poupam um percentual maior que os ricos.

Considerando a importância da poupança, o estudo procura entender como as famílias brasileiras alocam parte do rendimento que não foi gasto e analisa o que influenciaria essa escolha, considerando a renda das famílias, a própria decisão de investir e o acesso ao mercado de crédito.

Além dessa introdução, o trabalho tem outras duas seções. A seção 2 traz a evolução da Lei de Crédito Consignado, a metodologia e a descrição dos dados, e apresenta os resultados econométricos. A seção 3 desenvolve a parte empírica do trabalho. A seção 4 conclui.

Crédito consignado para o setor privado

O empréstimo consignado é uma modalidade de crédito pessoal em que os pagamentos referentes às parcelas do empréstimo ou financiamento são descontados automaticamente da folha de pagamentos do tomador e creditados à instituição financeira prestadora. O desconto e a transferência são feitos pela empresa ou órgão que paga os vencimentos ao tomador e perduram até a quitação do contrato de empréstimo. A consignação permite que o tomador ofereça parte do seu fluxo de rendimentos futuros como garantia, reduzindo o risco de inadimplência, possibilitando a aplicação de uma taxa de juros sobre o montante emprestado menor e o alongamento do prazo para pagamento.

A possibilidade deste tipo de operação está prevista em lei para os servidores públicos federais, aposentados e pensionistas através do artigo 45 da Lei n. 8.112 de 11 de dezembro de 1990 e regulamentada pelo Decreto n. 2.784 de 18 de setembro de 1998, quando foi concedido a autorização para consignações, com limite de até trinta por cento da renda mensal.

Em 2003, no entanto, a legislação foi estendida para os trabalhadores formais, aposentados e pensionistas do setor privado por meio da Medida Provisória (MP) n. 130 de 17 de setembro de 2003, convertida em Lei n. 10.953, em 2004. As operações permitidas por essa Lei, são entre outras, empréstimos e financiamentos além de operações de arrendamento mercantil, autorizado com descontos em folha de pagamentos. Ao incluir as operações de arrendamento mercantil e financiamento, a Lei permite que sejam feitas compras de bens duráveis e automóveis sem que seja necessário a aquisição de empréstimos diretamente com a instituição financeira.

Para trabalhadores Formais (CLT)

A sistemática foi regulamentada pelo Decreto n. 4.840 de 17 de setembro de 2003. Estipula-se que durante o período de amortização, as parcelas devem ser fixas e o que montante, adicionados de custos da aquisição do empréstimo não devem ultrapassar trinta por cento do rendimento líquido mensal do adquirente.

O empregador, neste caso, é apenas um informante da situação do adquirente, apenas informando operações consignadas anteriores e data de pagamento e transferindo o valor das parcelas às instituições financeiras. Para a conclusão da operação, também é necessário que o empregador confirme a possibilidade de efetuar os descontos em folha, a assinatura do contrato entre mutuário e instituição financeira e a autorização do funcionário para o empregador efetuar os descontos em folha.

Para o caso de demissão, a Lei prevê que o empregador repasse até 30% do valor rescisório para abatimento das parcelas do consignado. Caso este repasse ainda não seja suficiente para liquidação do contrato, o pagamento será feito pelo adquirente diretamente à instituição financeira. Desta forma, a operação volta a ser uma operação normal de crédito, uma vez que se perde a garantia pois o mutuário tem o poder sobre o pagamento.

Desde o início da criação da Lei, as normativas sobre o consignado para funcionários celetistas não sofreram grandes alterações, a exceção se faz em 2006 quando houve mudanças sobre a possibilidade de parcelas variáveis.

Aposentados e pensionistas do INSS

Para aposentados e pensionistas, a regulamentação sobre o crédito consignado fica a cargo do INSS, por meio de suas instruções normativas.

O primeiro conjunto de instruções foi a Instrução Normativa n. 97 INSS/DC em 19 de novembro de 2003, que vigorou até outubro de 2004. Por essa instrução fica estabelecido que podem ser consignados benefícios de aposentadoria e pensão por morte, exceto aqueles concedidos em caráter assistencial, pensão alimentícia ou recebidos por representantes legais do beneficiário. O valor disponível do benefício será aquele após incidência descontos legais e jurídicos, outras consignações (empréstimos, financiamentos e arrendamentos mercantis) contratadas anteriormente. O valor máximo comprometido não deverá ultrapassar o valor máximo de 30% do benefício disponível mensalmente.

Bem como o empregador no caso do funcionário celetista, o INSS é o responsável a margem consignável, fazer descontos referentes a amortizações do consignado e fazer transferências para as instituições financeiras.

O segundo conjunto de instruções normativas se inicia com a Instrução Normativa n. 110 INSS/DC, de outubro de 2004 e que vigorará até julho de 2005. Neste conjunto se estabelece um teto de 36 meses para o prazo das operações consignadas, além de permitir o descasamento entre instituição pagadora do benefício e a instituição consignatária e operações utilizando cartão de crédito por meio da Reserva de Margem Consignável (RMC). A RMC tornou o crédito consignado mais atrativo, uma vez que permitiu a utilização do recurso em lojas e estabelecimentos que são ao mesmo tempo financiadoras e vendedoras de bens, ampliando o escopo das operações com crédito consignado, e dando a opção ao tomador escolher a taxa de juros do crediário e a do cartão de crédito.

Em primeiro de julho de 2005, após a suspensão de novas concessões de crédito consignado devido a suspeitas de fraudes e assédios das instituições financeiras sobre os aposentados e pensionistas, foi lançada a Instrução Normativa n. 121 INSS/DC, que vigorou até janeiro de 2008. As operações devem seguir as normas de CMN e todas as operações devem respeitar o Código de Defesa do Consumidor. Outro avanço da Normativa foi estabelecer um limite para a taxa de juros (2,6% para empréstimos e financiamentos e 3,5% para operações com cartão de crédito).

O último grupo de medidas começou a vigorar a partir da Instrução Normativa n. 28 INSS/PRES de maio de 2008 até primeiro de abril de 2009. A principal mudança é quanto ao limite de consignação de empréstimos, sendo proibidas as modalidades de financiamentos e arrendamento mercantil. Quanto ao prazo da operação, fica estabelecido um teto máximo de 60 meses para pagamento do empréstimo. Os empréstimos serão feitos diretamente com a instituição financeira ou representantes da instituição.

Metodologia

Analisa-se o total da alocação financeira e a escolha entre os diferentes ativos com risco (como ações e aplicações financeiras) e ativos sem risco (como a poupança) para os domicílios brasileiros e como essa alocação se alterou devido a criação da Lei do Crédito consignado.

Para os consumidores com riqueza financeira positiva, s^* será a proporção desta riqueza alocada em ativos com risco (ações) e $(1 - s^*)$ a proporção da riqueza financeira alocada em ativos sem risco (poupança). Com a maior facilidade de se obter crédito a custos mais baratos, analisa-se o comportamento da alocação da poupança entre as diferentes formas disponíveis de se alocar riqueza.

A proporção da riqueza financeira que a família deseja alocar em cada um dos ativos pode ser endógena, dependendo das características intrafamiliares e da renda corrente do domicílio, já que se assume que a decisão de alocação é uma escolha doméstica. Além disso, há custos de transação (não-observados, ϵ) associados aos dois tipos de ativos, e por isso, segundo Nelson (1977) pode haver limitantes quanto ao percentual da riqueza alocado.

Mayshar (1981) e Angel e Edin (1990) argumentam que esses custos afetam somente a escolha entre ativos com risco e sem risco, mas não a demanda total de ativos financeiros (com risco e sem risco), isso devido aos custos fixos inerentes as operações financeiras envolvidas, seja nas operações de risco, seja nas operações sem risco, sendo, portanto, específicas de cada indivíduo pois depende apenas de como ele irá alocar a renda.

A abordagem, portanto, leva em conta o problema de variáveis latentes em relação ao total que se quer alocar em cada tipo de ativo financeiro:

$$\begin{aligned} \alpha_i^* &= \beta_0 + \beta_1 R_i + \epsilon_i & (1) \\ \alpha_i^* &= \beta_0 + \beta_1 R_i + \epsilon_i & (2) \\ \alpha_i^* &= \beta_0 + \beta_1 R_i + \beta_2 R_i^2 + \beta_3 R_i^3 + \beta_4 R_i^4 + \beta_5 R_i^5 + \epsilon_i & (3) \end{aligned}$$

Os termos de erros, ϵ_i , η_i e ϵ_i representam a heterogeneidade entre os domicílios. A demanda por ativos depende da renda da família:

$$\alpha_i^* = \begin{cases} 0, & \text{se } \alpha_i^* \leq 0 \\ \alpha_i^*, & \text{se } \alpha_i^* > 0 \end{cases}$$

As equações (1) e (2), portanto, representam respectivamente, a demanda e a oferta por ativos financeiros e que determinam o equilíbrio no mercado de ativos.

A equação (3) é definida apenas quando $\alpha_i^* > 0$. A proporção da riqueza em ativos financeiros com risco pode ser diferente pelo desejado pela família devido as restrições no mercado de crédito, desta forma, s é uma variável censurada em 0 e 1:

$$s_i = \begin{cases} 0, & \text{se } \alpha_i^* \leq 0 \\ \alpha_i^*, & \text{se } 0 < \alpha_i^* < 1 \\ 1, & \text{se } \alpha_i^* \geq 1 \end{cases}$$

As variáveis α é igual a 1 para os aposentados e pensionistas e β assume valor 1 para todos os domicílios entrevistados em 2008-2009. O papel do tempo é fundamental uma vez que há uma distância de cinco anos entre as entrevistas realizadas pela Pesquisa de Orçamentos Familiares e neste período as famílias estiveram sujeitas a vários choques, além da lei de crédito consignado. Porém, esses outros choques afetam de forma similar as famílias elegíveis ou não (domicílios com e sem a presença de aposentados e pensionistas). Apenas as famílias com aposentados receberam um choque adicional, que é o benefício da Lei. A hipótese de tendência comum requer que as características não observáveis entre os domicílios com ao menos um aposentado e domicílios sem aposentados sejam as mesmas antes e depois da lei de crédito consignado. Essa é uma restrição bastante forte e criticada por vários autores, como Ponczek (2011).

Ainda, o efeito do benefício da Lei do Crédito pode ser capturado pelo parâmetro γ . Com a Lei do Crédito Consignado, houve uma forte expansão do crédito para consumo. A facilidade de obtenção desta forma de crédito pode ter deslocado a demanda por ativos menos arriscados para ativos mais arriscados. Portanto, pretende-se verificar se o sinal de γ é positivo, indicando uma maior procura por ativos arriscados em detrimento dos ativos menos arriscados.

O modelo será estimado por Máxima Verossimilhança, levando em consideração a dinâmica entre as três equações. O que se pretende avaliar é como a facilidade de crédito altera a dinâmica de alocação entre poupança e ativos com risco, como ações. Assim, o quanto será investido em ativos financeiros é uma decisão de primeira ordem, e a alocação entre ativos com risco e sem risco, irá depender, entre outras coisas, do grau de aversão ao risco e o grau de impaciência.

Dados

Os dados utilizados serão extraídos a partir dos microdados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF), realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

A unidade básica da pesquisa é a unidade de consumo (domicílio) e durante o período da pesquisa são levantados todos os recebimentos e aquisições feitas nos doze meses anteriores à pesquisa. No entanto, alguns detalhes quanto ao período de aquisição devem ser destacados: despesas com alimentação são computados nos 7 dias anteriores a pesquisa; despesas com vestuário são computadas nos últimos 90 dias; despesas com bens duráveis, no último ano. Já em relação aos rendimentos, a resposta é para o cada indivíduo componente do domicílio e tem correspondência aos 12 meses anteriores.

Utiliza-se os microdados das pesquisas realizadas em 2002-2003 e 2008-2009. Entre julho de 2002 e julho de 2003, a pesquisa entrevistou 182.333 pessoas em 48.470 domicílios (48.568 unidades de

consumo) sendo 78% em áreas urbanas. Entre maio de 2008 e maio de 2009, foram entrevistadas 190.159 pessoas em 55.970 domicílios 56.091 unidades de consumo) sendo 76% em áreas urbanas.

Pelas informações levantadas, a POF é uma fonte para se estudar o efeito de intervenções que possam promover mudanças no comportamento e alocação de recursos da família.

Para a definição do público alvo da Lei do crédito consignado temos que levar em consideração que a Lei estendeu a consignação a trabalhadores formais, aposentados e pensionistas do INSS. Em princípio, não há como identificar diretamente os trabalhadores formais na POF, no entanto, todos os trabalhadores formais precisam fazer contribuição à previdência. Neste caso, consegue-se identifica-los pela junção das variáveis trabalhador privado e contribuinte ao sistema previdenciário.

A situação do aposentado ou pensionista foi definida a partir dos recebimentos de pensão ou aposentadoria do sistema de previdência pública nos 12 meses anteriores a pesquisa (autodeclarado). Essa definição engloba tanto beneficiários do INSS quanto funcionários públicos inativos, pois somente a partir da POF 2009 é possível distinguir essas duas categorias.

Outra restrição é que não é possível separar aposentados e pensionistas, porém, os dois grupos sofrem a ação das regras da Lei do Crédito Consignado de 2003. Desta forma, os elegíveis ao crédito consignado são os trabalhadores privados que contribuem ao sistema de previdência e aposentados e pensionistas do INSS.

A renda disponível familiar é a soma dos rendimentos monetários anualizados de todos os moradores da família, líquidos das deduções com previdência pública, imposto de renda e outras deduções aplicáveis, obtidos por meio do trabalho, transferências, aluguel de imóveis e outras rendas, tais como receitas com vendas de imóveis, automóveis, consórcios e outros produtos, juros de empréstimos, dividendos em dinheiro de ações, e recebimentos de heranças e prêmios de jogos. Objetivando reduzir inconsistências e distorções das médias, foram excluídas da amostra as famílias com renda disponível negativa ou zero ou cuja taxa de poupança era superior a 100% ou inferior a -100%.

Na análise que se segue, define-se poupança familiar como a soma dos dispêndios realizados pelas famílias durante o período de coleta da Pesquisa de Orçamentos Familiares que impactaram os respectivos patrimônios. Por exemplo, aquisição e reforma de imóveis; compra de títulos de capitalização e outros títulos; pagamento de débitos, juros e seguros de empréstimos pessoais; despesas com prestação de financiamento de imóvel; e aplicações, líquidas de resgates, em fundos de investimento, poupança, ações, ouro, moedas estrangeiras, etc. Por sua vez, a taxa de poupança familiar é a razão entre poupança familiar e renda disponível familiar. Nas Tabelas 1 e 2 são apresentadas algumas estatísticas para a taxa de poupança familiar para as classificações enunciadas anteriormente e o percentual de famílias que apresentam poupança nas pesquisas avaliadas. Na tabela 3 temos a evolução da renda total per capita.

Um dos efeitos da lei pode ser no sentido de aproximação do beneficiário e a instituição financeira, pois ao tomar empréstimo consignado, este pode adquirir novos produtos, seja títulos de capitalização seja cartões de crédito.

Interessante observar na Tabela 2, que após a aprovação da Lei de Crédito Consignado, algumas regiões apresentam queda da participação das famílias na poupança doméstica. Centro-Oeste, Sul, e principalmente, a região Sudeste apresentaram queda na participação das famílias na formação de poupança doméstica, o que influenciou fortemente a queda nacional.

Esse resultado poderia ser explicado pela escolha de utilizar a poupança precaucioal em favor do consumo, visto pela Tabela 1 que apenas a opção “Empréstimos e carnês” aumentou a participação na poupança, ou seja, pagamentos de empréstimos e carnês para compras anteriores.

Para o conjunto de controles, capta-se aspectos relacionados a renda permanente e o grau de impaciência dos agentes. Nesta literatura é comum o uso de controles para características físicas do domicílio e composição geográfica como descrito em Browning e Lusardi (1996). Para o grau de impaciência, utiliza-se normalmente idade, situação no mercado de trabalho (ativo ou inativo), anos de estudo. Esses controles ainda são importantes para identificar riscos inerentes ao núcleo do agente, tais como, composição familiar e a probabilidade de divórcio, além de necessidades aleatórias de liquidez, que pode desencorajar o investimento em ativos arriscados.

As variáveis de interesse são poupança monetária, alocação em ativos com risco (renda variável) e aquisição de crédito. Uma *proxy* para os recursos líquidos que poderiam ser alocados tanto em ativos com risco como ativos sem risco é a diferença entre renda total e gasto total do domicílio. Infelizmente, o estoque de ativos não está disponível. Ainda, em relação às transações financeiras, as variáveis aplicações e retiradas são obtidas diretamente nas pesquisas.

As estatísticas descritivas são apresentadas na Tabela 3. Dentre os principais resultados considerados, podemos destacar as características dos chefes do domicílio, sendo em sua maioria formado por homens, cujo nível de escolaridade é maior em domicílios onde não há aposentados ou pensionistas. Caso contrário ocorre com mulheres chefes de domicílio com aposentados, apresentando escolaridade maior.

Resultados

O modelo Tobit trivariado foi estimado por Máxima Verossimilhança e incorpora na equação (3) o parâmetro de interesse, a saber, o efeito da Lei do Crédito sobre a alocação de recursos em ativos com risco, ou seja, estamos interessados no efeito tratamento. O parâmetro é conhecido como “efeito tratamento sobre os tratados”.

Há diferença de cinco anos entre as duas pesquisas, sendo assim, há outros choques que afetam igualmente domicílios tratados (domicílios com aposentados e pensionistas do setor privados) e os demais domicílios. A Tabela 5 traz os resultados do modelo Tobit trivariado.

A Tabela 5 contém as estimativas das equações (1), (2) e (3) que pretende responder a questão sobre a mudança de alocação de riqueza ou recursos das famílias para ativos mais arriscados após a extensão da Lei do Crédito Consignado para aposentados e pensionistas do setor privado.

A estimativa do parâmetro de interesse (efeito tratamento sobre os tratados – equação (3)) mostrou-se positiva, mas não estatisticamente significativa, ou seja, o impacto da Lei foi nulo sobre a alteração do portfólio da família.

Concentrando-se em todas as três especificações da Tabela 2 e as variáveis explicativas adicionais, exatamente como e por que ocorre a alteração da composição entre ativos mais arriscados e ativos menos arriscados. A renda corrente apresenta sinais esperados, ou seja, famílias com menor renda terá poucos ativos financeiros, seja eles com risco ou com baixo risco. A medida que a renda aumenta, é de se esperar que seja destinada ao acúmulo de riqueza total. Isso é evidenciado pela equação 1, com a variável log da renda.

Além disso, famílias com maior renda corrente, após alocarem parte de seus recursos em consumo e ativos com baixo risco, podem mais facilmente direcionar uma pequena parte desses recursos para ativos mais arriscados, como mostra os resultados da equação (3) para a variável log renda e log da renda ao quadrado.

A análise por idade dos chefes das famílias indicou, em ambas as POFs, tendência de crescimento da relação até a faixa etária de 30 a 39 anos na maioria dos segmentos de renda considerados. Esse padrão é compatível com fatos estilizados sobre a trajetória da poupança ao longo do ciclo de vida, e ocorreu em âmbito nacional.

Os coeficientes de idade sugerem a riqueza financeira total aumenta com a idade, como mostra o resultado da estimação da equação (1). No entanto, os resultados da equação (3) indicam que a participação de ativos com risco (e menos líquidos) aumenta mais rapidamente com a idade, provavelmente devido à explicação do padrão do Ciclo de Vida.

Conclusão

Os resultados encontrados mostram que a alocação de recursos ainda prioriza ativos menos arriscados, como a poupança, indicando que o motivo precaucional ainda é o principal motivo para poupança das famílias. Neste sentido, a Lei do Crédito Consignado não foi capaz de alterar as preferências pela liquidez e o grau de aversão ao risco.

Espera-se que na juventude a taxa de poupança seja positiva e que na velhice se reduza bastante, tornando-se mesmo negativa. Ou seja, na aposentadoria, com um nível de renda até mesmo inferior ao da fase laboral, o consumidor dilapidaria continuamente a poupança acumulada na juventude de forma a manter seu consumo estável. No entanto, a evidência mostra que os idosos podem apresentar poupança positiva por motivo precaucional (acidente ou problemas com saúde) ou para deixar herança a entes queridos. A herança seria um meio de gerar maior bem-estar aos herdeiros (altruísmo) ou um instrumento para ter maior controle sobre os filhos, como em Berheim, Schleifer e Summers (1985). Em pesquisa realizada por Butelmann e Gallego (2000), a taxa de poupança chilena para a faixa etária mais avançada se apresentou positiva, sendo que quando a pensão de aposentadoria foi desconsiderada como renda, a taxa se mostrou mais condizente com a teoria.

As demais variáveis demográficas têm efeito significativo no modelo. Maior número de membros da família – não importa de qual faixa etária – reduz a poupança positiva e o valor esperado da poupança. Estes resultados valem tanto para o modelo estimado com a amostra completa como para os modelos estimados com as POFs separadamente e, além disso, estão em linha com a evidência empírica de outros países. No que tange aos membros jovens e idosos, estes resultados podem ser racionalizados a partir do argumento de que o chefe da família objetiva suavizar o consumo de cada membro individual da família e não o consumo agregado da família.

Já a menor propensão a poupar em ativos com risco das famílias chefiadas por mulheres é um resultado bastante razoável, afinal, é razoável esperar que demandem um maior volume de poupança precaucional, uma vez que as mulheres enfrentam maior incerteza no mercado de trabalho e a maioria delas não conta com o seguro potencial que representa a renda de um cônjuge.

Em síntese, a taxa de poupança recuou entre 2003 e 2009, não obstante a expansão da renda disponível familiar per capita. Com base na POF de 2009, a taxa de poupança situou-se entre 5%, no Centro-Oeste, e 6,7%, no Sul; e o percentual de famílias que pouparam, entre 34,2% (no Centro-Oeste) e 45,8% (no Sul). As evidências apontam correlação positiva entre a taxa de poupança e renda disponível familiar per capita; bem como tendência de convergência entre as taxas de famílias chefiadas por homens e mulheres. Além disso, a taxa de poupança tende a ser maior para famílias cujos chefes encontram-se em faixas etárias intermediárias.

Nosso exercício explora o critério de elegibilidade criado pela lei, utilizando um banco de dados a partir dos microdados da Pesquisa de Orçamentos Familiares para os anos de 2002-2003 e 2008-2009. Como grupo de tratamento, domicílios com algum morador aposentado ou pensionista, e como grupo de comparação, domicílios que não apresentavam moradores nesta situação.

A lei resultou em um aumento dos empréstimos, principalmente nos domicílios com ao menos um aposentado ou pensionista, com taxas de juros menores que as demais modalidades de empréstimos.

Ainda, mesmo com a flexibilização do sistema financeiro para obtenção de crédito mais barato, há grande parcela dos domicílios que enfrentam restrições ao crédito. Isso porque a Lei promoveu acesso aos participantes do mercado de trabalho formal.

Referências

- Alderman, H. (1996). Saving and economic shocks in rural Pakistan," *Journal of Development Economics*, 51 (2), 343-365.
- Anderson, S. and Baland, J.M. (2002). The Economics of ROSCAs and Intrahousehold Resource Allocation," *Quarterly Journal of Economics*, 117 (3), 963-995.
- Angelucci, M., Karlan, D. and Zinman, J. (2013). Win some lose some? Evidence from a randomized microcredit program placement experiment by Compartamos Banco," Technical Report, National Bureau of Economic Research.
- Atkinson, J., de Janvry, A., McIntosh, C. and Sadoulet, E. (*forthcoming*). Prompting Microfinance Borrowers to Save: A Behavioral Experiment from Guatemala. *Economic Development and Cultural Change*.
- Banerjee, A. and Duflo, E. (2007). The Economic Lives of the Poor. *Journal of Economic Perspectives*, 21 (1), 141-167.
- Besley, T. (1995). Savings, credit and insurance. *Handbook of development economics*, 3, 2123-2207.
- Deaton, A. (1991). Saving and liquidity constraints. *Econometrica*, September 1991, 59 (5), 1221-1248.
- Karlan, D. and Zinman, J. (2012). Price and Control Elasticities of Demand for Savings. Working Paper.
- Morduch, J. (1995). Income Smoothing and Consumption Smoothing," *Journal of Economic Perspectives*, 9 (3), 103-114.
- Udry, C. (1995). Risk and saving in Northern Nigeria. *The American Economic Review*, 85 (5), 1287-1300.
- Browning, M. and Lusardi, A. (1996). Household Saving: Micro Theories and Micro Facts. *Journal of Economic Literature*, 34 (4), 1797-1855.
- Washington, E. (2006). The impact of banking and fringe banking regulation on the number of unbanked Americans. *Journal of Human Resources*, 41 (1), 106-137.
- Wooldridge, J. (2002). Inverse Probability Weighted M-Estimators for Sample Selection, Attrition, and Stratification. *Portuguese Economic Journal*, 1 (2), 117-139.
- Wooldridge, J. (2007). Inverse Probability Weighted Estimation for General Missing Data Problems. *Journal of Econometrics*, 141 (2), 1281-1301.
- Zame, W. (1993). Efficiency and the Role of Default when Security Markets are Incomplete. *American Economic Review*, 1993, 83 (1), 1142-1164.
- Zinman, J. (2007). Household borrowing high and lending low under no-arbitrage. Dartmouth University.

- Zizzo, D. (2010).Experimenter Demand Effects in Economic Experiments. *Experimental Economics*, 2010, 12 (1), 75-98.
- NERI, M.; CARVALHO C.; PIERONI A. *Motivações financeiras na terceira idade*. Rio de Janeiro, 2004.
- SANT'ANNA, P. H. G.; GOMES F. A. R.; SALVATO M. A. *Os ricos poupam mais que os pobres no Brasil?*. (2009)

Tabela 1 – Taxa de poupança média das famílias por categoria – Pesquisas 2002-2003 e 2008-2009

| | POF 2002-03 | POF 2008-09 |
|-------------------------------|--------------------|--------------------|
| Aplicações financeiras | 0.90 | 0.70 |
| Imóvel (aquisição) | 1.00 | 1.00 |
| Imóvel (reforma) | 2.50 | 1.90 |
| Outros investimentos | 0.10 | 0.00 |
| Empréstimo e carnê | 0.90 | 1.40 |
| Prestação de imóvel | 0.70 | 0.60 |
| Taxa de poupança | 6.10 | 5.50 |

Tabela 2 – Percentual das famílias que poupam – Brasil e Regiões – Pesquisas 2002-2003 e 2008-2009

| | POF 2002-03 | POF 2008-09 |
|---------------------|--------------------|--------------------|
| Brasil | 44.00 | 42.00 |
| Centro-Oeste | 35.70 | 34.20 |
| Nordeste | 41.00 | 42.80 |
| Norte | 39.70 | 41.70 |
| Sudeste | 46.70 | 41.50 |
| Sul | 46.80 | 45.80 |

Tabela 3: Estatísticas Descritivas (Domicílio)

| Variáveis | Amostra: Todos os Domicílios | | | | | | | | | | | |
|--|---|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | Antes da Lei do Crédito Consignado (POF-0203) | | | | | | Após a Lei do Crédito Consignado (POF-0809) | | | | | |
| | Todos os Domicílios | | Escolaridade Alta | | Escolaridade Baixa | | Todos os Domicílios | | Escolaridade Alta | | Escolaridade Baixa | |
| | Sem Aposentado | Com Aposentado | Sem Aposentado | Com Aposentado | Sem Aposentado | Com Aposentado | Sem Aposentado | Com Aposentado | Sem Aposentado | Com Aposentado | Sem Aposentado | Com Aposentado |
| <i>Características do Homem do domicílio (chefe ou cônjuge) (proxy das preferências do domicílio)</i> | | | | | | | | | | | | |
| Apos./Pens. | 0,000 (0,0000) | 0,491 (0,4999) | 0,000 (0,0000) | 0,483 (0,4998) | 0,000 (0,0000) | 0,492 (0,5000) | 0,000 (0,0000) | 0,494 (0,5000) | 0,000 (0,0000) | 0,471 (0,4993) | 0,000 (0,0000) | 0,501 (0,5000) |
| Hom. Branco | 0,360 (0,4800) | 0,314 (0,4640) | 0,435 (0,4958) | 0,449 (0,4975) | 0,319 (0,4661) | 0,282 (0,4501) | 0,327 (0,4692) | 0,294 (0,4558) | 0,394 (0,4888) | 0,393 (0,4884) | 0,263 (0,4401) | 0,263 (0,4401) |
| Hom. Catol. | 0,657 (0,4748) | 0,528 (0,4993) | 0,628 (0,4835) | 0,578 (0,4940) | 0,673 (0,4692) | 0,516 (0,4998) | 0,592 (0,4914) | 0,491 (0,4999) | 0,577 (0,4940) | 0,508 (0,5000) | 0,607 (0,4884) | 0,485 (0,4998) |
| Hom. Evang. | 0,123 (0,3286) | 0,087 (0,2825) | 0,138 (0,3447) | 0,087 (0,2823) | 0,115 (0,3191) | 0,088 (0,2826) | 0,149 (0,3562) | 0,104 (0,3051) | 0,167 (0,3733) | 0,114 (0,3182) | 0,132 (0,3382) | 0,100 (0,3007) |
| Idade Hom. | 33,788 (17,5595) | 39,937 (31,0515) | 32,070 (15,9890) | 40,193 (25,8480) | 34,729 (18,2945) | 39,877 (32,1414) | 33,872 (18,2797) | 40,180 (31,7550) | 32,479 (16,4665) | 39,556 (27,7626) | 35,208 (19,7730) | 40,380 (32,9368) |
| Anos Est. Hom. | 4,749 (4,3966) | 2,517 (3,8740) | 8,305 (4,7377) | 7,465 (5,4653) | 2,802 (2,6294) | 1,367 (2,1316) | 5,666 (4,7078) | 2,908 (4,1577) | 8,457 (4,7254) | 7,129 (5,6583) | 2,989 (2,7135) | 1,549 (2,2268) |
| Possui cônjuge | 0,778 (0,4156) | 0,561 (0,4963) | 0,792 (0,4059) | 0,673 (0,4693) | 0,770 (0,4206) | 0,535 (0,4988) | 0,754 (0,4310) | 0,550 (0,4975) | 0,786 (0,4104) | 0,641 (0,4797) | 0,723 (0,4476) | 0,521 (0,4996) |
| <i>Características do Mulher do domicílio (chefe ou cônjuge) (proxy das preferências do domicílio)</i> | | | | | | | | | | | | |
| Apos./Pens. | 0,000 (0,0000) | 0,581 (0,4934) | 0,000 (0,0000) | 0,458 (0,4984) | 0,000 (0,0000) | 0,610 (0,4878) | 0,000 (0,0000) | 0,598 (0,4903) | 0,000 (0,0000) | 0,484 (0,4998) | 0,000 (0,0000) | 0,635 (0,4815) |
| Mul. Branca | 0,405 (0,4909) | 0,430 (0,4951) | 0,504 (0,5000) | 0,552 (0,4974) | 0,351 (0,4773) | 0,402 (0,4903) | 0,373 (0,4837) | 0,418 (0,4932) | 0,446 (0,4971) | 0,526 (0,4994) | 0,304 (0,4598) | 0,383 (0,4861) |
| Mul. Catol. | 0,698 (0,4591) | 0,706 (0,4557) | 0,674 (0,4687) | 0,711 (0,4535) | 0,711 (0,4533) | 0,705 (0,4562) | 0,625 (0,4840) | 0,660 (0,4738) | 0,608 (0,4883) | 0,653 (0,4762) | 0,643 (0,4793) | 0,662 (0,4730) |
| Mul. Evang. | 0,181 (0,3852) | 0,160 (0,3667) | 0,193 (0,3945) | 0,132 (0,3389) | 0,175 (0,3798) | 0,167 (0,3726) | 0,221 (0,4149) | 0,194 (0,3958) | 0,234 (0,4234) | 0,182 (0,3858) | 0,208 (0,4062) | 0,199 (0,3989) |
| Idade Mul. | 34,495 (13,9936) | 52,610 (21,5507) | 32,933 (12,3519) | 46,842 (18,2171) | 35,351 (14,7456) | 53,951 (22,0398) | 35,098 (14,7440) | 54,096 (21,5362) | 33,284 (13,0357) | 49,300 (18,3009) | 36,839 (16,0231) | 55,641 (22,2612) |
| Anos Est. Mul. | 5,701 | 3,518 | 9,842 | 9,977 | 3,434 | 2,017 | 6,892 | 4,361 | 10,142 | 10,383 | 3,774 | 2,421 |

Tabela 3: Estatísticas Descritivas – Domicílio (Cont.)

| Variáveis | Amostra: Todos os Domicílios | | | | | | | | | | | |
|--|---|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | Antes da Lei do Crédito Consignado (POF-0203) | | | | | | Após a Lei do Crédito Consignado (POF-0809) | | | | | |
| | Todos os Domicílios | | Escolaridade Alta | | Escolaridade Baixa | | Todos os Domicílios | | Escolaridade Alta | | Escolaridade Baixa | |
| | Sem Aposentado | Com Aposentado | Sem Aposentado | Com Aposentado | Sem Aposentado | Com Aposentado | Sem Aposentado | Com Aposentado | Sem Aposentado | Com Aposentado | Sem Aposentado | Com Aposentado |
| | (4,3273) | (4,1743) | (3,7561) | (4,2478) | (2,5938) | (2,3093) | (4,5652) | (4,5187) | (3,8022) | (4,1321) | (2,6670) | (2,4600) |
| <i>Composição do domicílio (proxy das preferências do domicílio)</i> | | | | | | | | | | | | |
| Prop. Apos/Pens. H. | 0,000 (0,0000) | 19,721 (24,6898) | 0,000 (0,0000) | 18,614 (22,0083) | 0,000 (0,0000) | 19,978 (25,2665) | 0,000 (0,0000) | 21,387 (26,0124) | 0,000 (0,0000) | 19,272 (23,1602) | 0,000 (0,0000) | 22,068 (26,8323) |
| Prop. Apos/Pens. M. | 0,000 (0,0000) | 27,312 (28,8593) | 0,000 (0,0000) | 23,238 (26,2453) | 0,000 (0,0000) | 28,259 (29,3540) | 0,000 (0,0000) | 30,469 (30,5846) | 0,000 (0,0000) | 26,578 (28,5735) | 0,000 (0,0000) | 31,722 (31,1027) |
| Prop. Pes. 0-7 | 15,839 (19,2515) | 5,743 (12,3035) | 14,801 (18,5078) | 5,227 (11,5409) | 16,407 (19,6239) | 5,862 (12,4716) | 13,028 (17,8079) | 4,140 (10,4958) | 13,555 (17,8668) | 4,662 (11,1236) | 12,522 (17,7371) | 3,972 (10,2804) |
| Prop. Pes. 8-12 | 9,716 (15,0153) | 4,927 (11,1709) | 8,709 (14,7856) | 4,657 (10,5518) | 10,268 (15,1114) | 4,990 (11,3095) | 9,200 (14,9624) | 3,976 (10,4523) | 8,098 (14,3620) | 3,894 (10,2403) | 10,258 (15,4433) | 4,003 (10,5200) |
| Prop. Pes. 13-17 | 9,271 (15,2054) | 7,064 (13,5210) | 7,995 (14,7527) | 7,030 (13,5600) | 9,969 (15,4033) | 7,072 (13,5127) | 8,300 (14,6699) | 5,244 (12,1107) | 6,883 (13,7782) | 5,139 (12,0667) | 9,659 (15,3552) | 5,278 (12,1252) |
| <i>Características do domicílio (proxy da renda permanente)</i> | | | | | | | | | | | | |
| Casa | 0,941 (0,2365) | 0,951 (0,2159) | 0,877 (0,3281) | 0,848 (0,3594) | 0,975 (0,1558) | 0,975 (0,1562) | 0,922 (0,2683) | 0,938 (0,2407) | 0,873 (0,3333) | 0,834 (0,3723) | 0,969 (0,1728) | 0,972 (0,1652) |
| Num. Morador. (In) | 1,246 (0,4964) | 1,100 (0,5888) | 1,148 (0,4486) | 1,152 (0,5001) | 1,299 (0,5130) | 1,088 (0,6069) | 1,154 (0,4973) | 0,987 (0,5662) | 1,097 (0,4516) | 1,055 (0,5103) | 1,209 (0,5317) | 0,965 (0,5813) |
| Num. Banheiros | 1,107 (0,6645) | 1,183 (0,7449) | 1,400 (0,8113) | 1,809 (1,0561) | 0,947 (0,5007) | 1,037 (0,5590) | 1,187 (0,6370) | 1,310 (0,7403) | 1,366 (0,7448) | 1,799 (1,0018) | 1,015 (0,4499) | 1,152 (0,5473) |
| Num. Cômodos (In) | 1,646 (0,3919) | 1,772 (0,3564) | 1,769 (0,3781) | 1,978 (0,3519) | 1,579 (0,3830) | 1,724 (0,3400) | 1,666 (0,3799) | 1,808 (0,3421) | 1,741 (0,3739) | 1,961 (0,3462) | 1,593 (0,3714) | 1,758 (0,3258) |
| Num. Dormi. (In) | 0,585 (0,4312) | 0,633 (0,4599) | 0,591 (0,4314) | 0,729 (0,4484) | 0,582 (0,4310) | 0,611 (0,4597) | 0,561 (0,4271) | 0,596 (0,4671) | 0,550 (0,4276) | 0,672 (0,4587) | 0,573 (0,4263) | 0,571 (0,4672) |
| Abas. Agua R. G. | 0,714 (0,4518) | 0,747 (0,4347) | 0,847 (0,3603) | 0,897 (0,3035) | 0,642 (0,4795) | 0,712 (0,4528) | 0,758 (0,4284) | 0,774 (0,4179) | 0,848 (0,3595) | 0,893 (0,3095) | 0,672 (0,4696) | 0,736 (0,4406) |
| Esgoto Rede Ger. | 0,298 (0,4572) | 0,342 (0,4744) | 0,444 (0,4969) | 0,573 (0,4947) | 0,218 (0,4127) | 0,288 (0,4530) | 0,354 (0,4781) | 0,396 (0,4890) | 0,449 (0,4974) | 0,586 (0,4926) | 0,262 (0,4399) | 0,334 (0,4718) |

Tabela 3: Estatísticas Descritivas - Domicílio (Cont.)

| Variáveis | Amostra: Todos os Domicílios | | | | | | | | | | | |
|--------------|---|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| | Antes da Lei do Crédito Consignado (POF-0203) | | | | | | Após a Lei do Crédito Consignado (POF-0809) | | | | | |
| | Todos os Domicílios | | Escolaridade Alta | | Escolaridade Baixa | | Todos os Domicílios | | Escolaridade Alta | | Escolaridade Baixa | |
| | Sem Aposentado | Com Aposentado | Sem Aposentado | Com Aposentado | Sem Aposentado | Com Aposentado | Sem Aposentado | Com Aposentado | Sem Aposentado | Com Aposentado | Sem Aposentado | Com Aposentado |
| Rua Pavime. | 0,507 (0,5000) | 0,575 (0,4943) | 0,693 (0,4613) | 0,820 (0,3840) | 0,405 (0,4908) | 0,518 (0,4997) | 0,595 (0,4909) | 0,649 (0,4773) | 0,726 (0,4463) | 0,845 (0,3621) | 0,470 (0,4991) | 0,586 (0,4926) |
| Reg. Metrop. | 0,288 (0,4527) | 0,254 (0,4351) | 0,411 (0,4920) | 0,475 (0,4995) | 0,220 (0,4143) | 0,202 (0,4017) | 0,290 (0,4539) | 0,260 (0,4388) | 0,369 (0,4826) | 0,436 (0,4959) | 0,214 (0,4104) | 0,204 (0,4028) |
| Urbano | 0,778 (0,4153) | 0,771 (0,4204) | 0,912 (0,2828) | 0,933 (0,2498) | 0,705 (0,4560) | 0,733 (0,4424) | 0,779 (0,4150) | 0,773 (0,4190) | 0,880 (0,3247) | 0,928 (0,2585) | 0,682 (0,4659) | 0,723 (0,4476) |
| Desp. Total | 25,207 (39,0584) | 26,025 (40,7890) | 41,811 (54,4766) | 61,929 (73,4293) | 16,121 (22,4275) | 17,680 (20,7002) | 28,655 (65,6770) | 30,795 (87,2734) | 39,195 (71,1226) | 54,841 (117,9396) | 18,542 (58,2243) | 23,050 (73,1064) |
| Observações | 29.169 | 11.422 | 10.317 | 2.154 | 18.852 | 9.268 | 32.324 | 14.079 | 15.828 | 3.430 | 16.496 | 10.649 |

Tabela 4: Distribuição da Renda per capita anual para os anos de 2002-2003 e 2008-2009 *

| Faixas de Renda | 2002 | | | | | 2008 | | | | |
|-----------------|-----------------------|----------|---------------|-------------|----------|-----------------------|----------|---------------|-------------|----------|
| | Número de Observações | Média | Desvio-padrão | Máximo | Mínimo | Número de Observações | Média | Desvio-padrão | Máximo | Mínimo |
| 0% - 10% | 4351 | 991.1 | 313.6 | 1,459.8 | 46.3 | 4466 | 1,535.1 | 521.2 | 2,286.3 | 0.0 |
| 10% - 20% | 4326 | 1,857.8 | 229.9 | 2,255.7 | 1,460.1 | 4480 | 2,880.5 | 337.0 | 3,464.5 | 2,286.6 |
| 20% - 30% | 4262 | 2,684.6 | 255.5 | 3,118.9 | 2,256.4 | 4375 | 4,075.5 | 355.1 | 4,693.1 | 3,465.0 |
| 30% - 40% | 4198 | 3,577.3 | 278.1 | 4,082.5 | 3,119.1 | 4360 | 5,358.7 | 391.9 | 6,049.1 | 4,693.6 |
| 40% - 50% | 4220 | 4,662.9 | 348.8 | 5,290.0 | 4,083.0 | 4275 | 6,846.7 | 470.5 | 7,677.1 | 6,049.6 |
| 50% - 60% | 4118 | 5,991.6 | 428.9 | 6,788.3 | 5,290.2 | 4147 | 8,631.2 | 563.9 | 9,636.1 | 7,677.6 |
| 60% - 70% | 4108 | 7,831.7 | 654.9 | 9,089.3 | 6,789.6 | 4146 | 10,919.9 | 776.6 | 12,362.6 | 9,637.6 |
| 70% - 80% | 4071 | 10,822.9 | 1,121.2 | 12,989.3 | 9,090.3 | 4159 | 14,472.5 | 1,305.2 | 16,979.2 | 12,363.1 |
| 80% - 90% | 4038 | 16,795.6 | 2,637.4 | 22,470.3 | 12,990.6 | 4181 | 21,049.7 | 2,806.5 | 26,921.5 | 16,980.2 |
| 90% - 100% | 3902 | 51,807.5 | 52,050.7 | 1,177,161.2 | 22,472.2 | 4097 | 58,256.0 | 57,531.6 | 1,459,789.0 | 26,925.8 |
| Total | 41594 | 9,257.3 | 19,650.5 | 1,177,161.2 | 46.3 | 42686 | 13,402.0 | 24,220.9 | 1,459,789.0 | 0.0 |

* Valores deflacionados pelo INPC (dez/2014)

Gráfico 1: Taxa de poupança por gênero do chefe de família – POF 2002-03 e 2008-09

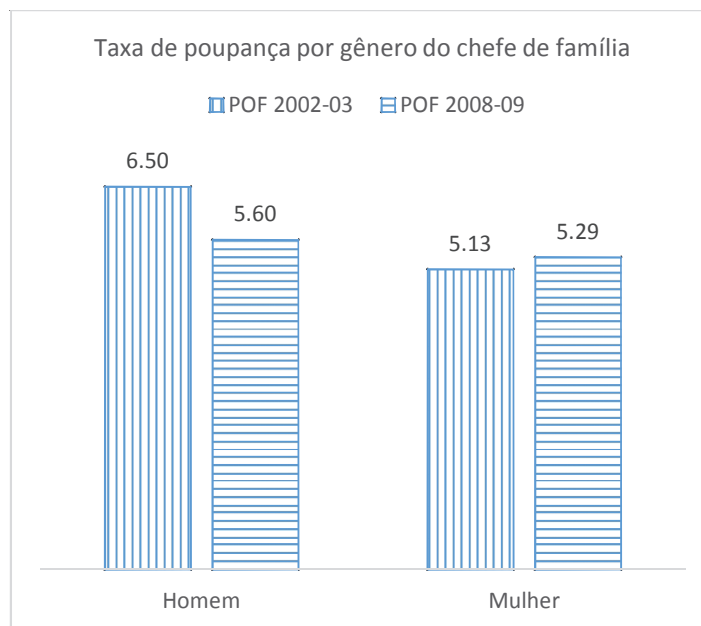


Tabela 5: Resultados da Estimação – Modelo Tobit Trivariado

| Variável | Equação 1 | Equação 2 | Equação 3 |
|---|--------------------|--------------------|---------------------|
| Intercepto | 13.762 (0.0104) | -0.017 (0.892) | -66.679 (0.9114) |
| Log da Renda | -3.132 (0.0136) | - (-) | 73.410 (0.6009) |
| Log da Renda Quadrado | 0.266 (0.0006) | - (-) | -6.087 (0.4727) |
| Idade | 0.027 (0.6131) | 0.004 (0.44) | 0.200 (0.9734) |
| Idade Quadrado | 0.000 (0.7394) | 0.000 (0.5584) | 0.012 (0.8434) |
| Homem | 0.467 (0.0864) | - - | 10.136 (0.7381) |
| Aposentado/Pensionista | - - | - - | -36.742 (0.3149) |
| Ano referência 2008 | - - | - - | -34.305 (0.4535) |
| Aposentado/Pensionista em 2008 (θ_3) | - - | - - | 23.735 (0.789) |
| Branco | 0.370 (0.1209) | - - | - - |
| Região Sul | 0.413 (0.1636) | -0.004 (0.866) | -37.292 (0.2613) |
| Região Sudeste | -0.051 (0.8456) | -0.016 (0.5259) | -33.762 (0.2527) |
| Anos de Estudo | 0.006 (0.8241) | - - | - - |
| Possui Cartão de Crédito | - - | - - | -31.788 (0.2219) |
| Possui Cheque Especial | - - | - - | -25.357 (0.3736) |
| Custos com Impostos | - - | 0.108 (0.0015) | - - |
| Erro-padrão | 1.693 | 0.168 | 186.819 |

(*) P-valor em parênteses

**Estimating the Elasticity of Intertemporal Substitution
taking into account the Precautionary Savings Motive**

Fábio Augusto Reis Gomes

University of São Paulo, Department of Economics, FEA-RP

Priscila Fernandes Ribeiro

EESP-FGV/SP

Abstract: This paper estimates the elasticity of intertemporal substitution for U.S. aggregate time series data, taking into account the precautionary savings motive. By making use of a recursive utility function, we estimate an Euler equation, via GMM. This procedure leads consumption growth rate to depend on asset returns, and on a time-varying variance, which captures the precautionary motive. When significant, the elasticity of intertemporal substitution estimates ranges from 0.4 to 1.8, which are higher than most of the results found in the literature. Furthermore, the evidence suggests that consumers react to risk; however, the contribution of precautionary motive to consumption growth seems to be limited.

Keywords: consumption; asset returns; elasticity of intertemporal substitution; precautionary savings; nonexpected utility.

1. Introduction

In modern consumption theory, there are two important sources of adjustment in consumption-savings allocation: the movement in expected asset returns and the level of risk that consumers face. Under the usual CRRA utility, a higher (lower) expected return makes consumers defer (anticipate) consumption, everything held constant, and the elasticity of intertemporal substitution (EIS) measures the magnitude of this adjustment (Hansen and Singleton, 1983; Hall, 1988). Leland (1968) and Sandmo (1970) showed that, whereas the utility function exhibits a positive third derivative, the introduction of uncertainty slows down consumption. Thus, uncertainty generates the so-called precautionary savings.

The majority of the literature has focused on the EIS estimates, ignoring the precautionary motive for saving. However, some studies have shown that precaution seems to be responsible for a large part of consumers' savings. For instance, Kazarosian (1997) and Carroll and Samwick (1998) concluded that the precautionary component of wealth for a typical U.S. household ranges from 20% to 50%.

The empirical strategy commonly employed to estimate the EIS consists of estimating equation (1), which approximates the consumer Euler equation under CRRA utility.

$$\Delta \ln c_t = \alpha + \beta_1 \ln c_{t-1} + \beta_2 \ln c_{t-2} + \beta_3 \ln c_{t-3} + \beta_4 \ln c_{t-4} + \beta_5 \ln c_{t-5} + \beta_6 \ln c_{t-6} + \beta_7 \ln c_{t-7} + \beta_8 \ln c_{t-8} + \beta_9 \ln c_{t-9} + \beta_{10} \ln c_{t-10} + \beta_{11} \ln c_{t-11} + \beta_{12} \ln c_{t-12} + \beta_{13} \ln c_{t-13} + \beta_{14} \ln c_{t-14} + \beta_{15} \ln c_{t-15} + \beta_{16} \ln c_{t-16} + \beta_{17} \ln c_{t-17} + \beta_{18} \ln c_{t-18} + \beta_{19} \ln c_{t-19} + \beta_{20} \ln c_{t-20} + \beta_{21} \ln c_{t-21} + \beta_{22} \ln c_{t-22} + \beta_{23} \ln c_{t-23} + \beta_{24} \ln c_{t-24} + \beta_{25} \ln c_{t-25} + \beta_{26} \ln c_{t-26} + \beta_{27} \ln c_{t-27} + \beta_{28} \ln c_{t-28} + \beta_{29} \ln c_{t-29} + \beta_{30} \ln c_{t-30} + \beta_{31} \ln c_{t-31} + \beta_{32} \ln c_{t-32} + \beta_{33} \ln c_{t-33} + \beta_{34} \ln c_{t-34} + \beta_{35} \ln c_{t-35} + \beta_{36} \ln c_{t-36} + \beta_{37} \ln c_{t-37} + \beta_{38} \ln c_{t-38} + \beta_{39} \ln c_{t-39} + \beta_{40} \ln c_{t-40} + \beta_{41} \ln c_{t-41} + \beta_{42} \ln c_{t-42} + \beta_{43} \ln c_{t-43} + \beta_{44} \ln c_{t-44} + \beta_{45} \ln c_{t-45} + \beta_{46} \ln c_{t-46} + \beta_{47} \ln c_{t-47} + \beta_{48} \ln c_{t-48} + \beta_{49} \ln c_{t-49} + \beta_{50} \ln c_{t-50} + \beta_{51} \ln c_{t-51} + \beta_{52} \ln c_{t-52} + \beta_{53} \ln c_{t-53} + \beta_{54} \ln c_{t-54} + \beta_{55} \ln c_{t-55} + \beta_{56} \ln c_{t-56} + \beta_{57} \ln c_{t-57} + \beta_{58} \ln c_{t-58} + \beta_{59} \ln c_{t-59} + \beta_{60} \ln c_{t-60} + \beta_{61} \ln c_{t-61} + \beta_{62} \ln c_{t-62} + \beta_{63} \ln c_{t-63} + \beta_{64} \ln c_{t-64} + \beta_{65} \ln c_{t-65} + \beta_{66} \ln c_{t-66} + \beta_{67} \ln c_{t-67} + \beta_{68} \ln c_{t-68} + \beta_{69} \ln c_{t-69} + \beta_{70} \ln c_{t-70} + \beta_{71} \ln c_{t-71} + \beta_{72} \ln c_{t-72} + \beta_{73} \ln c_{t-73} + \beta_{74} \ln c_{t-74} + \beta_{75} \ln c_{t-75} + \beta_{76} \ln c_{t-76} + \beta_{77} \ln c_{t-77} + \beta_{78} \ln c_{t-78} + \beta_{79} \ln c_{t-79} + \beta_{80} \ln c_{t-80} + \beta_{81} \ln c_{t-81} + \beta_{82} \ln c_{t-82} + \beta_{83} \ln c_{t-83} + \beta_{84} \ln c_{t-84} + \beta_{85} \ln c_{t-85} + \beta_{86} \ln c_{t-86} + \beta_{87} \ln c_{t-87} + \beta_{88} \ln c_{t-88} + \beta_{89} \ln c_{t-89} + \beta_{90} \ln c_{t-90} + \beta_{91} \ln c_{t-91} + \beta_{92} \ln c_{t-92} + \beta_{93} \ln c_{t-93} + \beta_{94} \ln c_{t-94} + \beta_{95} \ln c_{t-95} + \beta_{96} \ln c_{t-96} + \beta_{97} \ln c_{t-97} + \beta_{98} \ln c_{t-98} + \beta_{99} \ln c_{t-99} + \beta_{100} \ln c_{t-100} + \epsilon_t, \quad (1)$$

where $\ln c_t$ is the consumption level, $\ln c_{t-i}$ is the return of the i -th asset held by the consumer, N is the number of assets in the economy, and ϵ_t is the error term. Therefore, the consumption growth rate should move along with consumer portfolio returns. The parameters to be estimated are the EIS, β_1 , and the intercept, $\alpha = \ln \beta + 0.5$, where β is the subjective discount factor and σ^2 is the variance of ϵ_t , $\sigma^2 = \Delta \ln c_t$, as detailed in Section 2.

Several studies have estimated equation (1), finding estimates of EIS below 0.4 for the U.S. aggregate time-series data. Indeed, only some of them found statistically significant values. Among those we can mention Mankiw (1981), Hall (1988), Campbell and Mankiw

(1989), Patterson and Pesaran (1992), Hahm (1998), Campbell (2003), Yogo (2004) and Gomes and Paz (2011, 2013).

In equation (1) the constant variance cannot be distinguished from the intercept and, as a consequence, the strength of the precautionary motive cannot be evaluated. This situation is reverted if the variance changes over time. However, if the variance is mistakenly assumed to be constant over-time, then equation (1) omits a relevant variable, which endangers the EIS estimation. In order to circumvent these problems, the non-observable variance should be estimated and included in the test equation. For instance, in order to measure a time-varying variance, Yi and Choi (2006) estimated an ARCH model for the consumption growth rate. After that, they estimated a series of reduced-form Euler equations so that no inference was carried out for the structural parameters. Despite that, the variance coefficient was significant in specifications based on Epstein and Zin (1989) preferences. Jorion and Giovannini (1993) also used parametric models to estimate a time-varying variance along with Epstein and Zin (1989) preferences. estimated the structural-form Euler equation, but the structural parameters estimates were not significant.

Our concern here is with regard to the proper estimation of the EIS estimation for the U.S. aggregate time-series data. On this matter, equation (1) assumes CRRA utility, which implies that the EIS is the reciprocal of the relative risk aversion (RRA) coefficient. In order to avoid such restriction, we adopt Epstein and Zin (1989) preferences and, the resulting Euler equation leads the consumption growth rate to depend on the consumer portfolio return and a single asset return. As uncertainty comes from these variables, there is a need to use a multivariate technique to estimate the time-varying risk. In our case, this approach is applied by means of multivariate GARCH models. After that, we estimate a series of structural-form Euler equations, including the time-varying risk measure. Finally, we assess the performance

of the model by both overidentification tests and its ability to provide precise parameter estimates.

Neely et al. (2001) and Campbell (2003) noted that, as asset returns are difficult to predict, weak instrument problems may arise when estimating the EIS. However, researchers tend to ignore such problems.¹ In order to circumvent this problem, we estimate our testing equation by means of the continuous updating estimator (CUE-GMM), which is recommended under weak instruments (Hansen et al., 1996; Stock et al., 2002).²

We also deal with another problem in EIS estimations, and this has to do with the consumer portfolio return. Mulligan (2002) and Dacy and Hasanov (2011) argued that a single asset is not able to mimic consumer portfolio return, as consumers invest in different assets. Thus, we check the robustness of our results substituting the habitual stock return by a synthetic mutual fund (SMF) asset return built by Dacy and Hasanov (2011), which is a share-weighted average of the returns on the financial and residential housing assets held by the representative household.

In summary, to estimate the EIS we develop a novel empirical approach composed by: *i)* a structural-form Euler equation estimated by CUE-GMM method, which allows for the identification of the EIS and also for the evaluation of the precautionary savings motive; *ii)* an appropriate identification of sources of risk, estimated by multivariate techniques; *iii)* a proxy for a typical consumer portfolio return, which allows for a robustness analysis.

Our approach leads to significant estimates of the RRA coefficient and the EIS. When significant, the EIS estimates ranged from 0.4 to 1.8, which is higher than most estimates in the literature, while the RRA coefficient varied from 0.6 to 2.2, and no specification led to unreasonable values. Furthermore, while the Hansen-J overidentification test did not reject any

¹ An exception is Yogo (2004), who found that EIS estimates conducted for the U.S. based on equation (1) were plagued by weak instruments, unless the T-bill is used. Gomes and Paz (2011) further scrutinized Yogo's (2004) results by means of different instrument sets, finding similar results.

² We also employ the usual two-step and iterated GMM estimators.

of the specifications used, at a 5% significance level, the null hypothesis that RRA is the reciprocal of the EIS was always rejected. In this sense, there is strong evidence against the CRRA utility function. Finally, the results showed that consumers care about risk, but the contribution of precautionary motive to consumption growth seems to be limited.

The paper is structured as follows. In Section 2 the consumption model used to motivate the empirical specification is laid out, as well as the related literature. Section 3 presents the data set and the econometric methodology. Results are presented in Section 4. Finally, Section 5 summarizes our conclusions.

2. Precautionary Motive

The idea that consumers maximize lifetime utility by smoothing consumption is almost undisputable among economists. Indeed, this broad notion leads to a life-cycle model with empirical content only when a particular setup is chosen (Browning and Crossley, 2001). Initially, papers focused on precautionary motive employed exponential (CARA) utility, obtaining closed-form solutions for consumption function. However, as detailed in Section 2.1, such utility led to undesirable features and, as a consequence, the literature moved towards incorporating isoelastic (CRRA) utility. We adopt nonexpected-utility preferences introduced by Epstein and Zin (1989) and, in Section 2.2 we connect this approach with the precautionary motive, and explain how the CRRA utility can be investigated as a special case. After that, in Section 2.3 we detailed previous studies most similar to our work.

2.1 CARA and CRRA preferences

In a seminal paper, Hall (1978) solved the intertemporal consumer problem under quadratic utility, yielding certainty equivalence, the property that optimal behavior depends only on expectations of other variables and not on their higher moments, which rules out

precautionary savings. This is not a surprise given that Leland (1968) and Sandmo (1970) showed that the introduction of uncertainty slows down consumption as long as the utility function exhibits a positive third derivative, which is not the case under quadratic utility.

Even if the certainty equivalence was not viewed as an undesirable property, the drawbacks behind the quadratic utility has motivated more appealing utility functions, such as CARA and CRRA.³ These utilities exhibit a positive third derivative, bringing back the precautionary savings motive.

In two influential papers, Caballero (1990, 1991) adopted the following CARA utility: $U(c) = -\frac{1}{\Delta} \exp(-\Delta c)$, where Δ is the constant absolute risk aversion. As a result, a closed-form solution for consumption function was obtained, in which future uncertain decreases current consumption. Following this approach, Hahm and Steigerwald (1999) assumed that the asset return is the reciprocal of the subjective discount factor ($\beta = 1/\Delta$), and the consumer Euler equation simplifies to: $E_t[\Delta c_{t+1}] = 1$. Consequently, consumption normality and homoscedasticity leads to:

$$\Delta c_t = -\frac{1}{\Delta} \ln \Delta + \eta_t \quad (2)$$

where η_t is an innovation, i.e. $E_t[\eta_t] = 0$, and $E_t[\eta_t \eta_s] = \Delta^{-1} \delta_{ts}$. By using the intertemporal budget constraint, Hahm and Steigerwald (1999) showed yet that

$$c_t = \frac{1}{\Delta} \ln \Delta + \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \eta_{t+s} + \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j \quad (3)$$

where $\beta = 1/\Delta$. The first term on the right-hand side of equation (3) is the permanent income, while the second term captures the consumption reduction amount under uncertainty. As pointed out by Blanchard and Mankiw (1988), by increasing the variance of consumption, uncertainty leads to a more steeply sloped consumption path (see equation (2)), and as

³ The quadratic utility has a bliss point, and above it the marginal utility becomes negative. Besides, such utility implies globally increasing absolute risk aversion, which means that wealthier people invest less in risky assets, which contradicts both intuition and empirical evidence (Blanchard and Mankiw, 1988).

uncertainty increases do not affect the budget constraint, any increase in the slope of the consumption function implies a decrease in the initial level of consumption, as showed in equation (3). This reveals the unattractive feature of the exponential utility: uncertainty can lead to negative initial consumption (Blanchard and Mankiw, 1988).

The adoption of CRRA utility rules out negative consumption, at a cost of losing closed-forms solution for consumption function (Guiso et al, 1992). However, as long as $\gamma > 0$, the precautionary motive exists, and we still can find an equation similar to (2). The CRRA utility $U(C) = C^{1-\gamma}/(1-\gamma)$, where γ is the constant RRA coefficient, yields the well-known Euler equation given by

$$E_t \left[\frac{C_{t+1}^{-\gamma}}{C_t^{-\gamma}} R_{t+1} \right] = 1 \quad (4)$$

where $R_{t+1} = 1 + r_{t+1}$, r_{t+1} is the gross return of the i -th asset held by the consumer, and $\gamma = 1/\sigma$ is the EIS. Assuming that consumption and returns are jointly log-normal and homoskedastic, the Euler equation (4) becomes:

$$\Delta \ln C_{t+1} = -\gamma \ln R_{t+1} + \epsilon_{t+1} \quad (5)$$

where $\epsilon_{t+1} \equiv \ln(R_{t+1}) - E_t \ln(R_{t+1})$ is an innovation, and $\Delta \ln C_{t+1} = \ln C_{t+1} - E_t \ln C_{t+1}$. Among other, Carrol (1992, 1997) and Kim (2013) assumed that the return on asset is constant and, consequently, $\Delta \ln C_{t+1}$ simplifies to $\Delta \ln C_{t+1}$. Despite that, as argued by Dynan (1993), the size of the variance coefficient determines the strength of the precautionary saving motive.

2.2 Epstein and Zin's Preferences

Epstein and Zin (1989, 1991) assumed that consumers choose consumption and assets holdings to maximize the lifetime utility, which is defined recursively by

$$U = 1 - \beta C^{-\gamma} + \beta E_t U_{t+1} \quad (6)$$

where $\theta = 1 - \gamma / 1 - \gamma$ and, as before, β is the subjective discount factor, γ is the RRA coefficient, and γ is the EIS. The consumer budget constraint is described by $\sum_{j=1}^J w_j = 1$, where w is the wealth and R is the gross return on total wealth. In this framework, Epstein and Zin (1991) derived the following Euler equation:

$$E \left[\beta \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} R_{t+1} \right] = 1 \quad (7)$$

where the optimal portfolio, w , is given by $\sum_{j=1}^J w_j = 1$, and $w_j = 1, \dots, J$, are the optimal weights chosen by the consumer.

Equation (7) is a generalization of the standard Euler equation (4) based on the CRRA utility. The novelty is the presence of the household's total portfolio return. A remarkable feature of the CRRA utility is the link between the EIS and the RRA coefficient: one is the reciprocal of the other. However, this automatic connection may not be desirable. The EIS measures an agent's willingness to substitute consumption over time, and it is well defined in the absence of risk. On the other hand, risk aversion measures the agent's willingness to substitute across states of nature, and it is well defined in the absence of any intertemporal dimension (Hall, 1988). Epstein and Zin's approach is more flexible because the EIS is the reciprocal of the RRA coefficient only when $\gamma = 1$. Indeed, under this restriction, the household's total portfolio return disappears in equation (7), and the standard Euler equation (4) can be viewed as a special case of Euler equation (7). In this vein, by testing $\gamma = 1$ we investigate whether the CRRA utility is suitable or not.

Euler equation (7) can be approximated by the following expression

$$\Delta \ln c_t = \frac{1}{\gamma} \ln R_{t+1} + \frac{1}{\gamma} \ln \beta + \frac{1}{\gamma} \ln \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} + \sigma \ln R_{t+1} + \epsilon_t \quad (8)$$

where $\ln(\tilde{c}_t) \equiv \ln(c_t)$, $\ln(\tilde{r}_t) \equiv \ln(r_t)$, $\sigma_{\tilde{r}_t}$ is the conditional variance of $\tilde{r}_t - 1$, $\tilde{c}_t = c_t / c_{t-1}$, $\tilde{r}_t = r_t / r_{t-1}$, $\Delta \ln(\tilde{c}_t)$ based on the information set available in period $t-1$, and ε_t is an innovation.⁴ As discussed by Yi and Choi (2007), the precautionary motive leads consumers to decrease current consumption, while increasing current saving in order to raise future consumption, an effect captured by $\sigma_{\tilde{r}_t}$ in equation (8).

Notice that, when $\gamma = 1$ and the variance term is constant, Euler equation (8) becomes equation (1) again. Moreover, some authors argue that equation (1) is compatible with the Epstein and Zin (1989) approach even when $\gamma \neq 1$ (see Yogo (2004) and Gomes and Paz (2013)). Assuming homoskedasticity, this happens if the portfolio return is proxied by a single asset return and, as a result, equation (8) becomes

$$\Delta \ln(\tilde{c}_t) = \ln(\tilde{r}_t) + \frac{\sigma_{\tilde{r}_t}}{2} + \varepsilon_t, \quad (9)$$

where $\ln(\tilde{r}_t) = \ln(r_t) - \ln(r_{t-1})$. Notice that equation (9) is identical to equation (1). However, even if precautionary savings were not a concern, we would not adopt equation (9) for two reasons. Firstly, as discussed by Epstein and Zin (1991), in order to distinguish between the empirical predictions of CRRA and Epstein and Zin's preferences, at least two assets are needed, and one of them is the consumer portfolio. Indeed, equation (9) uses the same asset return to represent \tilde{r}_t and \tilde{c}_t , and, as a result, the parameter γ is no longer identified. Secondly, there is still the critique of the conceptual difference between any particular asset and the representative consumer portfolio, as argued by Mulligan (2002) and Dacy and Hasanov (2011). For those reasons, our empirical strategy is based on equation (8), which enables us to identify the structural parameters and test the CRRA utility, taking into account the precautionary motive.

⁴ As detailed in Appendix A, this approximation is exact if we assume that asset returns and consumption are jointly log-normally distributed. Furthermore, the variance term depends on $\Delta \ln(\tilde{r}_t)$, $\sigma_{\tilde{r}_t}$ and ε_t , $i = 1, \dots, N$. Thus, for each i there is a specific variance, and for this reason, $\sigma_{\tilde{r}_t}$ has the subscript i .

As mentioned previously, in equation (8) the precautionary motive is captured by the variance term, σ_{Δ} , which is the conditional variance of $\Delta = 1 + \Delta - (\Delta / \Delta) \Delta$. The variance of Δ , Δ , and Δ , as well as their covariance terms, are sources of risk that should be taken into account. Hence, the variance term in the testing equation (8) is defined in equation (10).

$$\sigma_{\Delta}^2 = \frac{1}{\Delta^2} \left[\text{Var}(\Delta) + \Delta^2 \text{Var}\left(\frac{\Delta}{\Delta}\right) + 2\Delta \text{Cov}\left(\Delta, \frac{\Delta}{\Delta}\right) \right] \quad (10)$$

Therefore, the approach pursued in this paper to estimate the preference parameters is based on equation (8) along with a multivariate approach to estimate the components of σ_{Δ} , as in equation (10). The inclusion of such term has two motivations. Firstly, we are able to take the precautionary savings motive more seriously. Secondly, as mentioned before, if the variance is mistakenly assumed to be constant over-time, then equation (1) omits a relevant variable, which endangers the EIS estimation.

These motivations are valid even when CRRA utility is used. In this case, the asset return coefficient is the EIS – see equation (1) or (5) – and this quantity measures the consumer's willingness to substitute consumption over time. Thus, if asset return changes and the consumption growth rate remains the same, it means that consumer does not substitute consumption over time. However, if uncertainty is not constant, this conclusion may be premature. Suppose that assets returns are going down and, at the same time, uncertainty is increasing. Thus, one factor can compensate for the other and, consumption growth rate remains stable, even with returns falling. Therefore, the researcher will conclude that the consumer does not want to substitute consumption over time. This analysis suggests that a negative correlation between the omitted time-varying risk and the asset return leads to a downward bias in the EIS estimates. Indeed, using simulated data, Guvenen (2006) noticed that consumption

conditional variance is significantly (negatively) correlated with interest rates and, after including such variance in the testing equation the EIS estimates nearly doubled.

Our general case is not different. Treating equation (8) as the data generating process, and applying the TSLS estimator to equation (1), it is possible to show that

$$= \frac{\sum_{t=1}^T \tilde{r}_t \tilde{v}_t}{\sum_{t=1}^T \tilde{v}_t^2} + \frac{\sum_{t=1}^T \tilde{r}_t \tilde{v}_t}{\sum_{t=1}^T \tilde{v}_t^2} + \frac{\sum_{t=1}^T \tilde{r}_t \tilde{v}_t}{\sum_{t=1}^T \tilde{v}_t^2} \quad (11)$$

where \tilde{r}_t , \tilde{v}_t , \tilde{v}_t^2 , $\sigma_{\tilde{v}_t}$ are the projection of such variable into the space of the instruments. As usual, the omission of relevant variables leads the TSLS estimator to be inconsistent, unless the omitted variable is asymptotically uncorrelated with the instruments employed. Under CRRA ($\gamma = 1$), a negative bias comes from a negative correlation between asset return and the variance term, as pointed out by Guvenen (2006). Under Epstein and Zin's preferences, the correlation between the single return and the omitted optimal return is also relevant.

Finally, after estimating equation (8), to test if precautionary savings affect the consumption growth rate, we test whether the coefficient of $\sigma_{\tilde{v}_t}$, $\gamma/2$, is null. Besides this statistical test, we would like to measure the contribution of the precautionary motive to the consumption growth rate. To accomplish this task, we take the time average of equation (8), leading to

$$-\sum_{t=1}^T \Delta \tilde{r}_t = \frac{\sum_{t=1}^T \tilde{r}_t \tilde{v}_t}{\sum_{t=1}^T \tilde{v}_t^2} + \frac{\sum_{t=1}^T \tilde{r}_t \tilde{v}_t}{\sum_{t=1}^T \tilde{v}_t^2} + \frac{\sum_{t=1}^T \tilde{r}_t \tilde{v}_t}{\sum_{t=1}^T \tilde{v}_t^2} \sigma_{\tilde{v}_t} \quad (12)$$

where we assume that $\sum_{t=1}^T \tilde{v}_t^2 / T$ converges to zero. Given that \tilde{v}_t is a zero-mean error, we are just applying the law of large numbers. If all terms on the right-hand side of equation (12) were positive, the direct contribution of the precautionary motive for consumption growth rate could be measured by

$$= 100 \frac{\overline{\sigma_{\tilde{v}_t}}}{\Delta} \quad (13)$$

where $\sigma_{\tilde{v}_t} = \sum_{t=1}^T \sigma_{\tilde{v}_t} / T$ and $\Delta = \sum_{t=1}^T \Delta \tilde{r}_t / T$. However, a negative term on the right-hand side of equation (12) means that the $\overline{\sigma_{\tilde{v}_t}}$ is an upper bound for the precautionary motive

direct impact on consumption growth rate. Even in this case, we consider that it is worth calculating such quantity.

2.3 Related Literature

The precautionary motive for saving has been tested by many empirical studies using different techniques and data sets. In relation to the former, some authors estimated consumer Euler equations, whereas others verified if either consumption or savings responds to time-varying uncertainty. With respect to data sets, empirical studies have employed aggregated time-series and household level data, with advantages and disadvantages. As discussed by Caballero (1990), aggregate data are easily attainable; however, they do not provide a good proxy for the risk faced by families, unless idiosyncratic risk is fully insurable. On the other hand, disaggregate data usually involve short time-series observations, which prevent us from having a clear understanding of the degree of shock persistence.

Beginning with works based on U.S. aggregate time series data, Jorion and Giovannini (1993) estimated an explicit model of time varying first and second moments for nondurable and service consumption and assets return, using a structural-form Euler equation based on Epstein and Zin's preferences. The structural parameters estimates were not significant, and by testing $\gamma = 1$, the CRRA utility was not rejected. Wilson (1998) estimated a trivariate ARCH for nondurable and durable consumption and income, but only the income conditional variance was included in the structural-form Euler equation. A CARA utility was adopted and the results suggest that precautionary savings is relevant.

Yi and Choi (2006) measured uncertainty using an ARCH model for consumption growth, and estimated reduced-form Euler equations using the GMM approach. Their findings, also related to U.S. aggregate data, suggested that the precautionary savings hypothesis is rejected when the CRRA utility is adopted, but the results partially changed when the Epstein

and Zin approach was applied.⁵ Nonetheless, in most cases the specifications based on Epstein and Zin preferences did not yield significant coefficients. As the authors estimated reduced-form Euler equations, no inference of structural parameters was carried out. Lastly, it is worth mentioning that Yi and Choi (2006) estimated σ_{Δ} using an ARCH model for Δ . Despite the fact that ARCH models are intended to estimate conditional volatility, it is important to take into account that σ_{Δ} is the conditional variance of $\Delta - 1$, $+$, $-$ (Δ / Δ) , which implies that a multivariate approach is necessary to adequately assess this issue.

Some studies investigated the precautionary savings induced by income risk, assuming that the interest rate is constant and income is generated by ARIMA processes. For instance, Senhadji (2000) found a closed form solution of the consumption function for exponential and recursive utility functions, showing that precautionary savings depend on preference parameters and income innovation variance. This variance was obtained by estimating different ARIMA processes for the U.S. aggregate income. Finally, using a grid for structural parameters, the author found evidence that substantial precautionary savings (up to 5.3% of income) might exist, even when smooth aggregate income data are used.

Lyhagen (2001) and Hahm and Steigerwald (1999) combined consumption aggregate data with risk measures from survey data. Lyhagen (2001) estimated a time-varying risk using a Swedish survey that asked households about their year-ahead expectations regarding the general economic situation. The conclusion was that consumption would increase by 4.9% if no uncertainty were present. Hahm and Steigerwald (1999) used a survey of professional forecasters from the U.S., and their findings suggested that time-varying income uncertainty can affect both consumption and savings. However, the adjustment does not seem to occur

⁵ To be precise, only the specifications based on the CRRA utility were frequently rejected by the Hansen J test.

instantaneously. In particular, uncertainty plays a substantial role in explaining the adjustment of consumption over a longer horizon.

Finally, there is also literature based on microdata that tested the precautionary hypothesis. Using the PSID, Kuehlwein (1991) found an unexpected negative correlation between consumption growth and a measure of risk. Using the Consumer Expenditure Survey (CES), Skinner (1988) found that salespeople and self-employed workers, those usually thought to have the most risky earnings, save less than other groups. A possible explanation for this result is the self-selection of the least risk averse agents into the most risky occupation. Dynan (1993) used CES data to estimate an approximation of the consumer Euler equation, obtaining a non-significant coefficient of relative prudence.⁶ Moreover, the author did not find evidence that the self-selection of households into risk professions can explain the results.

While these results cast doubt on precautionary motive relevance, some authors reached the opposite conclusion. Using the PSID, Carrol and Samwick (1997, 1998) found evidence that households' wealth is higher for consumers who face greater income risk. Indeed, Carroll and Samwick (1998) findings suggested that between 32% and 50% of wealth in their sample is attributable to the additional risk that some consumers face compared to the lowest risk group. Using data from the National Longitudinal Survey, Kazarosian (1997) findings suggest that a doubling of uncertainty increases the ratio of wealth to permanent income by 29%. Finally, as opposed to previous analyses, Kim (2013) found strong evidence of precautionary motive presence using CES data set. This new result was attributed to the different approach used to treat measurement errors.

3. Econometric Methodology

⁶ To measure the sensitivity of choices to risk, Kimball (1990) introduced the coefficient of relative prudence, which is given by: $-\frac{u'''}{u''}$, where u''' and u'' are, respectively, the third and second derivative of the utility function.

This section details the data set used and the econometric methodology adopted in order to estimate the time-varying variance as well as the consumer's Euler equation.

3.1. Data Description

The data set used in this paper come from Dacy and Hasanov (2011), which consist of consumption and asset-return quarterly observations from the first quarter of 1952 until the last quarter of 2000 for the U.S. economy.

Consumption is measured by real nondurable consumption per capita and real nondurable plus service consumption per capita. Figure 1 presents the evolution of both consumption growth rates. The series are very similar with correlation of around 0.84. Table 1 presents the descriptive statistics. Considering the mean and median, nondurables have the lowest growth rate, a quarterly rate of around 0.38%, which implies an annual rate of 1.54%. For nondurables plus services, the quarterly average growth rate is 0.55%, leading to growth rate about 2.20% per year. The standard deviation of nondurables growth rate is 0.72, as opposed to 0.47 for nondurables plus services. The visual inspection of Figure 1 already points out that the series related to nondurables plus services is smoother than nondurables alone.

Figure 1 here

Table 1 here

Dacy and Hasanov (2011) built an aggregate SMF return comprised of a share-weighted average of the quarterly returns of the assets held by the typical consumer. The weights were extracted from the household holding information published in the Flow of Funds Accounts (FFA) released by the U.S. Board of Governors of the Federal Reserve System (2003) and they refer to assets such as money (M2), T-bills, treasury notes, treasury bonds, municipal bonds, corporate bonds, Stocks (S&P 500), and housing. For each asset, Dacy and Hasanov (2011)

calculated both real return and after-tax real return. From now on, we only employ after-tax real returns.

Figure 2 presents the evolution of the Stocks, T-bill and SMF returns for the American data. The SMF is not as smooth as T-bill, but it is not as volatile as the Stocks return either. Furthermore, the SMF and Stocks seem to be positively correlated. Indeed, their correlation is around 0.92. Despite being highly correlated, the standard deviation of Stock is about three times the standard deviation of SMF (Table 1). The diversification of the SMF comes at a cost, a lower average return. On year basis, the average after-tax real return for SMF and Stock are, respectively, 5.08% and 7.37%.

Figure 2 here

3.2. Consumption risk measure

To develop our research, we estimate the time-varying variance using multivariate GARCH models, in order to incorporate the precautionary motive into the testing equations.

Since the seminal paper of Engle (1982), the univariate ARCH model has been extensively used to estimate volatility. While Engle, Granger, and Kraft (1984) developed the first multivariate ARCH, Bollerslev, Engle, and Wooldridge (1988) proposed the first GARCH model for the conditional covariance matrices labelled VEC model. The subsequent literature developed a series of parsimonious models, which are the models used in our research, since our sample size is lower than those usually used in finance articles. Indeed, macroeconomic applications tend to have low sample size, due to the low frequency of aggregate series.

The standard multivariate GARCH framework can be defined as follows. Consider a stochastic vector process y with dimension $N \times 1$, such that $y = 0$. Suppose that y is conditionally heteroskedastic, such as

$$y = \epsilon / \quad (14)$$

where the $N \times N$ matrix $H_t = \Sigma_t$ is the conditional covariance matrix of y_t , and ε_t is an i.i.d. vector error process, with $\varepsilon_t \sim N(0, I_N)$. In the VEC model, each conditional variance and covariance is a function of all lagged conditional variances and covariances, as well as lagged squared returns and cross-products of returns. The model is such that:

$$H_t = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i H_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_i \varepsilon_{t-i} \varepsilon_{t-i}' \quad (15)$$

where $\text{vec}(\cdot)$ stacks the columns of the lower triangular part of its argument square matrix, ω is an $N(N+1)/2 \times 1$ parameter vector, and α_i and β_i are $N(N+1)/2 \times N(N+1)/2$ parameter matrices. In this model, the estimation of the parameters is computationally demanding and, indeed, the number of parameters is large unless N is small (Silvennoinen and Terasvirta, 2009). In our case, $N = 3$ and, even when $p = q = 1$, the number of parameters is 78, which is prohibitive with our sample size around 200.

Other models were built on the idea of modeling the conditional variances and correlations instead of working with the conditional covariance matrix (Silvennoinen and Terasvirta, 2009). For instance, Bollerslev (1990) worked with a parsimonious model called Constant Conditional Correlation (CCC). As suggested, the conditional correlation matrix is time-invariant and, the conditional covariance matrix is such as:

$$\Sigma_t = R \Phi R' \quad (16)$$

where $\Phi = \text{diag}(\phi_1, \dots, \phi_N)$ and $R = (r_{ij})$ is positive definite with $r_{ii} = 1$, for $i = 1, \dots, N$. For $N = 3$ and $p = q = 1$, the CCC model has only 12 parameters.

The CCC model was generalized by making the conditional correlation matrix time-varying, such as $\Phi_t = \Phi$. For instance, Engle (2002) introduced a Dynamic Conditional Correlation (DCC) where:

$$\Phi_t = \omega + \alpha_1 \Phi_{t-1} + \alpha_2 \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' \quad (17)$$

$$\omega = 1 - \alpha_1 - \alpha_2 \quad (18)$$

where α is a positive scalar and β is a non-negative scalar such that $\alpha + \beta < 1$, Σ is the unconditional correlation matrix of the standardized errors ε_t , and Ω is a positive definite matrix. Compared with the CCC model, the DCC model requires the estimation of only two additional parameters, α and β . However, the estimation procedure is no longer simple as the correlation matrix has to be inverted for each t during every iteration. Despite that, we apply both methods.

3.3. Estimation and Testing Procedures

The equation of interest can be estimated using the GMM approach, as it has an additive zero-mean forecast error. Equations (8) and (10) lead to the following population moment:

$$E \left[\begin{pmatrix} \Delta \ln C_t \\ \Delta \ln C_t^S \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} \alpha + \beta \Delta \ln C_{t-1} \\ \alpha + \beta \Delta \ln C_{t-1}^S \end{pmatrix} \right] = 0 \quad (19)$$

where $\Delta \ln C_t = \ln C_t - \ln C_{t-1}$ and $\Delta \ln C_t^S = \ln C_t^S - \ln C_{t-1}^S$. Equation (19) will be estimated for nondurables consumption and nondurables consumption plus services. In addition, we use two measures for $\Delta \ln C_t$: Stock and SMF returns, resulting in four specifications. Hence, following Dacy and Hasanov's (2011) advice, we substitute the Stock return by the SMF asset return, which was built to mimic a typical consumer portfolio. Finally, we confront the CRRA and the Epstein and Zin (1989) preferences, by testing $\gamma = 1$.

The error associated with the Euler equations is uncorrelated with any information available to agents during the planning period, such as $\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}, \dots, \varepsilon_{t-L} \times \varepsilon_t = 0$, where L are lagged variables ($L > 0$) used as instruments. Tauchen (1986), Mao (1990) and Fuhrer et al. (1995) found that GMM performs better with instrument sets formed by a very few lags of variables in the equation being estimated. However, due to aggregation problems in quarterly data, the use of lags of variables no closer than the second lag has been recommended by Hall

(1988).⁷ That is why we opted for instrument list composed of consumption growth rate, SMF, T-bill lagged twice, i.e. $L_2 = 2$. The term σ_{ϵ_t} is a variance conditional on information available in period $t - 1$, being possibly endogenous. For this reason, we also employ its first lag as instrument, which belongs to the information set from period $t - 2$.⁸

Finally, the moment condition used is given by: $E[\epsilon_t | Z_t] = 0$. The parameters are globally identified only when this moment condition holds just for $L_2 = 2$, where $L_2 = L_1 + 1$. If the correlations between the model β , γ and the instruments are low even for false values of β , then the instruments are weak, and β is weakly identified. As a consequence, the criterion function becomes nearly flat, being insensitive to modest changes in the parameters. As a result, the two-step GMM and iterated GMM point estimators can be quite different, and their confidence sets can also be quite different (Stock et al., 2002).

Hansen et al. (1996) found evidence that, under weak identification, the CUE-GMM is less biased, and its confidence intervals have better coverage rates than the two-step GMM. However, simulations indicate that, in spite of being less biased, the CUE-GMM estimator has heavy tails and can produce extreme estimates under weak identification (Hansen et al., 1996; Stock and Wright, 2000). Therefore, in order to estimate equation (19) we employ the CUE-GMM, but also the two-step and iterated GMM methods. After those estimations, we make use of Hansen's J-statistics to test the validity of each specification. As the power of this overidentification test decreases inasmuch as the number of moment conditions increases, we only use as instruments the second lag of variables that appear in the test equation, instead of many lags. Thus, we avoid an excessive number of moment conditions.

⁷ Such aggregation problem can lead the error term to exhibit a first-order moving average process with serial correlation 0.25 (Working, 1960).

⁸ For simplicity, hereafter we will only mention that instruments are the variables that appear in testing equation lagged twice.

4. Results

To begin with, we present the variance and covariance terms estimated by the multivariate GARCH models. After that, we report the GMM estimations related to equation (19), using stock return. Finally, the SMF asset return is employed and, we are able to verify if the results are robust.

4.1. EIS Estimates

First of all, we employ the CCC and DCC models for nondurables consumption growth rate, Stocks and T-bill, assuming $\rho = 1$. The estimated conditional variances and covariance are presented in Figure 3. Both methods yield similar results, especially for the variances. For the covariances, the DCC estimates a higher volatility, especially in the mid-1970s. Figure 4 presents the results for nondurables plus services consumption growth, Stocks and T-bill. The results are similar to those in Figure 3, except for the consumption variance, especially because the CCC model yields more pronounced volatilities. For both consumption measures, after DDC estimations, we test jointly if $\alpha = 0$ and $\beta = 0$ (see equation 18), because such restrictions imply that DCC collapses to CCC model. The null hypothesis was not rejected only for nondurable consumption; however, for the sake of completeness we present the results for both GARCH models.

Figure 3 here

Figure 4 here

Using the multivariate GARCH results, we employ the GMM to estimate equation (19), where the Stock return measures the consumer optimal portfolio return, and the single-asset return is represented by the T-bill return. As mentioned previously, the instrument list is composed of the second lag of variables that appear in the testing equation.

Table 2 displays the results for equation (19) by making use of nondurable consumption goods. We notice that the Hansen J-test did not reject any specification, at 5% level. As for the parameters, we first notice that γ is always slightly above one. This is an undesirable result, but not surprising, as discussed in detail below. The EIS estimates are significant, at 10% level, in any specification. The CUE-GMM estimates of the EIS are around 0.45, for both CCC and DCC volatilities. The two-step and iterated GMM lead to larger values, especially when the DCC volatilities are used. The γ estimates are positive and significant, at 1% level, in all cases. The two-step and iterated GMM estimates are slightly above 0.9, while the CUE-GMM leads to estimates slightly below 0.9. The RRA coefficient implied by γ and β is also presented in Table 2, as well as its standard error estimated by means of the Delta method. In all cases, the RRA estimate is significant, at 5% level, varying from 0.702 to 2.161. The CUE-GMM yields the larger values, around 2.

Table 2 here

When the EIS estimate is higher (lower) than one, the RRA coefficient is lower (higher) than one (Table 2). These results are qualitatively compatible with the CRRA utility. However, when the CRRA utility is evaluated by testing $\gamma = 1$, the null hypothesis is rejected, at 5% level, in all cases. It means that there is strong evidence against the assumption that EIS is the inverse of the RRA coefficient.

When looking at the relevance of precautionary motive, we firstly calculated the implied coefficient of the variance term in equation (8), i.e. $\gamma/2$, and its standard error using the Delta method. This coefficient was precisely estimated and it was significant at 10% level in all cases. For instance, in the CUE-GMM with DCC, when volatility increases by one, the consumption growth rate increases by 0.269 percentage point on average. By making use of the two-step and iterated GMM we found larger coefficients, indicating that uncertainty has a sizable effect on consumption growth rate. However, while the average growth rate of

nondurables consumption is 0.38% per quarter, the average value of the variance term (σ^2) is only 0.025% for the CUE-GMM with DCC. As a result, the PMC measure, as defined in equation (13), is below 2%. It means that less than 2% of the consumption growth rate can be attributed directly to precautionary motive. Summarizing, consumers react to risk, but the risk term is not expressive. Hence, so far, on statistical grounds, the GMM provides significant coefficients of the volatility term, but the contribution of precautionary motive to consumption growth rate is limited due to low risk level.

Table 3 displays the results for equation (19) when nondurables plus service is employed, along with Stocks and T-bill. Once again, the Hansen-J test did not reject any specification, at 5% level. Only when the two-step GMM is used along with the DCC volatility, the moment condition is rejected at 10% level. Beginning with the subjective discount factor, its estimates are slightly above one, as before. The EIS estimates are significant, at 10% level, except for CUE-GMM. When significant, the EIS tends to be above one. The γ estimates are positive and significant, at 1% level, in all cases. While the two-step and iterated GMM estimates are slightly above 0.9, and close to each other, the CUE-GMM estimates are slightly above 0.8. The implied RRA coefficient is significant, at 5% level, except for CUE-GMM. Focusing only on the significant estimates, while the EIS tends to be above one, the RRA coefficient tends to be below one. However, the result of the hypothesis testing, for $\gamma = 1$, remains the same. In all specifications, the unitary null hypothesis is rejected, at 1% level, which leads to the rejection of the CRRA utility function.

Table 3 here

As for the precautionary motive, the coefficient of the variance term, $\sigma^2/2$, was relevant, at 10% level, in 4 out of 6 specifications, being statistically different from zero only when the EIS is also significant. When significant, this coefficient varies from 0.511 to 0.971, indicating a sizable response to risk. However, as previously found, the PMC measure is very

low. Consumers respond to risk, but given that the risk is not large, a limited percentage of consumption growth rate can be attributed directly to the precautionary savings motive. The largest PMC measure was obtained for the CUE-GMM estimator (around 3%). However, the coefficient $\gamma/2$ is not statistically different from zero in these cases.

So far, the variance coefficient was significant in most cases, but the PMC measure indicates that the uncertainty contribution to consumption growth is very limited. Most importantly, both EIS and RRA coefficient estimates were significant, at 10% level, in 10 out of 12 cases (see Tables 2 and 3), and these estimates are economically meaningful: while the EIS ranges from 0.4 to 1.8, the RRA varies from 0.6 to 2.2. On the other hand, as for the subjective discount factor, the point estimates are above one. When the variance term is treated as constant, the intercept of equation (1) depends on γ and σ , i.e., $\alpha = \frac{\gamma}{1-\gamma} + 0.5 \sigma$, and, in most cases, α is not recovered.⁹ When the variance changes over time, the intercept is only $\frac{\gamma}{1-\gamma}$, and it should be negative. However, in 11 out of 12 specifications used, Yi and Choi (2006) estimated a positive intercept.¹⁰

When the Euler equation is not linearized, the subjective discount factor is identified, and estimates above one were found in different frameworks. See, for instance, Ferson and Harvey (1992) and Lettau and Ludvigson (2009) for CRRA utility; Ferson and Constantinides (1991), Weber (2002) and Lettau and Ludvigson (2009) for habit formation preferences; Eichenbaum et al (1988) for jointly consumption and leisure decisions; Eichenbaum and Hansen (1990) and Okubo (2011) for jointly nondurables and durables consumption decisions. Finally, Epaulard and Pommeret (2001) found α estimates above one, for French data, using CRRA, recursive and habit formation preferences.¹¹

⁹ An exception is Hansen and Singleton (1983) who employed a Maximum Likelihood estimator, identifying α and γ . And, α estimates above one were obtained.

¹⁰ These results are displayed in tables 3-6 in Yi and Choi (2006).

¹¹ Investigating the cause of these results goes beyond our objectives, and we are just pointing out that it is recurrent.

4.2. Robustness analysis

The literature usually makes use of stock and T-bill returns to estimated equation (1). However, when the Epstein and Zin (1989) approach is adopted, one asset must be used to measure consumer portfolio performance. For instance, Yi and Choi (2006) chose the Dow Jones Composite Index as the return on total wealth, while Jorion and Giovannini (1993) employed the value-weighted NYSE market index. However, consumers also have government bonds, corporate bonds, residential and commercial real estate - among other assets – in their portfolios. Hence, following Dacy and Hasanov's (2011) advice, we employ the SMF to measure the return on total wealth. As before, firstly we employed the CCC and DCC models to estimate the volatilities of interest, but for the sake of space we move directly to estimation of equation (19).¹²

Table 4 displays the results for equation (19) using nondurable consumption goods.¹³ To begin with, notice that γ is slightly above one. The EIS estimates are significant, at 10% level, in 5 out of 6 specifications. The estimates from CUE-GMM are lower than those of two-step and iterated GMM. The γ estimates are positive and significant, at 1% level, in all cases, being around 0.7. The RRA estimate is always significant, at 5% level, varying from 0.768 to 1.926. As before, when the CRRA utility is evaluated by testing $\gamma = 1$, the null hypothesis is rejected, at 5% level, in all cases. Furthermore, the Hansen J-test did not reject any specification, at 5% level.

Table 4 here

¹² Complete results are available upon request.

¹³ Initially, the instrument list was composed of the second lag of variables that appear in the testing equation. However, for nondurables consumption, 2 out of 6 specifications present convergence problems: the iterated GMM with DCC and the CUE-GMM with DCC. In both cases convergence was achieved after the exclusion of the lagged variance of the T-bill and of the covariance between T-bill and SMF from the instrument list.

Finally, the implied coefficient of the variance term in equation (8), i.e. $\sigma^2/2$, is significant, at 10% level, in 4 out of 6 specifications. For instance, the CUE-GMM along with DCC volatilities led to a significant estimate, about 0.448. However, the average value of σ , is only 0.013%, while the average growth rate of nondurable consumption is 0.38% per quarter. Also, the PMC measure remains very low.

Table 5 displays the results for equation (19) when nondurables plus service is employed, along with SMF and T-bill. The γ estimates are slightly above one for any specification. The EIS is significant, at 10% level, in 4 out of 6 specifications. When significant, it ranges from 0.727 to 1.501. As before, γ estimates are positive and significant, at 1% level, in all cases, being around 0.8. Finally, the RRA coefficient is significant, at 10% level, in almost all specifications, varying from 0.695 to 1.288. In all specifications, the CRRA utility ($\gamma = 1$) is rejected, at 1% level. Moreover, the Hansen J-test did not reject any specification, even at 10% level.

Table 5 here

As for the precautionary motive, the coefficient of the variance term, $\sigma^2/2$, was relevant, at 10% level, in half of the specifications, being statistically different from zero only when the EIS was also significant. The significant coefficients vary from 0.473 to 0.913. However, the PMC measure is, in general, very small. The CUE-GMM estimator, along with the DCC volatility, yields a PMC measure around 6.46%. However, the coefficient $\sigma^2/2$ is not statistically different from zero in this case.

Dacy and Hasanov (2011) and Gomes and Paz (2013) also estimated equation (1) using the SMF return for the same sample period. In both cases, the significant EIS estimates fall in the range between 0.10 and 0.40. Differently from those studies, we use two assets returns at the same time in equation (14) and, most importantly than that, we add a time-varying risk covariate. And, by the reasons explained in Section 2, our large EIS estimates are not viewed

as an unexpected result. Indeed, based on estimated parameters, we built σ_{ϵ} (equation (10)) and, after that, we calculated the limit probability of EIS (equation (11)). In fact, this procedure was done for each of our 24 specifications. Except by one case, this limit probability was less than 1, which is in line with a downward bias in previous studies. Restricting $\theta = 1$, as done by Dacy and Hasanov (2011) and Gomes and Paz (2013), $\sigma_{\epsilon} < 1$ when $\sigma_{\epsilon} < 1$, which always happened.¹⁴

Table 6 summarizes the main results, considering the 24 specifications based on Stocks and SMF returns. In 19 cases, the EIS estimate was significant, at 10% level, ranging from 0.378 to 1.775. When Stocks are substituted by the SMF, the lower and upper bound of the significant EIS estimates decrease. However, in most specifications the point estimates are far above the ones obtained by Hall (1988) and Yogo (2004), for instance. Focusing on CUE-GMM results, when significant, the EIS ranges from 0.378 to 0.727, which is yet above the estimates found in the literature.

Table 6 here

As for the RRA coefficient, it was precisely estimated in 21 out of 24 specifications, ranging from 0.601 to 2.161 (see Table 6). Focusing on CUE-GMM results, a narrow interval is obtained: 1.288 to 2.161. In any case, the parameter estimates are plausible. Finally, the coefficient of the variance term was significant, at 10%, in 17 cases, being more frequently significant when Stock returns are employed. Perhaps this is the main difference between specifications based on Stocks and SMF.

5. Conclusions

¹⁴ These calculations should be viewed with caution. Differently from a Monte Carlo study, we did not create the data generating process (DGP), we assumed that equation (8) represents the DGP. As a consequence, we were only able to calculate σ_{ϵ} , σ_{η} , $\sigma_{\epsilon\eta}$, and $\sigma_{\epsilon\eta}$ using the estimated parameters. But, even a conservative conclusion is that we cannot discard a downward bias in previous EIS estimates.

This paper estimated the EIS, using aggregate time series data for the U.S. economy. By making use of Epstein and Zin's (1989) recursive preferences, an approximation of consumer Euler equation implies that consumption growth rates depend on asset returns and a time-varying variance, which captures the precautionary motive. The GMM was used to estimate this testing equation. The importance of taking into account the time-varying variance term goes beyond any interest in precautionary savings, since the omission of a relevant term might lead to inconsistent estimates of the structural parameters.

As for the econometric methodology, we made use of the two-step and iterated GMM, and the CUE-GMM as well, in order to estimate the Euler equation. The results indicated that no specification is rejected by the Hansen J test, at 5% level, no matter how the testing equation or the time-varying variance are estimated. Most specifications led to significant estimates of the EIS and the RRA coefficient. When significant, the EIS estimates range from 0.4 to 1.8, while the RRA coefficient varies from 0.6 to 2.2. When the former tends to be above (below) 1, the latter tends to be below (above) 1. However, in all specifications we rejected the CRRA utility.

Finally, the impact of precautionary savings on consumption growth seems to be limited. Although consumers react to risk, its low magnitude causes low effect on consumption allocation. In spite of that, our approach provides significant estimates of both EIS and RRA coefficients. It is worth mentioning that estimates based on aggregate data are extremely useful to researchers in their calibration exercises and to policymakers interested in the aggregate economy. By adding the time-varying variance, we avoid a potential cause of inconsistent estimates and, indeed, unlike most part of the literature, we obtained larger estimates of the EIS.

Acknowledgements

We would like to thank Andre Portela, Cleomar da Silva, Eurilton Araujo, Jefferson Bertolai, Matheus de Magalhães, Marcelo Fernandes, Marcelo dos Santos, Marco Lyrio, Pedro Valls, Ricardo Brito, Sérgio Firpo, seminar participants at Insper and EESP-FGV and anonymous reviewers for suggestions that significantly improved this paper, and Douglas Dacy and Fuad Hasanov for kindly providing their dataset. We would like to thank CNPq for providing financial support for this study. Any remaining errors are our sole responsibility.

References

- Blanchard, O. J., Mankiw, N. G. (1988). Consumption: Beyond Certainty Equivalence. *American Economic Review*, 78(2), 173-177.
- Bollerslev, T.(1990). Modelling the Coherence in Short-run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model. *The Review of Economics and Statistics*, 72(3), 498 – 505.
- Bollerslev, T., Engle R.F., Wooldridge J.M. (1988). A capital asset pricing model with time varying covariances. *Journal of Political Economy*, 96, 116–131.
- Browning, M. and Crossley, T. F. (2001). The Life-Cycle Model of Consumption and Saving. *Journal of Economic Perspectives*, 15 (3), 3–22.
- Caballero, Ricardo J. (1990). Consumption Puzzles and Precautionary Savings. *Journal of Monetary Economics*, 25(1), 113–36.
- Caballero, Ricardo J. (1991). Earnings Uncertainty and Aggregate Wealth Accumulation. *American Economic Review*, 81(4), 859-871.
- Campbell, J. Y., (2003). Consumption-Based Asset Pricing. In G. M. Constantinides, M. Harris and R. M. Stulz (eds.), *Handbook of the Economics of Finance*, vol. 1b. Amsterdam: Elsevier.
- Campbell, J. Y., and N. G. Mankiw (1989). Consumption, Income, and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence. In O. J. Blanchard and S. Fischer (eds.), *NBER Macroeconomics Annual 1989*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Carroll, C. D. (1992). The Buffer-Stock Theory of Saving: Some Macroeconomic Evidence. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 61–156.
- Carroll, C. D. (1997). Buffer Stock Saving and the Life Cycle/Permanent Income Hypothesis. *Quarterly Journal of Economics*, 112(1), 1–56.
- Carroll, C.D., Samwick, A.A. (1997). The nature of precautionary wealth. *The Quarterly Journal of Economics*, 40, 41–71.

- Carroll, C.D., Samwick, A.A. (1998). How Important Is Precautionary Saving? Review of Economics and Statistics, 80 (3), 410-419.
- Dacy, D. and Hasanov, F. (2011). A Finance Approach to Estimating Consumption Parameters. Economic Inquiry, 49 (1), 122-154.
- Dynan, K. (1993). How Prudent are Consumers? The Journal of Political Economy, 101 (6), 1104-1113.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with the estimates of the variance of United Kingdom inflation. Econometrica, 50, 987-1007.
- Engle, R. F., Granger, C. W. J. and Kraft, D. (1984). Combining competing forecasts of inflation using a bivariate ARCH model. Journal of Economic Dynamics and Control, 8, 151–165.
- Engle, R. (2002). Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models. Journal of Business & Economic Statistics, 20(3), 339-350.
- Epaulard, A. and Pommeret, A. (2001). Agents' Preferences, the Equity Premium, and the Consumption-Saving Trade-Off: An Application to French Data. IMF Working Papers 01/117, International Monetary Fund.
- Eichenbaum, M. and Hansen, L. P. (1990). Estimating Models with Intertemporal Substitution Using Aggregate Time Series Data. Journal of Business & Economic Statistics, 8(1), 53-69.
- Eichenbaum, M. S., Hansen, L. P., and Singleton, K. J. (1988). A Time Series Analysis of Representative Agent Models of Consumption and Leisure Choice Under Uncertainty. The Quarterly Journal of Economics, February, 51-78.
- Epstein, L. G. and Zin, S. E. (1989). Substitution, risk aversion and the temporal behavior of consumption and asset returns: a theoretical framework. Econometrica, 57, 937-79.

- Epstein, L. G. and Zin, S. E. (1991). Substitution, risk aversion and the temporal behavior of consumption and asset returns: an empirical analysis. *Journal of Political Economy*, 99, 263-286.
- Ferson, W. and Constantinides, G. M.(1991). Habit persistence and durability in aggregate consumption: Empirical tests. *Journal of Financial Economics*, 29(2), 199 – 240.
- Ferson, W. and Harvey, C. (1992). Seasonality and Consumption-Based Asset Pricing. *Journal of Finance*, 47, 511-552.
- Fuhrer, J.C., Moore, G.R. and Schuh, S.D. (1995). Estimating the linear-quadratic inventory model: maximum likelihood versus generalized methods of moments. *Journal of Monetary Economics*, 35, 115-157.
- Gomes, F. and Paz, L. (2011). Narrow Replication of Yogo (2004) Estimating the Elasticity of Intertemporal Substitution When Instruments are Weak. *Journal of Applied Econometrics*, 26 (7), 1215-1216.
- Gomes, F. and Paz, L. (2013). Estimating the elasticity of intertemporal substitution: Is the aggregate financial return free from the weak instrument problem? *Journal of Macroeconomics*, 36, 63-75.
- Guiso, L., Jappelli, T. and Terlizzese, D. (1992). Earnings uncertainty and precautionary saving. *Journal of Monetary Economics*, 30 (2), 307-337.
- Guvenen, F. (2006). Reconciling conflicting evidence on the elasticity of intertemporal substitution: a macroeconomic perspective. *Journal of Monetary Economics*, 53, 1451–1472.
- Hahm, J.H. (1998). Consumption Adjustment to Real Interest Rates: Intertemporal Substitution Revisited. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 22, 293-320.
- Hahm, J.H. and Steigerwald, D. G. (1999). Consumption adjustment under time-varying income uncertainty. *Review of Economics and Statistics*, 81, 32-40.

- Hall, R. E. (1978). Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence. *Journal of Political Economy*, 86(6), 971-987.
- Hall, R. E. (1988). Intertemporal Substitution in Consumption. *Journal of Political Economy*, 96 (2), 339-357.
- Hansen, L., Heaton, J. and Yaron, A. (1996). Finite-Sample Properties of Some Alternative GMM Estimators. *Journal of Business and Economic Statistics*, 14 (3), 262-280.
- Hansen, L. P., and Singleton, K. J. (1983). Stochastic Consumption, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Asset Returns. *Journal of Political Economy*, 91 (2), p. 249-265.
- Jorion, P. and Giovannini, A. (1993). Time-series tests of a non-expected-utility model of asset pricing. *European Economic Review*, 37, 1083--1100.
- Kazarosian, M. (1997). Precautionary Savings - A Panel Study. *Review of Economics and Statistics*, 79 (2), 241-247.
- Kim, S. (2013). Prudent consumers: New evidence from the Consumer Expenditure Survey. *Economic Modelling*, 33, 77–85.
- Kuehlwein, M. (1991). A test for the presence of precautionary saving. *Economics Letters*, 37, 471-475.
- Kim, S. (2013). Prudent consumers: New evidence from the Consumer Expenditure Survey. *Economic Modelling*, 33, 77–85.
- Kimball, M. S. (1990). Precautionary Saving in the Small and in the Large. *Econometrica*, 58, 53-73.
- Leland, H. (1968). Saving and uncertainty: the precautionary demand for saving. *Quarterly Journal of Economics*, 82, 465-472.
- Lettau, M. and Ludvigson, S. (2009). Euler Equation Errors. *Review of Economic Dynamics*, 12(2), 255 – 283.

- Mankiw, N. (1981). The permanent income hypothesis and the real interest rate. *Economics Letters*, 7, 307-311.
- Mao, C. S. (1990). Hypothesis testing and finite sample properties of generalized method of moments estimators: a Monte Carlo study. Working paper 90-12, Federal Reserve Bank of Richmond.
- Mulligan, C., (2002). Capital, Interest, and Aggregate Intertemporal Substitution. NBER working paper 9373.
- Neely, C. J., Roy, A. and Whiteman, C. H. (2001). Risk Aversion versus Intertemporal Substitution: A Case Study of Identification Failure in the Intertemporal Consumption Capital Asset Pricing Model. *Journal of Business and Economic Statistics*, 19 (4), 395-403.
- Newey, W. K., West, K. D. (1994). Automatic lag selection in covariance matrix estimation. *Review of Economic Studies*, 61 (4): 631–654.
- Okubo, M. (2011). The Intertemporal Elasticity of Substitution: An Analysis Based on Japanese Data. *Economica*, 78, 367–390.
- Patterson, K. D. and Pesaran, B. (1992). The Intertemporal Elasticity of Substitution in Consumption in the United States and the United Kingdom. *Review of Economics and Statistics*, 74 (4), 573-584.
- Skinner, J.(1988). Risky Income, Life Cycle Consumption and Precautionary Saving. *Journal of Monetary Economics*, 22, 237-255.
- Senhadji, A. S. (2000). How Significant Are Departures from Certainty Equivalence? Some Analytical and Empirical Results. *Review of Economic Dynamics*, 3, 597-617.
- Sandmo, A. (1970). The Effect of Uncertainty on Saving Decisions. *The Review of Economic Studies*, vol. 37, 3, 353-360.

- Silvennoinen, A. and Teräsvirta, T. (2009). Multivariate GARCH models. In Andersen, T.G., Davis, R.A., Kreiß, J.P. and Mikosch, Th. (eds.) Handbook of Financial Time Series. Berlin: Springer-Verlag.
- Stock, J.H. and Wright, J. H. (2000). GMM with Weak Identification. *Econometrica*, 68(5), 1055-1096.
- Stock, J. H., Wright, J. H. and Yogo, M. (2002). A Survey of Weak Instruments and Weak Identification in Generalized Method of Moments. *Journal of Business and Economic Statistics*, 20 (4), 518–529.
- Tauchen, G. (1986). Statistical properties of generalized method-of-moments estimators of structural parameters obtained from financial market data. *Journal of Business and Economic Statistics*, 4, 397-416.
- Wilson, B. K. (1998). The Aggregate Existence of Precautionary Saving: Time-Series Evidence from Expenditures on Nondurable and Durable Goods. *Journal of Macroeconomics*, 20(2), 309-323.
- Weber, C. (2002). Intertemporal non-separability and “rule of thumb” consumption. *Journal of Monetary Economics*, 49 (2), 293-308
- Working, H. (1960). Note on the correlation of first differences of averages in a random chain. *Econometrica*, 28, 916-918.
- Yi, M. H. and Choi, C. (2006). A GMM test of the precautionary saving hypothesis with nonexpected-utility preferences. *Applied Economics*, 38, 71-78.
- Yogo, M. (2004). Estimating The Elasticity of Intertemporal Substitution When Instruments are Weak. *Review of Economics and Statistics*, 86 (3), 797-810.

Appendix: Euler equation and log-normality assumption

Assume that ϵ_t is a log-normal random variable. Then,

$$E_{t+1} = E_t + 0.5\text{Var}_t \quad (A.1)$$

where $\Delta_t \equiv \Delta_{t+1}$. If $E_t = 1$, then the property (A.1) implies that

$$E_{t+1} + 0.5\text{Var}_t = 0 \quad (A.2)$$

In addition, $\Delta_t = E_{t+1} + \Delta_{t+1}$, as long as $E_{t+1} = 0$. And, $\Delta_t + 0.5\text{Var}_t = \Delta_{t+1}$. Define $\beta \equiv \frac{\Delta_t}{\Delta_{t+1}}$. Thus, equation (3) becomes

$$-\Delta_t + \beta - 1 + \Delta_{t+1} + \sigma_t = 0 \quad (A.3)$$

where $\Delta_t = \Delta_{t+1}$, $\Delta_{t+1} = \Delta_t$, and $\sigma_t = \text{Var}_t$. After manipulation, equation (A.4) leads to

$$\Delta_t = \beta + \frac{\Delta_{t+1}}{\Delta_t} + \sigma_t + \Delta_{t+1} \quad (A.4)$$

where $\Delta_t = -(\Delta_{t+1}/\Delta_t)$, and $E_{t+1} = 0$. Thus,

$$\sigma_t = \text{Var}_t = \text{Var}_t(-\Delta_t + \beta - 1 + \Delta_{t+1}) \quad (A.5)$$

$$\sigma_t = \frac{-\text{Var}_t \Delta_t + \beta - 1 \text{Var}_t + \text{Var}_t \Delta_{t+1}}{-\text{Cov}_t \Delta_t, \Delta_{t+1} - \text{Cov}_t \Delta_t, \Delta_{t+1} + 2\beta - 1 \text{Cov}_t \Delta_t, \Delta_{t+1}} \quad (A.7)$$

Finally, equation (A.5) implies the following the moment condition

$$= \frac{\Delta_t}{\Delta_{t+1}} - \beta - \frac{\Delta_{t+1}}{\Delta_t} + \sigma_t \quad (A.8)$$

The restriction $\beta = 1$ is equivalent to assume the CRRA utility. As mentioned in the introduction, under this restriction, equations (A.5) and (A.6) become, respectively,

$$\Delta_t = \beta + \frac{\Delta_{t+1}}{\Delta_t} + \sigma_t + \Delta_{t+1} \quad (A.9)$$

$$\sigma_t = \text{Var}_t(-\Delta_t) \quad (A.10)$$

And, σ^2 is the conditional variance of ϵ_i , $- \Delta$. Assuming homoskedasticity, the intercept of equation (A.9) becomes $\alpha = \alpha_0 + 0.5 \sigma^2$.

Tables

Table 1 - Descriptive Statistics

| Statistic | Consumption Growth Rate | | | Returns | |
|----------------|-------------------------|-------|-------|---------|--------|
| | ND | NDS | SMF | T-bill | Stocks |
| Mean | 0.38% | 0.55% | 1.25% | 0.09% | 1.76% |
| Median | 0.38% | 0.57% | 1.38% | 0.13% | 2.77% |
| Std. Deviation | 0.72% | 0.47% | 2.35% | 0.47% | 7.37% |

Note: Growth rates and returns are at quarterly basis.

Table 2 – GMM estimates of Model (19), using Nondurable, Stocks and T-bill

| Method | GMM Estimates | | | Implied | Hypotheses Tests | | Implied | PMC measure |
|--------------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|-------------------|---------------------|----------------|
| | β | ψ | θ | γ | $\theta=1$ | J-test | $\psi/2\theta$ | |
| | (s.e.) | (s.e.) | (s.e.) | (s.e.) | (p-value) | (p-value) | (s.e.) | |
| <i>Two-Step GMM</i> | | | | | | | | |
| CCC | 1.005*** (0.001) | 0.835*** (0.224) | 0.939*** (0.022) | 1.185*** (0.301) | 7.512*** (0.006) | 7.548 (0.374) | 0.445*** (0.120) | 1.07% |
| | 1.003*** (0.001) | 1.060*** (0.342) | 0.942*** (0.023) | 0.946*** (0.287) | 6.419** (0.011) | 10.615 (0.156) | 0.563*** (0.186) | |
| DCC | 1.003*** (0.001) | 1.060*** (0.342) | 0.942*** (0.023) | 0.946*** (0.287) | 6.419** (0.011) | 10.615 (0.156) | 0.563*** (0.186) | 0.99% |
| | 1.003*** (0.001) | 1.060*** (0.342) | 0.942*** (0.023) | 0.946*** (0.287) | 6.419** (0.011) | 10.615 (0.156) | 0.563*** (0.186) | |
| <i>Iterated GMM</i> | | | | | | | | |
| CCC | 1.005*** (0.002) | 0.781*** (0.294) | 0.933*** (0.030) | 1.262*** (0.449) | 5.084** (0.024) | 5.229 (0.632) | 0.419*** (0.156) | 1.14% |
| | 1.003*** (0.001) | 1.479* (0.755) | 0.919*** (0.026) | 0.702** (0.315) | 9.381*** (0.002) | 10.321 (0.171) | 0.805* (0.419) | |
| DCC | 1.003*** (0.001) | 1.479* (0.755) | 0.919*** (0.026) | 0.702** (0.315) | 9.381*** (0.002) | 10.321 (0.171) | 0.805* (0.419) | 1.38% |
| | 1.003*** (0.001) | 1.479* (0.755) | 0.919*** (0.026) | 0.702** (0.315) | 9.381*** (0.002) | 10.321 (0.171) | 0.805* (0.419) | |
| <i>Continuous updating GMM</i> | | | | | | | | |
| CCC | 1.010*** (0.004) | 0.433** (0.182) | 0.888*** (0.048) | 2.161** (0.839) | 5.424** (0.020) | 3.746 (0.809) | 0.244** (0.098) | 1.88% |
| | 1.009*** (0.004) | 0.478*** (0.174) | 0.890*** (0.049) | 1.971*** (0.676) | 5.085** (0.024) | 4.944 (0.667) | 0.269*** (0.098) | |
| DCC | 1.009*** (0.004) | 0.478*** (0.174) | 0.890*** (0.049) | 1.971*** (0.676) | 5.085** (0.024) | 4.944 (0.667) | 0.269*** (0.098) | 1.79% |
| | 1.009*** (0.004) | 0.478*** (0.174) | 0.890*** (0.049) | 1.971*** (0.676) | 5.085** (0.024) | 4.944 (0.667) | 0.269*** (0.098) | |

Note: For coefficients, in parenthesis is the standard error (s.e.). For hypotheses testing, the parenthesis contains the p-value. *, **, *** means significant at 10%, 5% and 1%, respectively. The implied RRA coefficient, γ , is given by $1 - \frac{1}{\theta} - \frac{\psi}{2\theta}$. The coefficient of the variance term, ψ , is $\sigma^2/2$ (see equation 4). The standard errors of γ and $\psi/2\theta$ are calculated using the Delta method. PMC is given by equation (8). In all specifications, the GMM weighting matrix is based on Newey-West estimator along with Bartlett kernel and Newey and West's (1994) method of bandwidth selection.

Table 3 – GMM estimates of Model (19), using Nondurable plus Services, Stocks and T-bill

| Method | GMM Estimates | | | Implied γ (s.e.) | Hypotheses Tests | | Implied $\psi/2\theta$ (s.e.) | PMC measure |
|--------------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|-------------------------------|----------------------|--------------------|-------------------------------------|----------------|
| | β | ψ | θ | | $\theta=1$ | J-test | | |
| | (s.e.) | (s.e.) | (s.e.) | | (p-value) | (p-value) | | |
| <i>Two-Step GMM</i> | | | | | | | | |
| CCC | 1.005*** (0.002) | 1.199** (0.479) | 0.937*** (0.016) | 0.844*** (0.311) | 15.651*** (0.000) | 11.703 (0.111) | 0.640** (0.259) | 0.58% |
| | 1.004*** (0.002) | 1.499** (0.612) | 0.932*** (0.016) | 0.690*** (0.253) | 19.192*** (0.000) | 12.651* (0.081) | 0.805** (0.332) | 0.70% |
| <i>Iterated GMM</i> | | | | | | | | |
| CCC | 1.006*** (0.002) | 0.964*** (0.321) | 0.943*** (0.019) | 1.035*** (0.326) | 9.366*** (0.002) | 10.857 (0.145) | 0.511*** (0.172) | 0.50% |
| | 1.003*** (0.002) | 1.775* (0.992) | 0.914*** (0.021) | 0.601** (0.286) | 16.880*** (0.000) | 9.933 (0.192) | 0.971* (0.549) | 1.04% |
| <i>Continuous updating GMM</i> | | | | | | | | |
| CCC | 1.008*** (0.005) | 1.214 (1.148) | 0.813*** (0.038) | 0.857 (0.633) | 23.696*** (0.000) | 7.371 (0.391) | 0.747 (0.708) | 2.90% |
| | 1.005*** (0.003) | 1.813 (1.731) | 0.837*** (0.031) | 0.625 (0.440) | 27.270*** (0.000) | 7.343 (0.394) | 1.084 (1.039) | 3.16% |

Note: For coefficients, in parenthesis is the standard error (s.e.). For hypotheses testing, the parenthesis contains the p-value. *, **, *** means significant at 10%, 5% and 1%, respectively. The implied RRA coefficient, γ , is given by $1 - \frac{1}{\theta}$. The coefficient of the variance term, ψ , is $\psi/2$ (see equation 4). The standard errors of β and $\psi/2$ are calculated using the Delta method. PMC is given by equation (8). In all specifications, the GMM weighting matrix is based on Newey-West estimator along with Bartlett kernel Newey and West's (1994) method of bandwidth selection.

Table 4 – GMM estimates of Model (19), using Nondurable, SMF and T-bill

| Method | GMM Estimates | | | Implied | Hypotheses Tests | | Implied | PMC measure |
|--------------------------------|---------------|----------|----------|----------|------------------|-----------|----------------|----------------|
| | β | ψ | θ | γ | $\theta=1$ | J-test | $\psi/2\theta$ | |
| | (s.e.) | (s.e.) | (s.e.) | (s.e.) | (p-value) | (p-value) | (s.e.) | |
| <i>Two-Step GMM</i> | | | | | | | | |
| CCC | 1.005*** | 1.018** | 0.826*** | 0.986*** | 5.386** | 9.081 | 0.616** | 0.91% |
| | (0.002) | (0.399) | (0.075) | (0.318) | (0.020) | (0.247) | (0.276) | |
| DCC | 1.004*** | 1.391*** | 0.826*** | 0.768*** | 12.666*** | 11.012 | 0.843*** | 0.98% |
| | (0.001) | (0.466) | (0.049) | (0.193) | (0.000) | (0.138) | (0.308) | |
| <i>Iterated GMM</i> | | | | | | | | |
| CCC | 1.005*** | 1.200 | 0.777*** | 0.871** | 5.933** | 6.816 | 0.772 | 1.11% |
| | (0.002) | (0.729) | (0.091) | (0.387) | (0.015) | (0.448) | (0.520) | |
| DCC | 1.004*** | 1.154*** | 0.828*** | 0.890*** | 4.122** | 7.074 | 0.697** | 0.94% |
| | (0.001) | (0.425) | (0.085) | (0.258) | (0.042) | (0.215) | (0.305) | |
| <i>Continuous updating GMM</i> | | | | | | | | |
| CCC | 1.018*** | 0.378* | 0.562*** | 1.926** | 9.784*** | 4.888 | 0.336 | 1.98% |
| | (0.008) | (0.215) | (0.140) | (0.900) | (0.002) | (0.674) | (0.216) | |
| DCC | 1.011*** | 0.600** | 0.670*** | 1.447*** | 7.392*** | 5.817 | 0.448* | 1.54% |
| | (0.004) | (0.268) | (0.121) | (0.523) | (0.007) | (0.324) | (0.231) | |

Note: For coefficients, in parenthesis is the standard error (s.e.). For hypotheses testing, the parenthesis contains the p-value. *, **, *** means significant at 10%, 5% and 1%, respectively. The implied RRA coefficient, γ , is given by $1 - \frac{1}{\theta}$. The coefficient of the variance term, ψ , is $\frac{\sigma^2}{2}$ (see equation 4). The standard errors of β and $\frac{\psi}{2\theta}$ are calculated using the Delta method. PMC is given by equation (8). In all specifications, the GMM weighting matrix is based on Newey-West estimator along with Bartlett kernel and Newey and West's (1994) method of bandwidth selection.

Table 5 – GMM estimates of Model (19), using Nondurable plus Services, SMF and T-bill

| Method | GMM Estimates | | | Implied | Hypotheses Tests | Implied | PMC measure | |
|--------------------------------|---------------|----------|----------|----------|------------------|-----------|----------------|----------------|
| | β | ψ | θ | γ | $\theta=1$ | J-test | | $\psi/2\theta$ |
| | (s.e.) | (s.e.) | (s.e.) | (s.e.) | (p-value) | (p-value) | | (s.e.) |
| <i>GMM Two-Step</i> | | | | | | | | |
| CCC | 1.005*** | 1.501* | 0.822*** | 0.726** | 17.244*** | 10.576 | 0.913* | 0.59% |
| | (0.002) | (0.845) | (0.043) | (0.306) | (0.000) | (0.158) | (0.525) | |
| DCC | 1.006*** | 1.205*** | 0.813*** | 0.862*** | 26.111*** | 10.682 | 0.741** | 0.55% |
| | (0.002) | (0.453) | (0.037) | (0.252) | (0.000) | (0.153) | (0.291) | |
| <i>Iterated GMM</i> | | | | | | | | |
| CCC | 1.007*** | 1.134* | 0.778*** | 0.908** | 11.368*** | 7.109 | 0.729 | 0.63% |
| | (0.003) | (0.646) | (0.066) | (0.388) | (0.001) | (0.418) | (0.447) | |
| DCC | 1.005*** | 1.673 | 0.757*** | 0.695** | 16.468*** | 8.417 | 1.105 | 0.93% |
| | (0.002) | (1.167) | (0.060) | (0.307) | (0.000) | (0.297) | (0.808) | |
| <i>Continuous updating GMM</i> | | | | | | | | |
| CCC | 1.010*** | 0.727** | 0.768*** | 1.288*** | 8.510*** | 6.558 | 0.473** | 0.55% |
| | (0.003) | (0.295) | (0.080) | (0.439) | (0.004) | (0.476) | (0.213) | |
| DCC | 1.021*** | 1.485 | 0.399*** | 0.869 | 45.427*** | 5.493 | 1.859 | 6.50% |
| | (0.012) | (3.812) | (0.089) | (0.691) | (0.000) | (0.600) | (4.782) | |

Note: For coefficients, in parenthesis is the standard error (s.e.). For hypotheses testing, the parenthesis contains the p-value. *, **, *** means significant at 10%, 5% and 1%, respectively. The implied RRA coefficient, γ , is given by $1 - \frac{1}{1 + \theta}$. The coefficient of the variance term, ψ , is $\frac{\sigma^2}{2}$ (see equation 4). The standard errors of β and $\psi/2\theta$ are calculated using the Delta method. PMC is given by equation (8). In all specifications, the GMM weighting matrix is based on Newey-West estimator along with Bartlett kernel and Newey and West's (1994) method of bandwidth selection.

Table 6 – Summary of GMM Results

| Consumer's portfolio return (,) | Consumption measure () | Range of significant estimates, at 10% level (number of significant estimates) | | |
|---|-------------------------------|---|--------------------|--------------------|
| | | ψ | γ | $\psi/2\theta$ |
| Stocks | ND | 0.433-1.479 (6) | 0.702-2.161 (6) | 0.244-0.805 (6) |
| Stocks | NDS | 0.964-1.775 (4) | 0.601-1.035 (4) | 0.511-0.971 (4) |
| SMF | ND | 0.378-1.391 (5) | 0.768-1.926 (6) | 0.448-0.843 (4) |
| SMF | NDS | 0.727-1.501 (4) | 0.695-1.288 (5) | 0.473-0.913 (3) |

Figures

Figure 1 - Consumption Growth Rate

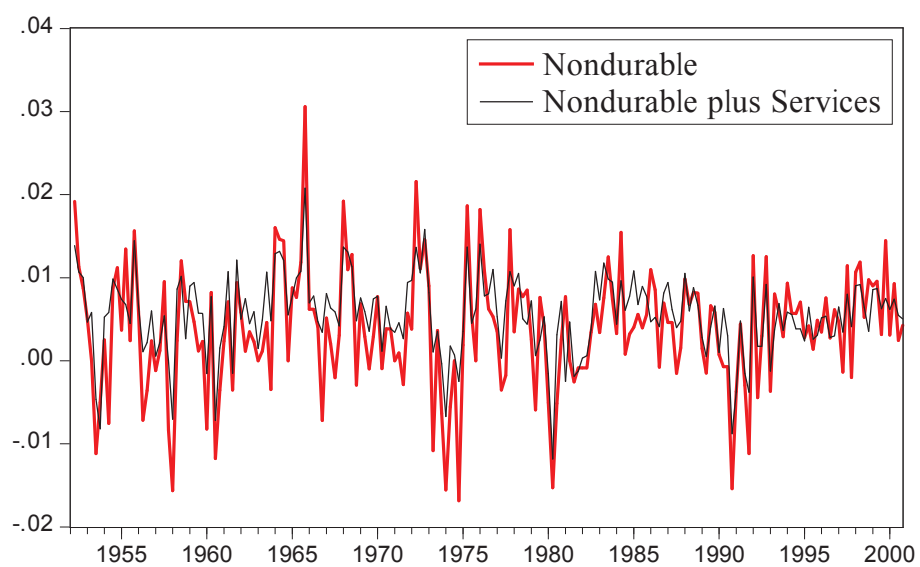


Figure 2 - Assets Returns

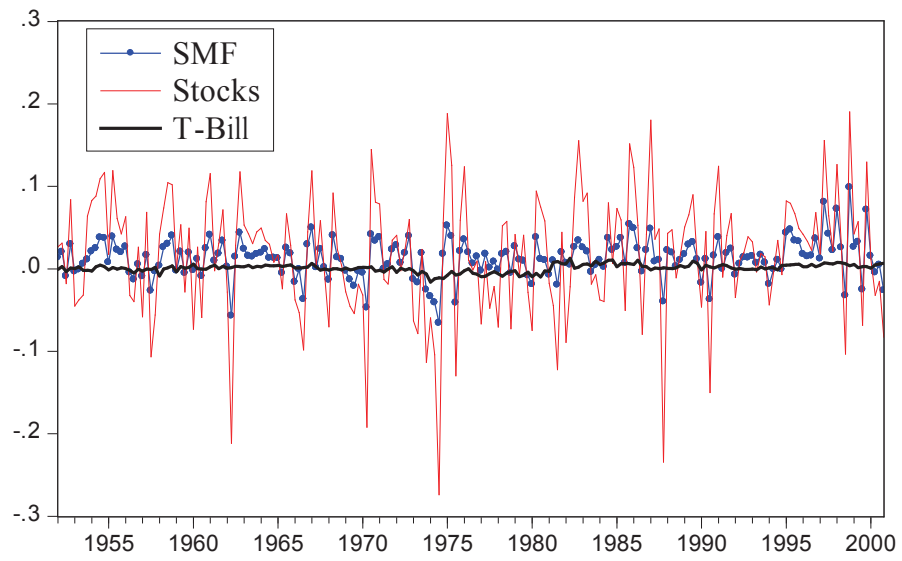


Figure 3 – CCC and DCC results: Nondurable, Stock and T-bill

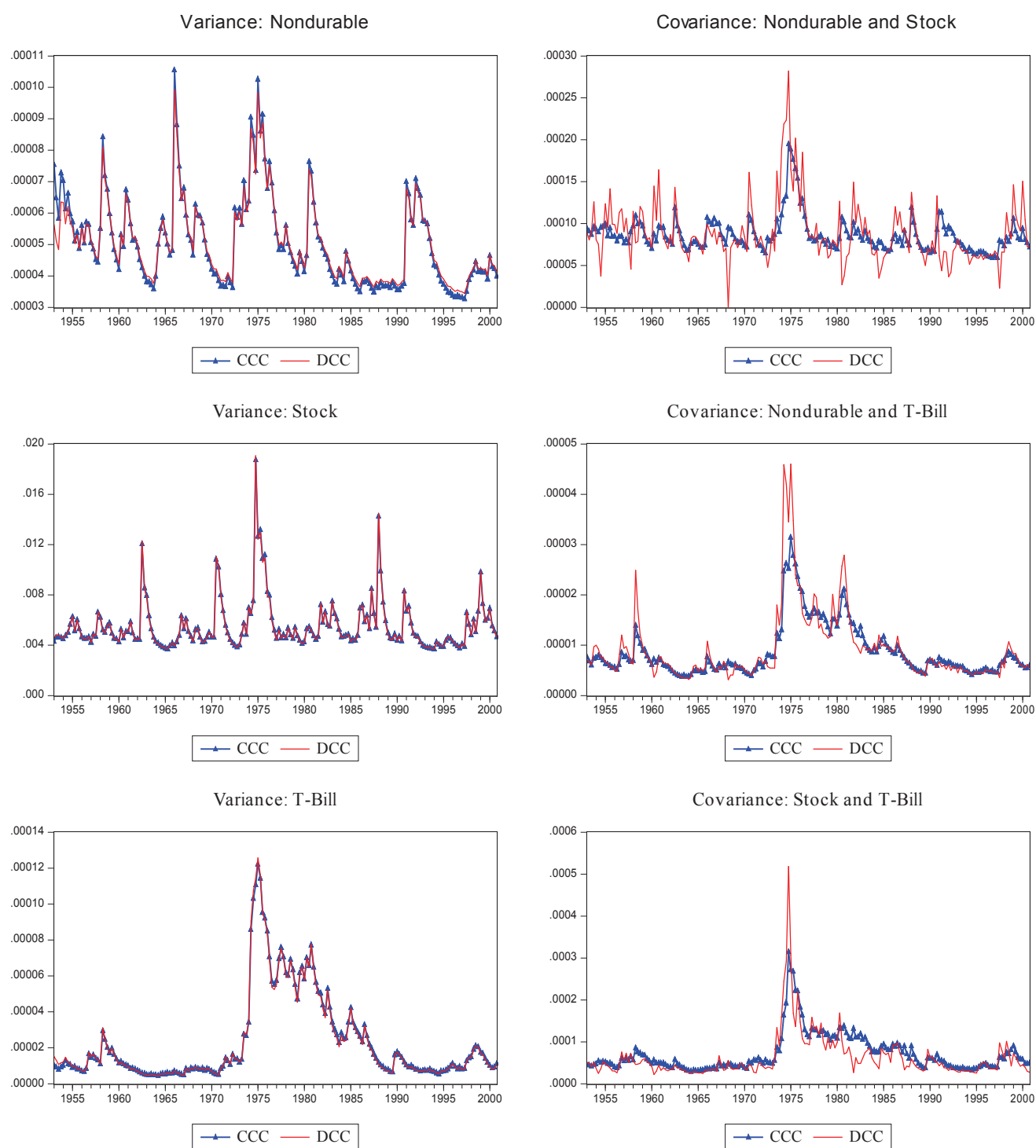


Figure 4 – CCC and DCC: Nondurable plus Services, Stock and T-bill

