

Schettini, Bernardo Patta et al.

Working Paper

Novas evidências empíricas sobre a dinâmica trimestral do consumo agregado das famílias brasileiras no período 1995-2009

Texto para Discussão, No. 1614

Provided in Cooperation with:

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

Suggested Citation: Schettini, Bernardo Patta et al. (2011) : Novas evidências empíricas sobre a dinâmica trimestral do consumo agregado das famílias brasileiras no período 1995-2009, Texto para Discussão, No. 1614, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/91267>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

1614

TEXTO PARA DISCUSSÃO

**NOVAS EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS
SOBRE A DINÂMICA TRIMESTRAL
DO CONSUMO AGREGADO DAS
FAMÍLIAS BRASILEIRAS NO
PERÍODO 1995-2009**

**Bernardo Patta Schettini
Cláudio Hamilton Matos dos Santos
Cláudio Roberto Amitrano
Gabriel Coelho Squeff
Márcio Bruno Ribeiro
Raphael Rocha Gouvêa
Rodrigo Octávio Orair
Thiago Sevilhano Martinez**

**Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada**

**NOVAS EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS SOBRE
A DINÂMICA TRIMESTRAL DO CONSUMO
AGREGADO DAS FAMÍLIAS BRASILEIRAS NO
PERÍODO 1995-2009**

Bernardo Patta Schettini*
Cláudio Hamilton Matos dos Santos*
Cláudio Roberto Amitrano*
Gabriel Coelho Squeff*
Márcio Bruno Ribeiro*
Raphael Rocha Gouvêa*
Rodrigo Octávio Orair*
Thiago Sevilhano Martinez*

* Técnicos de Planejamento e Pesquisa na Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea. Os autores agradecem os comentários de Sérgio Gobetti e Vinicius Cerqueira, eximindo-os de qualquer erro remanescente.

Governo Federal

**Secretaria de Assuntos Estratégicos da
Presidência da República**

Ministro Wellington Moreira Franco

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada à Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente

Marcio Pochmann

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Fernando Ferreira

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais

Mário Lisboa Theodoro

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia

José Celso Pereira Cardoso Júnior

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

João Sicsú

Diretora de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Liana Maria da Frota Carleial

Diretor de Estudos e Políticas Setoriais, de Inovação, Regulação e Infraestrutura

Márcio Wohlers de Almeida

Diretor de Estudos e Políticas Sociais

Jorge Abrahão de Castro

Chefe de Gabinete

Persio Marco Antonio Davison

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação

Daniel Castro

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

Texto para Discussão

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e de inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou da Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

ISSN 1415-4765

JEL: E21; E27; C22; C52; C82.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO	7
2 APROXIMAÇÕES TRIMESTRAIS PARA A RENDA DISPONÍVEL DO SETOR PRIVADO	9
3 CONSUMO NAS CONTAS NACIONAIS: VALORES NOMINAIS, VOLUMES E DEFLATOR IMPLÍCITO	16
4 BREVE RESENHA DA LITERATURA RECENTE SOBRE A DINÂMICA DO CONSUMO DAS FAMÍLIAS NO BRASIL.....	20
5 DADOS E ESPECIFICAÇÕES ECONÔMICAS PROPRIAMENTE DITOS.....	24
6 CONSIDERAÇÕES FINAIS	36
REFERÊNCIAS	37
ANEXOS	41
ANEXO 2	43
ANEXO 3	46

SINOPSE

Este trabalho apresenta especificações econométricas inéditas para o consumo agregado das famílias brasileiras em níveis trimestrais no período 1995-2009. Argumenta-se, em particular, que a utilização de aproximações trimestrais da renda disponível do setor privado (a preços de 1995 encadeados) do crédito disponibilizado às famílias brasileiras (em porcentagem do PIB) e (de uma *proxy*) da taxa de juros real da economia como variáveis explicativas da dinâmica trimestral do consumo agregado destas famílias gera modelos bem ajustados “dentro da amostra” e com precisão de mais de 99% por trimestre em quatro trimestres “fora da amostra”. Tais modelos sugerem, ainda, uma elasticidade-renda – privada, excluindo rendas líquidas de propriedade – próxima de 0,4 e semielasticidades – crédito e taxa de juros – da ordem de 2% e -2% para o consumo agregado das famílias brasileiras.

ABSTRACTⁱ

This paper presents new econometric specifications for the quarterly behavior of the aggregate consumption of Brazilian households in the 1995-2009 period. It is argued, in particular, that the use of quarterly measures of both private disposable income (in chained 1995 prices) and the credit extended to households (as a % of GDP) as explanatory variables leads to well adjusted models “within the sample” with good “out of sample” performance – for the level of precision of our quarterly estimates four quarters “out of sample” is close to 99%. Moreover, the models presented in this paper point to values of the (approximated) private income elasticity close to 0.4 and credit and interest (semi) elasticities of household consumption close to 2% and -2%, respectively.

i. As versões em língua inglesa das sinopses desta coleção não são objeto de revisão pelo Editorial do Ipea.
The versions in English of the abstracts of this series have not been edited by Ipea's editorial department.

1 INTRODUÇÃO

O consumo das famílias é de longe o componente mais importante do produto interno bruto (PIB) brasileiro, tendo variado em torno de 60% deste último na média do quinquênio 2004-2008 – e em torno de 63,6% entre 1995 e 2003. Não surpreende, assim, que os esforços anticíclicos da política econômica em 2009 tenham em grande medida se dirigido à sustentação do consumo das famílias brasileiras.¹

A efetividade precisa das – várias – medidas anticíclicas adotadas pelo governo entre o quarto trimestre de 2008 e o terceiro trimestre de 2009 é – e provavelmente continuará sendo por bastante tempo – objeto de controvérsia entre os economistas. Este trabalho visa oferecer uma contribuição para o referido debate, apresentando novas especificações econométricas para a dinâmica trimestral do – índice de volume do – consumo agregado das famílias brasileiras no período 1995-2009.

Os modelos apresentados neste trabalho têm várias características pouco usuais na literatura. Primeiramente, tais modelos utilizam como variável explicativa uma *proxy* trimestral da renda disponível do setor privado, construída a partir de estimativas trimestrais da carga tributária bruta e das transferências públicas de assistência e previdência social e subsídios, produzidas pela Coordenação de Finanças Públicas do Ipea.² A *rationale* da referida *proxy* é apresentada na seção 2. Todos os dados utilizados nas estimativas aqui apresentadas estão no anexo, ao final deste artigo, a fim de garantir que os resultados possam ser replicados por outros pesquisadores.

Em segundo lugar, optou-se por deflacionar a *proxy* trimestral – e nominal – da renda disponível do setor privado pelo deflator trimestral implícito do consumo, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), e não pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), como é comum na literatura. Os motivos desta opção são apresentados na seção 3, que discute as peculiaridades do índice de volume trimestral do consumo das famílias divulgado pelo IBGE.

1. Para um resumo dos referidos esforços, ver Cepal (2010, p. 12-14).

2. Santos e Costa (2008) e Santos, Macedo e Silva e Ribeiro (2010) explicam em detalhes as metodologias utilizadas em cada caso.

Em terceiro lugar, não nos restringimos a simplesmente testar se a teoria A, B ou C, sobre a dinâmica trimestral do consumo das famílias brasileiras, pode ou não ser rejeitada à luz dos dados, como frequentemente é o caso na – relativamente pequena, diga-se – literatura recente sobre o tema. Com efeito, este trabalho tem por objetivo explícito sugerir equações para a dinâmica trimestral do consumo das famílias brasileiras que, simultaneamente: *i*) expliquem convincentemente “o passado”, ou seja, apresentem excelentes ajustes “dentro da amostra”; e *ii*) projetem, tão bem quanto possível, “o futuro próximo”, ou seja, apresentem bons ajustes em períodos de oito e quatro trimestres “fora da amostra”, quando condicionadas aos valores “corretos” das variáveis explicativas.³ A seção 4 resenha a literatura brasileira recente sobre a dinâmica do consumo agregado das famílias brasileiras.

Finalmente, as especificações apresentadas neste estudo são obtidas por meio de múltiplas técnicas econométricas. Diante das óbvias incertezas existentes acerca do processo gerador dos dados em questão – e da multiplicidade de técnicas econométricas de séries temporais atualmente à disposição dos pesquisadores –, optou-se por rodar múltiplos modelos econométricos não lineares – a saber, modelos de cointegração com quebras, por exemplo, Gregory e Hansen (1996), modelos de alternância de regimes markovianos, por exemplo, Krolzig (1997), e modelos de espaço-estado, como o de Harvey (1989). Sublinha-se assim, que as conclusões gerais aqui reportadas são robustas à adoção de variadas técnicas econométricas. A não linearidade destas reflete, por sua vez, o fato de que quebras estruturais e mudanças de regime são comuns nos dados brasileiros. A seção 5 apresenta e discute nossas especificações econométricas propriamente ditas.

Antecipando nossas considerações finais – resumidas na seção 6 –, notamos que os modelos aqui apresentados sugerem que: *i*) acréscimos de 1% na renda disponível do setor privado – aproximada – parecem estar associados a acréscimos de cerca de 0,4% no consumo das famílias brasileiras; *ii*) acréscimos de 1% do PIB no volume de crédito

3. Note-se que, o fato de o IBGE ter revisto de forma muito significativa a série histórica trimestral do índice de volume – e dos valores nominais – do consumo das famílias brasileiras em meados de 2007 faz que as estimativas publicadas antes desta data sejam pouco confiáveis.

disponibilizado às famílias brasileiras parecem estar associados a acréscimos de 1,5% a 2% no consumo destas; e *iii*) acréscimos de 1% na taxa de juros real mensal parecem estar associados a reduções de 1,5% a 2% no consumo das famílias brasileiras. Ademais, o erro de projeção dos referidos modelos é inferior a 1% e 2% em períodos de um e dois anos fora da amostra, respectivamente, quando sujeitos aos valores corretos das variáveis explicativas.

2 APROXIMAÇÕES TRIMESTRAIS PARA A RENDA DISPONÍVEL DO SETOR PRIVADO

Vimos anteriormente que uma característica definidora das especificações econométricas apresentadas neste trabalho é o fato de utilizarmos uma *proxy* trimestral da renda disponível do setor privado como variável explicativa do consumo das famílias brasileiras – e não, por exemplo, o PIB ou o produto nacional bruto (PNB). O propósito desta seção é explicar a *rationale* da referida *proxy*.

2.1 CONCEITOS BÁSICOS

A renda disponível do “setor privado” é dada pela renda “primária” gerada por este setor, acrescida das “rendas líquidas de propriedade” e das “transferências líquidas” recebidas pelo setor privado tanto das “administrações públicas” quanto do “resto do mundo”. A conceituação precisa dos termos entre aspas não é trivial, de modo que explicações adicionais são necessárias.

Começando pelo próprio termo “setor privado”, notamos que este é definido nas contas nacionais como o agregado das famílias, firmas “financeiras” e “não financeiras” e “instituições sem fins lucrativos a serviço das famílias”. Note-se que o setor privado assim definido inclui as empresas e os bancos estatais.⁴ Daí, aliás, o fato de as contas nacionais utilizarem o conceito de “administrações públicas” – isto é, as administrações

4. A Petróleo Brasileiro S/A (Petrobras), por exemplo, é classificada como uma “firma não financeira”, enquanto o Banco do Brasil (BB) – e mesmo o Banco Central do Brasil (BCB) – é classificado como “firma financeira” nas contas nacionais brasileiras.

diretas e indiretas da União, dos estados e dos municípios, excluindo empresas e bancos estatais – e não o conceito mais familiar de “setor público”.

Por outro lado, os dados da tabela 1 deixam claro que as famílias são responsáveis por cerca de 80% do total da “renda disponível do setor privado” – de modo que esta variável pode ser vista como uma aproximação – grosseira, por certo – da “renda disponível das famílias”.

TABELA 1
Divisão da renda disponível do setor privado por setor institucional – 2000-2006
(Em R\$ milhões nominais)

Ano	Instituições sem fins lucrativos	Famílias	Firmas não financeiras	Firmas financeiras	Total
2000	17.967	792.116	23.292	127.020	960.395
2001	19.458	863.076	38.647	135.642	1.056.823
2002	22.705	955.618	76.119	131.405	1.185.847
2003	24.360	1.096.537	59.748	192.156	1.372.801
2004	27.896	1.205.344	55.566	244.099	1.532.905
2005	32.103	1.327.551	80.023	239.445	1.679.122
2006	35.851	1.467.153	120.508	272.413	1.895.925

Fonte: Contas econômicas integradas, referência 2000/IBGE (2009).

Passando agora ao conceito de “rendas líquidas de propriedade” recebidas pelo setor privado, notamos que este é dado pela soma dos valores de todos os juros, dividendos e “rendas da terra” e afins recebidos pelo setor privado das administrações públicas e do resto do mundo, menos a soma dos valores de todos os juros, dividendos e “rendas da terra” e afins pagos pelo setor privado às administrações públicas e ao resto do mundo.^{5,6} Somando-se as RLPs às rendas efetivamente “geradas” pelo setor

5. Note-se que quando, por exemplo, uma família paga juros a um banco, nada é acrescentado às rendas líquidas de propriedade (RLPs) do setor privado, uma vez que tanto a família quanto o banco fazem parte do setor privado – e o pagamento da primeira é compensado pelo recebimento do segundo. Apenas transações das administrações públicas e do resto do mundo com o setor privado é que afetam as RLPs deste último.

6. A metodologia oficial das contas nacionais define “rendas de propriedade” como “rendimentos a receber pelo proprietário de um ativo financeiro ou de um ativo corpóreo não produzido (terrenos e ativos do subsolo), em troca da colocação de fundos ou da colocação do ativo corpóreo não produzido à disposição de outra unidade institucional” (IBGE, 2009, p. 39). Note-se que aluguéis não entram nesta definição, tendo em vista que casas, apartamentos, prédios, escritórios etc. são “ativos corpóreos produzidos”. Os aluguéis entram, assim, no cálculo do excedente operacional e rendimento bruto dos setores institucionais, e não nas rendas líquidas de propriedade destes.

privado – isto é, os salários e os lucros antes de tributos diretos e contribuições sociais, ou, no jargão, as remunerações dos empregados nacionais e o “excedente operacional e rendimento misto bruto” do setor privado, ambos a preços básicos –, tem-se a chamada “renda primária bruta” do setor privado. Os valores dos componentes desta última variável no período 2000-2006 estão reportados na tabela 3.

A “renda disponível bruta do setor privado” nada mais é que a “renda primária do setor privado” (tabela 3), menos as “transferências líquidas” de recursos do setor privado para as administrações públicas e – principalmente – para o resto do mundo. Tais transferências são basicamente de quatro tipos, a saber: *i*) os tributos diretos pagos pelo setor privado às administrações públicas – Imposto de Renda (IR), Imposto sobre Propriedade de Veículos Automotores (IPVA), Imposto Predial e Territorial Urbano (IPTU) etc.; *ii*) as contribuições previdenciárias pagas pelo setor privado às administrações públicas – responsáveis pela administração dos regimes públicos de previdência social; *iii*) os benefícios sociais – na forma de aposentadorias e pensões, e programas assistenciais – recebidos pelo setor privado das administrações públicas; e *iv*) demais “transferências correntes” – que incluem o pagamento de prêmios e indenizações por parte de seguradoras, acordos de cooperação internacional etc. A evolução do tamanho e da composição precisos das transferências líquidas de recursos do setor privado às administrações públicas e ao resto do mundo no período 2000-2006 está reportada na tabela 2. Além disso, a tabela 3 mostra a evolução da composição precisa da “renda disponível do setor privado” no período 2000-2006.

TABELA 2

Evolução do tamanho e da composição das transferências líquidas do setor privado às administrações públicas e ao resto do mundo – 2000-2006
(Em R\$ milhões nominais)

Ano	Impostos sobre a renda e o patrimônio	Contribuições previdenciárias	Benefícios sociais	Outras transferências correntes	Total
2000	87.434	116.571	-147.124	-580	56.301
2001	104.361	133.519	-167.004	-17.667	53.209
2002	130.237	150.639	-199.399	906	82.383
2003	147.277	172.379	-237.475	12.937	95.118
2004	165.818	199.624	-262.605	-10.870	91.967
2005	202.442	224.550	-296.449	4.712	135.255
2006	220.867	251.797	-335.224	-6.770	130.670

Fonte: Contas econômicas integradas, referência 2000/BGE (2009).

TABELA 3
Evolução do tamanho e da composição da renda primária e da renda disponível do setor privado – 2000-2006
 (Em R\$ milhões nominais)

Ano	Remuneração de empregados nacionais a preços básicos (A)	Excedente operacional e rendimento misto brutos a preços básicos (B)	Rendas líquidas de propriedade (C)	Renda primária do setor privado (D = A + B + C)	Transferências líquidas feitas às administrações públicas e ao resto do mundo (E)	Renda disponível do setor privado (F = D - E)
2000	477.479	515.535	23.682	1.016.696	56.301	960.395
2001	528.608	557.429	23.995	1.110.032	53.209	1.056.823
2002	588.802	645.558	33.870	1.268.230	82.383	1.185.847
2003	672.205	752.735	42.978	1.467.918	95.118	1.372.800
2004	763.765	848.973	12.134	1.624.872	91.967	1.532.905
2005	861.418	922.172	30.787	1.814.377	135.255	1.679.122
2006	969.780	1.002.201	54.614	2.026.595	130.670	1.895.925

Fonte: Contas econômicas integradas, referência 2000/IBGE (2009).

2.2 APROXIMAÇÕES TRIMESTRAIS DA RENDA DISPONÍVEL DO SETOR PRIVADO

Infelizmente não existem séries trimestrais oficiais da “renda disponível do setor privado”. A presente seção visa esclarecer o leitor sobre como obtivemos aproximações trimestrais úteis – conquanto admitidamente imperfeitas – deste último conceito.

Começamos notando que não há séries de alta frequência disponíveis para os componentes desagregados da “renda disponível do setor privado” (tabela 3). Daí que as aproximações sugeridas neste estudo são calculadas de modo indireto, a partir da identidade contábil entre o PIB e a soma das rendas disponíveis dos setores público e privado com a “renda líquida enviada ao exterior” e as transferências unilaterais (líquidas) recebidas por nacionais.

É usual se designar a soma das rendas disponíveis das administrações públicas e do setor privado como a renda nacional disponível (RND). Tal variável é de cálculo simples – trata-se, por definição, do PIB - renda líquida enviada ao exterior + transferências unilaterais líquidas recebidas do exterior – e é publicada nas contas nacionais trimestrais.⁷ De posse da RND, tudo o que precisamos para calcular a renda disponível do setor

7. Desde 2007 – com a publicação das contas nacionais referência 2000 – a série trimestral da RND, publicada pelo IBGE, começa no ano 2000. Mas valores desde 1995 podem ser construídos: *i*) assumindo-se, como plausível, que os valores da renda líquida enviada ao exterior e das transferências unilaterais líquidas publicados nas contas nacionais (trimestrais) referência 1985 continuam corretos; e *ii*) subtraindo esses últimos valores dos novos valores – referência 2000 – divulgados para o PIB trimestral desde 1995. Esse foi o procedimento adotado neste trabalho.

privado (RDSP) é saber o valor da renda disponível das administrações públicas (RDAP), uma vez que a RDSP é por definição igual à RND - RDAP. Felizmente, existem algumas séries de alta frequência para componentes importantes da RDAP que podemos utilizar para tentar aproximar indiretamente o valor da RDSP. Antes, entretanto, cumpre lembrar ao leitor os componentes precisos da RDAP (tabelas 4 e 5).

TABELA 4
Evolução do tamanho e da composição da renda primária das administrações públicas – 2000-2006
(Em R\$ milhões nominais)

Ano	Impostos líquidos de subsídios sobre produtos e produção	Excedente operacional bruto a preços básicos	Rendas líquidas de propriedade	Total
2000	166.970	19.643	- 56.416	130.197
2001	194.735	21.583	- 69.718	146.600
2002	219.996	23.794	- 86.134	157.656
2003	247.440	27.901	- 98.453	176.888
2004	298.285	30.971	- 71.143	258.145
2005	330.412	33.769	- 92.905	271.276
2006	362.176	35.716	-113.589	284.303

Fonte: Contas econômicas integradas, referência 2000/IBGE (2009).

TABELA 5
Evolução do tamanho e da composição da renda disponível das administrações públicas – 2000-2006
(Em R\$ milhões nominais)

Ano	Renda primária bruta das administrações públicas	Impostos sobre a renda e o patrimônio	Contribuições sociais	Benefícios de assistência e previdência	Outras transferências correntes	Total
2000	130.197	87.434	116.571	- 147.124	2.210	189.288
2001	146.600	104.361	133.519	- 167.004	- 13.800	203.676
2002	157.656	130.237	150.639	- 199.399	8.171	247.304
2003	176.888	147.277	172.379	- 237.475	21.688	280.757
2004	258.145	165.818	199.624	- 262.605	- 1.307	359.675
2005	271.276	202.442	224.550	- 296.449	13.347	415.166
2006	284.303	220.867	251.797	- 335.224	2.596	424.339

Fonte: Contas econômicas integradas, referência 2000/IBGE (2009).

Para os nossos propósitos é útil dividir os componentes da renda disponível das administrações públicas em quatro grupos: *i*) carga tributária líquida (CTL), aproximada pela soma dos impostos sobre produtos, com os impostos sobre a renda e o patrimônio e as contribuições sociais, menos os benefícios de assistência e previdência; *ii*) rendas líquidas de propriedade; *iii*) excedente operacional bruto; e *iv*) outras transferências correntes recebidas (tabela 6). O ponto de propor essa desagregação alternativa é que, em princípio pelo

menos, há aproximações trimestrais razoáveis para a CTL desde 1995 – Santos, Macedo e Silva e Ribeiro (2010). Ademais, os pagamentos – líquidos – de juros pelas administrações públicas são, de longe, o item mais importante no cálculo das RLPs destas administrações, de modo que se poderia pensar em utilizar a soma das séries de “despesas líquidas com juros nominais” dos governos federal, estaduais e municipais produzidas pelo BCB como *proxy* das RLPs públicas. Até onde sabemos, estimativas tanto para o excedente operacional bruto das administrações públicas como para as “outras transferências correntes recebidas” não estão disponíveis – mas, felizmente, o peso relativo de ambos os componentes no total da renda disponível das administrações públicas não é particularmente alto.

TABELA 6
Agregação alternativa dos componentes da renda disponível das administrações públicas – 2000-2006
 (Em R\$ milhões nominais)

Ano	<i>Proxy</i> da “carga tributária líquida”	Rendas líquidas de propriedade	Excedente operacional bruto	Outras transferências correntes	Total
2000	223.851	-56.416	19.643	2.21	189.288
2001	265.611	-69.718	21.583	-13.8	203.676
2002	301.473	-86.134	23.794	8.171	247.304
2003	329.621	-98.453	27.901	21.688	280.757
2004	401.154	-71.143	30.971	-1.307	359.675
2005	460.955	-92.905	33.769	13.347	415.166
2006	499.616	-113.589	35.716	2.596	424.339

Fonte: Contas econômicas integradas, referência 2000/IBGE (2009).

Recapitulando o argumento feito até agora: *i*) a carga tributária líquida e as “rendas líquidas de propriedade” são, de longe, os componentes mais importantes da renda disponível das administrações públicas (RDAPs); *ii*) daí que a chave para conseguir boas aproximações trimestrais para esta última variável é conseguir boas aproximações das duas primeiras; e *iii*) como vimos anteriormente, de posse de aproximações trimestrais razoáveis da RDAP, podemos utilizar as séries trimestrais da renda nacional disponível e do PIB publicadas pelo IBGE para calcular estimativas trimestrais razoáveis da renda disponível privada (RDP), que é a variável que nos interessa no momento.

Argumentaremos no restante desta seção que as aproximações trimestrais possíveis da carga tributária líquida parecem razoáveis, embora isso não possa ser dito das aproximações trimestrais dos juros pagos pelas administrações públicas. Daí segue que as melhores estimativas da renda disponíveis do setor privado, que podem ser

construídas no momento, são aquelas calculadas subtraindo-se as estimativas trimestrais da carga tributária líquida produzida pela Coordenação de Finanças Públicas do Ipea da série de renda nacional disponível, publicada nas contas nacionais do IBGE.

Começamos por notar que o valor efetivamente publicado pelo IBGE para a carga tributária líquida é sempre inferior ao que reportamos na tabela 6. São dois os motivos básicos para isso. Primeiro, e mais importante, o valor das “contribuições sociais” reportado na tabela 5 inclui as chamadas “contribuições sociais imputadas” – que não entram no cálculo da carga tributária bruta ou líquida. O segundo motivo é que o IBGE curiosamente inclui os “impostos sobre o capital” entre as “outras transferências correntes”. Ou seja, a *proxy* da carga tributária líquida reportada na tabela 6 deixa de levar estes últimos impostos em consideração como receita das administrações públicas. A tabela 7 deixa claro que o valor da CTL efetivamente divulgado pelo IBGE é bastante compatível com os valores apresentados na tabela 6 quando se controla por essas duas diferenças conceituais.

TABELA 7
O quão boa é a *proxy* da carga tributária líquida da tabela 6?
(Em R\$ bilhões nominais)

Ano	<i>Proxy</i> da CTL da tabela 6	(-) CTL publicada pelo IBGE	(-) Contribuições sociais “imputadas”	(+) Impostos sobre o capital	(=) Discrepância não explicada
2000	223.85	200.12	21.73	1.67	3.66
2001	265.61	237.44	25.74	1.69	4.12
2002	301.47	270.30	28.01	2.16	5.32
2003	329.62	294.46	31.05	2.69	6.80
2004	401.15	362.72	31.96	2.73	9.20
2005	460.96	414.46	38.44	3.25	11.29
2006	499.62	456.45	34.99	3.85	12.03

Fontes: Contas econômicas integradas e tabelas sinóticas 19 e 20/IBGE (2009).

Por outro lado, a utilização dos dados das despesas das administrações públicas – União, estados e municípios, excluindo estatais e BCB – com juros publicados pelo BCB para aproximar os dados efetivamente publicados pelo IBGE não parece sensata – em vista das enormes discrepâncias (de vários pontos percentuais do PIB) entre os valores anualizados da série do BCB e os valores divulgados pelo IBGE nas contas nacionais anuais. Conquanto, a discussão das diferenças entre metodologias utilizadas pelas duas instituições esteja fora do escopo deste trabalho, cumpre frisar aqui que tais diferenças são sérias a ponto de inviabilizar completamente a utilização de uma série para aproximar a outra. Desse modo, para fins deste trabalho, a renda disponível do setor privado será igual à renda nacional disponível menos a carga tributária líquida.

3 CONSUMO NAS CONTAS NACIONAIS: VALORES NOMINAIS, VOLUMES E DEFLATOR IMPLÍCITO

Os dados trimestrais do consumo final das famílias são divulgados pelo IBGE tanto como um índice de volume quanto em valores correntes. Esse fato gera alguns questionamentos naturais. Qual o índice de preços mais apropriado para deflacionar as séries de rendimentos em valores nominais? É mais apropriado utilizar a série do consumo em volume ou valores correntes deflacionados?

Para responder estes questionamentos é necessário explicitar alguns procedimentos que o IBGE utiliza na estimação do consumo das famílias nas contas nacionais anuais e trimestrais. No Novo Sistema de Contas Nacionais (NSCN), divulgado em março de 2007, o IBGE utiliza um vetor de consumo das famílias obtido a partir das informações da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2002-2003. Este vetor de consumo mostra a proporção da renda que as famílias gastam com cada um dos 110 produtos do NSCN, sendo que as famílias são divididas em distintos perfis de consumo conforme suas faixas de renda e região de moradia. Em seguida, o IBGE utiliza o vetor de consumo e as informações sobre os rendimentos – atualizados – da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), para obter o montante anual das despesas de consumo das famílias de cada produto nas distintas regiões do país.⁸ O agregado dessas despesas corresponde à estimativa inicial dos valores nominais do consumo final das famílias nas contas nacionais anuais.

Para chegar a uma estimativa também inicial do volume de consumo, o IBGE deflaciona os respectivos valores nominais com índices de preços que são específicos para cada um dos 110 produtos do NSCN e formados pela composição dos subitens do IPCA.⁹ Por fim, o IBGE submete as estimativas iniciais dos valores e volumes

8. As despesas com produtos da construção são obtidas pelos mesmos procedimentos, mas consideradas como formação bruta de capital fixo – e não como consumo das famílias. Para alguns produtos são utilizadas outras fontes de informação, como as dos fabricantes e do comércio varejista para automóveis e eletrodomésticos.

9. Para refletir os preços médios do ano, utiliza-se a razão entre a média do índice de preços acumulado no ano e a média acumulada no ano anterior. Os índices são específicos para cada produto do NSCN e formados pela composição dos subitens do IPCA.

consumidos por produto às análises de consistência feitas por seus “setorialistas” e ao processo de equilíbrio de recursos e usos – ou oferta e demanda. Por isso, as estimativas finais do consumo podem ser ajustadas e diferir dos valores iniciais.

É possível, portanto, obter um deflator anual implícito do consumo que corresponde à razão entre o valor nominal e o volume de consumo final das famílias. Este deflator implícito do consumo nas contas nacionais anuais irá diferir do IPCA, mesmo que seja derivado dos subitens do IPCA. Entre as principais razões para as diferenças estão: *i*) as estruturas de ponderação no índice agregado são distintas, no que diz respeito à composição dos produtos (ou subitens do IPCA) e o peso das regiões; *ii*) as ponderações dos produtos no deflator implícito das contas nacionais são atualizadas a cada ano de acordo com as novas estimativas das despesas de consumo das famílias – índice de preços com ponderações finais do tipo *paasche* –, enquanto no IPCA a estrutura está fixa, atualizando-se apenas após a realização de uma nova POF – ponderações iniciais do tipo *laspeyres*; e *iii*) os ajustes realizados pelo IBGE para conferir consistência aos dados e equilíbrio de recursos e usos podem modificar tanto os valores nominais quanto os volumes do consumo final das famílias e, portanto, alterar o deflator implícito do consumo.

A tabela 8 compara os valores do deflator anual implícito do consumo com os valores do IPCA. Observa-se que desde 2000 – ano base do NSCN – os dois índices de preços passaram a apresentar valores não muito distintos e suas diferenças alternam valores negativos e positivos, sem apresentar um viés sistemático.¹⁰ A princípio, ambos seriam adequados para deflacionar as séries de rendimentos em valores nominais e refletir as mudanças no poder de compra das famílias. A decisão sobre quais destes dois índices é o mais adequado requer a análise adicional dos procedimentos de estimação do consumo nas contas nacionais trimestrais.

10. No período 1995-1999 houve apenas retropolação no NSCN referência 2000, mas sem a implementação de mudanças como a integração com as bases anuais do IBGE.

TABELA 8
Comparação das variações anuais do IPCA e do deflator implícito do consumo das famílias – 1996-2007

Ano	Deflator anual implícito do consumo (A)	Razão entre a média do IPCA acumulada no ano em relação ao ano anterior (B)	Discrepância (%) (C) = (A)/(B) - 1
1995	–	–	–
1996	1,1995	1,1576	3,6
1997	1,0836	1,0693	1,3
1998	1,0415	1,0320	0,9
1999	1,0901	1,0486	4,0
2000	1,0582	1,0704	-1,1
2001	1,0816	1,0684	1,2
2002	1,0827	1,0845	-0,2
2003	1,1633	1,1471	1,4
2004	1,0619	1,0660	-0,4
2005	1,0675	1,0687	-0,1
2006	1,0495	1,0418	0,7
2007	1,0518	1,0364	1,5

Fontes: IBGE e Ipeadata.
 Elaboração dos autores.

Mesmo que integrados, os procedimentos das contas nacionais anuais e trimestrais são distintos. Nas contas trimestrais, o IBGE assume a hipótese de que a despesa de consumo das famílias em volume cresce proporcionalmente à oferta a preços básicos – valor bruto de produção mais importações líquida das exportações. A estimativa inicial do índice de volume trimestral das despesas de consumo das famílias nada mais é que a razão entre a oferta líquida do trimestre corrente – a preços médios trimestrais do ano anterior – e a oferta líquida média trimestral do ano anterior. O índice de preço para o consumo das famílias nas contas trimestrais é o próprio IPCA. O índice de valor nominal do consumo trimestral das famílias corresponde ao produto do índice de volume e do índice de preços.

O valor nominal e o volume do consumo trimestral das famílias também estão sujeitos aos testes de consistência e ajustamentos realizados pelos setorialistas do IBGE. Além disso, as contas nacionais trimestrais são indicadores conjunturais e submetidos a novos ajustes sempre que um novo dado de referência das contas nacionais anuais

é disponibilizado – o chamado *benchmark*.¹¹ Tais ajustamentos também fazem que o deflator implícito do consumo das contas trimestrais (razão entre o valor nominal e o volume de consumo do trimestre) se modifique em relação ao IPCA que lhe serviu de referência. Por outro lado, os mesmos ajustes fazem que o deflator trimestral implícito do consumo tenha correspondência com o deflator implícito das contas nacionais anuais.

Em suma, o deflator implícito do consumo nas contas nacionais, mesmo que derivado do IPCA – ou dos subitens do IPCA –, apresenta divergências em função dos ajustes a que está sujeito e das diferentes estruturas dos dois índices de preços. Mas ambos refletem as mudanças nos preços dos produtos consumidos pelas famílias. Temos, portanto, duas alternativas para obter séries em valores constantes – ou em volume: *i*) utilizar os dados do volume de consumo final das famílias nas contas nacionais e deflacionar as séries de rendimentos pelo deflator trimestral implícito do consumo; ou *ii*) utilizar os valores nominais do consumo final das famílias e dos rendimentos e deflacioná-los pela média do IPCA acumulado no trimestre.

Neste estudo optou-se pela primeira alternativa. Ora, o volume de consumo é o que serve de referência nas contas nacionais trimestrais, que é multiplicado pelo índice de preços derivado do IPCA para obtenção da estimativa inicial do valor corrente do consumo final das famílias. *Grosso modo*, a segunda alternativa significa o mesmo que tomar o volume do consumo das famílias, multiplicá-lo por um índice de preços derivado do IPCA – mas não exatamente igual – para obter os valores correntes e deflacioná-lo pelo IPCA para obter novamente o volume de consumo. Este procedimento não apenas é redundante como também faz que o volume de consumo resultante após o deflacionamento se afaste do dado original. Daí a opção pela primeira alternativa: utilizar os dados do volume de consumo final das famílias e deflacionar as séries de rendimentos pelo deflator trimestral implícito do consumo, ambos encadeados a preços de 1995.

11. Desde 1995 o IBGE integrou o Sistema de Contas Trimestrais com as contas nacionais anuais. Em geral, as contas anuais são disponibilizadas com uma defasagem de dois anos e as contas trimestrais de até três meses. Por isso, sempre que é disponibilizado um novo dado anual de referência faz-se necessário o ajuste dos indicadores conjunturais mais recentes das contas trimestrais.

4 BREVE RESENHA DA LITERATURA RECENTE SOBRE A DINÂMICA DO CONSUMO DAS FAMÍLIAS NO BRASIL

A literatura brasileira recente sobre o consumo agregado tem se concentrado em testar a aderência dos dados nacionais a especificações teóricas alternativas. As exceções são as funções consumo agregadas estimadas como parte de modelos macroeconômicos gerais sobre a economia brasileira. Nesta seção são apresentados brevemente os principais estudos que integram não só a vertente sobre especificações que buscam corroborar hipóteses ou teorias sobre o consumo agregado, mas também o caso dos modelos que procuram o melhor ajuste aos dados sobre os principais agregados macroeconômicos.

A maior parte dos estudos sobre consumo no Brasil – Reis *et al.* (1998), Issler e Rocha (2000), Gomes (2004, 2007), Gomes, Issler e Salvato (2005), Paz (2006) e Abe (2010) – testa a validade da Hipótese do Ciclo de Vida – Teoria da Renda Permanente (HCV – TRP) contra especificações alternativas, em especial a teoria keynesiana, segundo a qual o consumo tem uma relação direta com a renda corrente. A versão moderna da HCV – TRP, formalizada por Hall (1978) e Flavin (1981), estabelece a decisão de consumo como um problema de maximização intertemporal com agentes dotados de expectativas racionais. Os agentes não levam em conta sua renda corrente, mas sim sua renda permanente, poupando ou tomando crédito de acordo com a taxa de juros para suavizar o consumo intertemporalmente. Assim, supondo dadas as preferências intertemporais dos agentes e que choques inesperados são aleatórios, apenas a taxa de juros real *ex ante* deve afetar o consumo corrente, pois oscilações na renda ou são vistas como temporárias ou já estavam previstas no cálculo da renda permanente.¹²

O texto de Reis *et al.* (1998) testa duas proposições: *i*) se há poupança precaucional no Brasil, utilizando dados trimestrais de 1975 a 1994; e *ii*) a validade da HCV– TRP contra a hipótese de consumo keynesiano, com os mesmos dados trimestrais e também com dados anuais de 1947 a 1994. Considerando que o consumidor típico segue o modelo de Hall (1978), foram encontradas evidências fortes a favor da existência de poupança precaucional

12. Hall (1978) supõe adicionalmente que a taxa de juros é igual ao parâmetro de desconto intertemporal da utilidade marginal do consumidor, de maneira que ambos se cancelam e o consumo segue um passeio aleatório. Se essa hipótese é relaxada, a taxa de juros real *ex ante* deve afetar o consumo, o que é testado empiricamente em outros artigos, como o de Campbell e Mankiw (1989).

devido à incerteza macroeconômica, medida por um parâmetro relacionado à variância do consumo esperado. Mas os autores também estimam que 80% das variações no consumo brasileiro são explicadas conforme o modelo keynesiano, e não pela HCV – TRP. Este resultado é obtido utilizando o modelo híbrido de Campbell e Mankiw (1989), que consiste em estimar a proporção (λ) de consumidores keynesianos, que consomem de acordo com a renda corrente, e a proporção ($1 - \lambda$) de consumidores que seguem a HCV – TRP. Observam ainda que a taxa de juros real não é significativa como determinante do consumo, o que implica baixo poder explicativo da HCV – TRP para explicar o consumo no país.

O artigo de Gomes (2004) testa uma explicação alternativa para a não aplicabilidade da HCV – TRP, qual seja, a hipótese de formação de hábito. Considerando que o parâmetro de desconto e a taxa de juros sejam iguais, o consumo deveria seguir um passeio aleatório pela HCV – TRP, o que implicaria que o consumo é dado por uma tendência estocástica. Observando que a série de consumo anual de 1947 a 1999 no Brasil tem um componente cíclico além da tendência estocástica, o autor trabalha com a hipótese de formação de hábito, introduzindo um termo de inércia na função utilidade do consumidor. Contudo, a hipótese de formação de hábito é rejeitada no confronto com a hipótese alternativa de consumo conforme a renda corrente, a regra keynesiana.

Em Gomes, Issler e Salvato (2005) é testada para o Brasil a hipótese de separabilidade do consumo de bens duráveis e não duráveis. O uso da série agregada de consumo para testar a HCV – TRP só é válido se os gastos com bens duráveis e não duráveis puderem ser modelados separadamente na função utilidade, sem a inclusão de um termo cruzado. O teste não rejeita a hipótese, validando estudos com o consumo agregado. Ademais, o artigo também testa o modelo híbrido de Campbell e Mankiw (1989) para dados anuais de 1970 a 1998, repetindo o resultado favorável à hipótese keynesiana.

Paz (2006) e Gomes (2007) também encontram um efeito não significativo da taxa de juros sobre o consumo, usando respectivamente dados trimestrais de 1991 a 2004 e anuais de 1970 a 2005. Testam para o Brasil uma alternativa para explicar a rejeição da HCV – TRP, a hipótese de miopia no consumo de Shea (1995).¹³

13. Para esse teste, Gomes (2007) utiliza dados anuais de 1947 a 2005.

O agente que consome seguindo estritamente sua renda corrente é interpretado por Campbell e Mankiw (1989) como um caso de restrição de crédito. Mas para Shea este comportamento na verdade caracteriza um agente míope, pois, sob restrição de crédito, um agente racional iria poupar mais em épocas de crescimento da renda para evitar reduções no consumo em fases de queda na renda. Assim, a resposta do consumo à renda seria maior para elevações da renda que para reduções, o que pode ser testado separando os efeitos das variações positivas e das variações negativas da renda com o uso de variáveis binárias multiplicativas. Ambos os artigos encontraram resultados contraditórios nos testes, não conseguindo concluir se a rejeição da HCV – TRP é devida à miopia ou à restrição de crédito.

Já o trabalho de Abe (2010) discute a hipótese de suavização do consumo no Brasil em diferentes recortes temporais em função da presença de quebras estruturais, com dados trimestrais de 1991 ao segundo trimestre de 2009. O autor observou uma redução substancial do efeito da renda corrente sobre o consumo no período após uma quebra no segundo trimestre de 2004, sugerindo uma proximidade maior com a HCV – TRP, apesar da quantidade pequena de observações no período.

Por fim, alguns trabalhos testam comparativamente a adequação de especificações teóricas a diferentes países da América do Sul, incluindo o Brasil. Gomes e Paz (2004), com dados anuais de 1951 a 2000, rejeitam para sete países a validade da HCV – TRP, estimando no modelo híbrido um λ médio de 0,61 para o Brasil. No teste do modelo híbrido, Paz e Gomes (2008) rejeitam a HCV – TRP para três países e não rejeitam para a Venezuela com dados de 1950 a 2000, enquanto no teste de Shea (1995) não conseguem discriminar entre miopia e restrição à liquidez para o Brasil. Franchini e Gomes (2009), com dez países sul-americanos, testam a ordem de integração da propensão média a consumir (PMC), conduzindo testes individuais e em painel, com e sem quebras estruturais, obtendo que, apenas no teste em painel com quebra, a PMC é um processo estacionário – evidências indicativas de que não é possível rejeitar a HCV – TRP, bem como o modelo de hábito.

Portanto, é um resultado comum à grande maioria dos trabalhos empíricos preocupados em testar a validade de teorias do consumo que para o Brasil a renda corrente é o principal determinante do consumo, embora não esteja claro se devido à ocorrência de miopia ou por restrição de crédito.

Outra linha de investigação são estimações da função consumo no âmbito de modelos macroeconômicos. Tais trabalhos diferem dos anteriores pela preocupação não em testar teorias, mas em obter o melhor ajuste possível aos dados disponíveis.

Entre os modelos publicados na última década, o modelo de Reis *et al.* (1999) é o de maior escala. Com características keynesianas e tendo como objetivo possibilitar projeções e simulações de política econômica, o modelo tem 131 variáveis endógenas – 32 estimadas econometricamente –, divididas em seis blocos: demanda agregada, oferta agregada, preços e emprego, setor monetário, setor público e setor externo. A especificação da função consumo utiliza como variáveis explicativas o total de crédito ao setor privado, a taxa real de juros e a renda disponível do setor privado, além de um mecanismo de correção de erro que supõe a vigência de uma relação de longo prazo de 1:1 entre consumo e renda, de modo que suas trajetórias futuras não possam se afastar indefinidamente. A equação foi estimada por variáveis instrumentais, devido a problemas de endogeneidade, o que propiciou estimativas consistentes. Dois resultados chamam atenção: o baixo valor encontrado (0,4) para o coeficiente estimado para a renda; e o efeito baixo e secundário da taxa real de juros na determinação do consumo, cabendo ao crédito um papel mais proeminente.

Outro estudo importante é o de Muinhos e Alves (2003), que desenvolvem um modelo de “médio porte” com dados das contas nacionais trimestrais do IBGE. O modelo é dividido em quatro blocos: demanda, oferta, setor externo e monetário-fiscal, totalizando mais de 30 equações, entre estimações econométricas e identidades. A estimação da função consumo foi feita por mínimos quadrados ordinários, a partir de uma equação do logaritmo da razão consumo-renda disponível, modelada em nível, contra o produto potencial¹⁴ e a taxa real de juros de curto prazo. Os autores não teceram comentários sobre a função consumo, seja com relação à validade das diversas teorias, seja sobre sua capacidade de projeção, dentro ou fora da amostra.

14. O produto potencial foi obtido a partir de estimativas dos próprios autores de uma função de produção do tipo *Cobb-Douglas* no bloco de oferta do modelo. Os autores informaram que também testaram a renda corrente, porém esta se mostrou inadequada como regressor, provavelmente devido a problemas de multicolinearidade com o produto potencial.

Por fim, Cavalcanti *et al.* (2002)¹⁵ apresentam uma versão trimestral reduzida do modelo de Reis *et al.* (1999). A principal diferença é que a variação do consumo depende apenas da variação da renda disponível e da taxa de juros real. A função consumo estimada indicou um coeficiente de 0,56 para a renda e a predominância sobre o consumo do efeito da renda disponível *vis-à-vis* a taxa de juros.

5 DADOS E ESPECIFICAÇÕES ECONÔMÉTRICAS PROPRIAMENTE DITOS

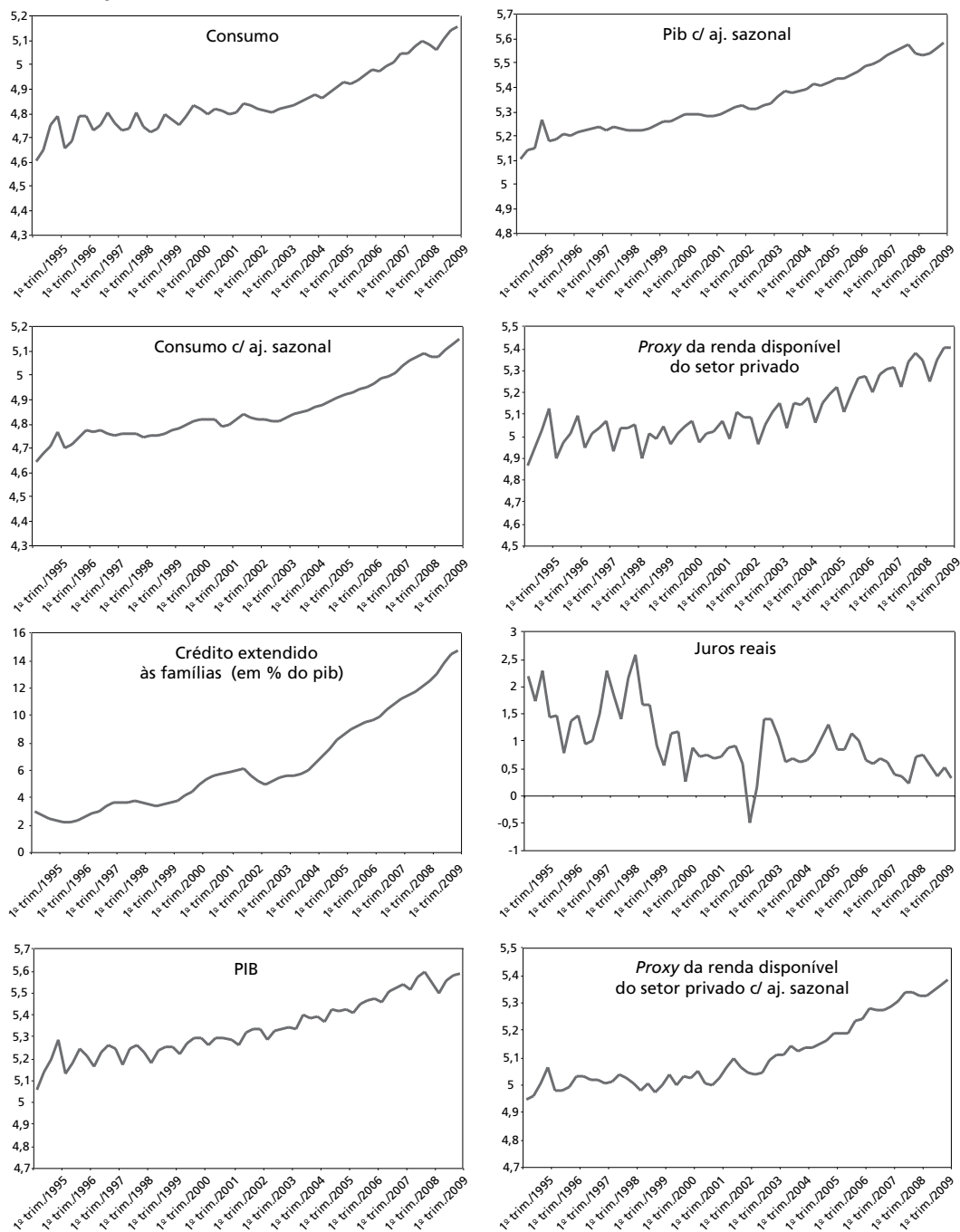
Começando pela descrição dos dados, notamos que as especificações econométricas apresentadas neste trabalho são baseadas nas seguintes séries:

1. Consumo trimestral das famílias brasileiras, valores encadeados a preços de 1995. Em logaritmos neperianos, com e sem ajuste sazonal.¹⁶
2. PIB trimestral, valores encadeados a preços de 1995. Em logaritmos neperianos, com e sem ajuste sazonal.
3. *Proxy* da renda disponível do setor privado brasileiro trimestral medida a preços – encadeados – de 1995 a partir do deflator implícito do consumo. Em logaritmos neperianos, com e sem ajuste sazonal.
4. Operações de crédito do sistema financeiro – risco total – a pessoas físicas em porcentagem do PIB – média mensal de cada trimestre.
5. *Proxy* para a taxa de juros real ao mês – média mensal de cada trimestre.

15. Esse texto também apresenta, sucintamente, a estrutura e o modelo desenvolvido em Reis *et al.* (1999). Ademais, no que concerne às estimativas de longo prazo com bases trimestrais, apresenta os mesmos resultados reportados em Cavalcanti (2000), mas com maior grau de detalhamento.

16. O método de ajustamento sazonal utilizado em todos os casos foi o X-12 multiplicativo. Detalhes sobre este último método podem ser encontrados em Quantitative Micro Software (2001).

GRÁFICO 1
Comportamento das variáveis utilizadas neste texto – 1995-2009



Fontes: IBGE e BCB.

As séries 1 e 2 anteriormente mencionadas são disponibilizadas no quadro 1 das contas nacionais trimestrais divulgadas pelo IBGE – em R\$ milhões de 1995 e sem ajuste sazonal. Os procedimentos precisos de construção da série 3 são descritos nos anexos 2 e 3. Séries sem ajuste sazonal são utilizadas neste trabalho apenas em modelos de espaço-estado de sazonalidade estocástica,¹⁷ enquanto as séries dessazonalizadas são utilizadas em todos os demais modelos.¹⁸ A série 4 foi obtida convertendo-se a série (mensal) 11397 do Sistema Gerador de Séries de Tempo, do BCB, para a frequência trimestral pela média das observações mensais. A série 5 foi obtida subtraindo-se a série mensal da variação do IPCA da série mensal da taxa Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (Selic) – ao mês – e convertendo a série resultante para a frequência trimestral pela média das observações mensais. Todas as séries começam no primeiro trimestre de 1995 e vão até o quarto trimestre de 2009 – totalizando 60 observações.

Aprende-se muito sobre o comportamento de séries de tempo apenas olhando para os gráficos destas. A simples inspeção visual do gráfico 1 sugere fortemente, por exemplo, a possibilidade da existência de uma quebra estrutural/mudança de regime nos dados por volta de 2002-2003. Dignos de nota são, ainda, a mudança na sazonalidade das séries do consumo das famílias, principalmente, do PIB e da renda disponível do setor privado – por volta de 2000 – e a “observação aberrante” verificada para a taxa de juros real na virada de 2002 para 2003 – por conta da forte aceleração da inflação medida pelo IPCA no período em questão.

QUADRO 1
Resultados dos testes de raiz unitária

	ADF-t ¹ (em níveis)	ADF-t (em primeiras diferenças)	Zivot e Andrews ²	Franses e Haldrup ³	Lee e Strazicich ⁴
Consumo com ajuste sazonal	-0.776 (com nível e tendência)	-7.917** (com nível, sem tendência)	-5.562* (quebra no 2º trim./2003)	na	-4.456, com quebras significativas na tendência no 3º trim./1997 e 2º trim./2004
Renda disponível com ajuste sazonal	-1.674 (com nível e tendência)	-8.452** (com nível, sem tendência)	-5.535* (quebra no 2º trim./2001)	na	-6.003*, com quebras significativas na tendência no 3º trim./1998 e 4º trim./2003
PIB com ajuste sazonal	-2.871 (com nível e tendência)	-10.501** (com nível, sem tendência)	-5.986** (quebra no 1º trim./2004)	na	-4.498, com quebras significativas na tendência no 2º trim./1997 e 1º trim./2003

(Continua)

17. Ver Commandeur e Koopman (2007, cap. 7) para uma exposição intuitiva destes modelos.

18. Não trabalhamos com cointegração sazonal neste texto.

(Continuação)

Crédito	-1.139 (com nível e tendência) +1.664 (com nível, sem tendência)	-3.00* (com nível, sem tendência)	-5.106* (quebra no 3º trim./2002)	na	-4.696**, com quebra significativa na tendência no 2º trim./2005
Juros	-3.49** (com nível, sem tendência)	na	na	-4.03** (supondo um outlier no 4º trim./2002)	na

Fonte e elaboração dos autores.

Notas: ¹ Os testes ADF-t foram realizados no *software* E-Views versão 7.0. Utilizou-se o critério de Schwartz para a seleção do número de defasagens da equação de teste.

² Os testes de Zivot e Andrews foram executados no *software* RATS 7.0, utilizando o procedimento ZIVOT.SRC, disponível gratuitamente em: <www.estima.com>.

Supôs-se que a quebra estrutural se deu tanto no nível quanto na tendência das séries relevantes e utilizou-se o critério de Schwartz para a seleção do número de defasagens da equação de teste.

³ Os testes de Franses e Haldrup foram executados no *software* E-Views versão 7.0. Utilizou-se o critério de Schwartz para a seleção do número de defasagens da equação de teste.

⁴ Os testes de Lee e Strazicich foram executados no *software* RATS 7.0, utilizando o procedimento LSUNIT.SRC, disponível gratuitamente em: <www.estima.com>.

Supôs-se que a quebra estrutural se deu tanto no nível quanto na tendência das séries relevantes e utilizou-se o critério geral específico para a seleção do número – menor ou igual a quatro – de defasagens da equação de teste.

Obs.: Os símbolos * e ** indicam a rejeição da hipótese nula de raiz unitária a 5% e 1%, respectivamente; na = não se aplica.

Essas considerações são importantes para a interpretação dos resultados dos testes de raiz unitária.¹⁹ É fato conhecido, por exemplo, que os testes ADF convencionais (DICKEY; FULLER, 1981) são viesados na presença de quebras estruturais (PERRON, 1989). Assim sendo, a não rejeição de quebras estruturais nas equações de teste proposta por Lee e Strazicich (2003, 2004) sugere que os resultados obtidos com os testes ADF, reportados no quadro 1, são enganosos. Não surpreende, assim, que os resultados dos testes de Lee e Strazicich confirmem os resultados dos testes ADF em apenas dois casos: consumo das famílias e PIB, contrariando-os em outros dois: crédito e renda disponível do setor privado. Ademais, o número de quebras estruturais também é uma variável importante na análise. Percebe-se, em particular, que os resultados obtidos com os testes de Lee e Strazicich (2003, 2004) – que permitem múltiplas quebras estruturais – são, por vezes, diferentes dos obtidos com o teste de Zivot e Andrews (1992) que permitem apenas única quebra estrutural. Por outro lado, a aplicação do teste de Franses e Haldrup (1994), para controlar pelo fenômeno da “estacionaridade” espúria devida a *outliers*, não mudou o resultado do teste ADF no caso dos juros.²⁰

19. Os testes de raiz unitária foram aplicados apenas a variáveis dessazonalizadas ou sem padrão sazonal evidente. Raízes unitárias sazonais não são discutidas neste trabalho.

20. Note-se que a série de juros não apresenta tendência, de modo que os testes de Zivot e Andrews e Lee e Strazicich não são aplicáveis neste caso.

Uma interpretação literal dos resultados sugere que se pode rejeitar a hipótese de raiz unitária no caso das variáveis renda disponível, crédito e taxa de juros real e não se pode rejeitar a hipótese de raiz unitária no caso das variáveis consumo das famílias e PIB. Infelizmente, é notória a dificuldade de se atestar se uma série tem ou não raiz unitária em pequenas amostras,²¹ em particular se se admite a possibilidade de múltiplas quebras estruturais. Mais concretamente, uma variável (ou quebra estrutural) que parece estacionária (ou significativa) em uma amostra com 50 e poucas observações pode perfeitamente deixar de aparecer em uma amostra, digamos, 20 observações maiores. Note-se, em particular, que até mesmo a taxa de juros real – a variável com aparência mais claramente estacionária entre as que examinamos – parece ser não estacionária se considerarmos apenas o período pós-2002.²²

Este ponto é crucial porque os testes de (não) cointegração tendem a ser viesados na direção da rejeição da hipótese de não cointegração quando as séries envolvidas são *near-integrated* – ou seja, estacionárias com raiz próxima de um.²³ O mesmo ocorre, aliás, quando da existência de quebras estruturais na relação de cointegração (LEYBOURNE; NEWBOLD, 2003). Daí que os resultados dos testes de cointegração na seção 5.1 devem ser vistos com cautela.

A fim de controlar possíveis problemas nas equações de cointegração presumidas, reestimamos estas utilizando técnicas alternativas, a saber, modelos de alternância de regimes markovianos (seção 5.2) e modelos de espaço-estado (seção 5.3). Ademais, seguimos (seção 5.4) o conselho de Granger (1998, cap. 2) procurando avaliar as

21. Como apontam Hjalmarsson e Osterholm “Testes de raiz unitária vão de alguma forma na direção de diminuir a incerteza sobre a persistência em uma dada série temporal, mas não fornecem uma resposta definitiva. Como esses testes têm baixo poder contra alternativas locais, uma falha na rejeição da hipótese nula não elimina a possibilidade de uma raiz próxima de 1. Por outro lado, a rejeição da hipótese nula não elimina a possibilidade do processo ainda ser persistente e de regressões espúrias”. “Unit root tests go some way toward alleviating the uncertainty regarding the persistence in a given time series but do not provide a definitive answer. Since unit root tests have low power against local alternatives, a failure to reject the null hypothesis of a unit root does not rule out the possibility of a root slightly different from unity. On the other hand, rejecting the null of a unit root does not rule out that the process is still fairly persistent and leaves open the possibility of spurious regressions.” (2007, p.1).

22. O valor relevante da estatística do teste ADF relevante é -1,97, no período de 2º trim./2003 a 4º trim./2009, que dá um p-valor próximo de 30%.

23. Ver Hjalmarsson e Osterholm (2007, 2010) e Beechey, Hjalmarsson e Osterholm (2009).

conclusões de nossos melhores modelos, calculando o grau de precisão destes em projeções fora da amostra sujeitas aos valores corretos das variáveis explicativas.

5.1 MODELOS LINEARES COM PARÂMETROS FIXOS – E POSSÍVEIS *DUMMIES*

O quadro 2 apresenta os resultados de vários testes de cointegração utilizando a *proxy* da renda disponível do setor privado como variável explicativa. Os resultados obtidos utilizando o PIB foram invariavelmente piores – a não cointegração foi rejeitada apenas em algumas especificações, incluindo também o crédito como variável explicativa – e não serão apresentados por motivos de economia de espaço.

Tomados em conjunto, os resultados do quadro 2 dão alguma credibilidade à hipótese de cointegração entre consumo, renda disponível e crédito – e mesmo entre essas três variáveis e a taxa de juros real –, em que pese o fato dos testes utilizados serem notoriamente afetados pela existência de quebras estruturais na relação de cointegração – como mencionado anteriormente. Note-se, em particular, que os resultados do teste de Johansen – e as próprias estimativas do vetor de cointegração obtidas pelo método de máxima verossimilhança proposto pelo autor – são particularmente problemáticos, em vista das fortes evidências de quebras estruturais nos “vetores autorregressivos (VARs) de partida” requeridos para a aplicação do teste.²⁴

Para os nossos propósitos imediatos, é importante destacar que a ordem de grandeza das elasticidades e semielasticidades estimadas por mínimos quadrados ordinários – com e sem quebras – parece razoável e, como discutido a seguir, é relativamente robusta a adoção de técnicas econométricas alternativas. Destaque-se, em particular, que a importância da renda disponível na determinação do consumo parece cair quando se controla pela importância – crescente, principalmente a partir do primeiro governo Lula – do crédito às famílias.

24. A rigor, a validade do teste de Johansen está condicionada à hipótese de “congruência” do VAR de partida. Esta última, por sua vez, requer, entre outras coisas, que não haja quebras estruturais durante o período em análise. A aplicação de testes de Chow aos VARs de partida possíveis – no software J-Multi, versão 4.24 – revelou a existência de múltiplas quebras estruturais nestes últimos. Os resultados destes testes não serão apresentados aqui por falta de espaço, mas podem ser obtidos junto aos autores mediante consulta.

QUADRO 2
Resultados dos testes de (não) cointegração¹

Teste	Especificação	Resultado	Relação de cointegração
E&G	$c = f(yd)$	-3.73 (rejeita não cointegração a 5%)	$c = -0.131 + 0.976 * yd$
E&G	$c = f(yd, cred)$	-5.38 (rejeita não cointegração a 1%)	$c = 2.375 + 0.462 * yd + 0.019 * cred$
E&G	$c = f(yd, jur)$	-4.27 (rejeita não cointegração a 5%)	$c = 0.202 + 0.916 * y - 0.025 * jur$
E&G	$c = f(yd, cred, jur)$	-4.08 (rejeita não cointegração a 7%)	$c = 2.355 + 0.472 * yd + 0.017 * cred - 0.018 * jur$
G&H	$c = f(yd)$	-3.95 (não rejeita não cointegração a 5%) ² Quebra estimada no 3º trim./2003	na
G&H	$c = f(yd, cred)$	-5.60 (rejeita não cointegração a 5%). Quebra estimada no 3º trim./2007	$c = 2.539 + 0.430 * yd + 0.018 * cred$ (até o 2º trim./2007)
G&H	$c = f(yd, jur)$	-3.67 (não rejeita não cointegração a 5%) ³ Quebra estimada em 2º trim./1997	na
G&H	$c = f(yd, cred, jur)$	-7.13 (rejeita não cointegração a 1%) Quebra estimada no 2º trim./2001	$c = 1.035 + 0.734 * yd + 0.021 * cred - 0.020 * jur$ (até o 1º trim./2001) e $c = 2.760 + 0.386 * yd + 0.021 * cred - 0.020 * jur$ (após o 2º trim./2001)
JOH	$c = f(yd)$	9.32 (não rejeita ausência de cointegração); p-valor = 0.26	na
JOH	$c = f(yd, cred)$	27.15 (rejeita ausência de cointegração a 1%); 11.83 (não rejeita um vetor de cointegração a 10%)	$c = 4.175 + 0.096 * yd + 0.03 * cred$
JOH	$c = f(yd, jur)$	17.55 (não rejeita ausência de cointegração); p-valor = 0.14	na
JOH	$c = f(yd, cred, jur)$	30.10 (rejeita ausência de cointegração a 5%); 13.98 (não rejeita um vetor de cointegração a 30%)	$c = 4.46 + 0.0365 * yd + 0.033 * cred + 0.002 * jur$

Fonte e elaboração dos autores.

Notas: ¹ Os testes de Gregory e Hansen foram executados no *software* RATS 7.0, utilizando o procedimento GREGORYHANSEN.SRC, disponível gratuitamente em: <www.estima.com>. Supôs-se que a quebra estrutural se deu tanto no nível quanto na tendência das séries relevantes. Os testes de Engle & Granger e Johansen foram realizados no *software* E-Views 7.0.

² Os valores críticos para rejeição a 1% e 5% são, respectivamente, -5,47 e -4,95.

³ Os valores críticos para rejeição a 1% e 5% são, respectivamente, -5,97 e -5,50.

Obs.: Os testes E&G, G&H e JOH significam, respectivamente, Engle & Granger, Gregory & Hansen e Johansen máximo autovalor; na = não se aplica.

5.2 MODELOS DE ALTERNÂNCIA DE REGIMES MARKOVIANOS

O quadro 3 apresenta os resultados obtidos com a estimação de modelos de alternância de (2 e 3) regimes markovianos.²⁵

25. Tais modelos foram rodados no software PC-GIVE versão 13. As especificações escolhidas em cada caso foram as que apresentaram os menores valores para o critério de Akaike – além da rejeição da hipótese de linearidade no teste da razão de verossimilhança, convergência tão forte quanto possível e de erros tão bem comportados quanto possível.

QUADRO 3

Resultados dos modelos de alternância de regimes markovianos

Especificação	Resultado	Datação dos regimes/comentários
$c = f(yd)$ 2 regimes	Regime 0: $c = -0.618 + 1.069 * yd$ Regime 1: $c = 0.944 + 0.767 * yd$ (com variância dos erros constante) Convergência forte	Regime 0 (35 trimestres): 1ª trim./1995 - 4ª trim./1998; 3ª trim./2003 - 3ª trim./2005; 3ª trim./2007 - 4ª trim./2009 Regime 1 (25 trimestres): 1ª trim./1999 - 2ª trim./2003; 4ª trim./2005 - 2ª trim./2007 Erros aparentemente autocorrelacionados
$c = f(yd)$ 3 regimes	Regime 0: $c = 0.025 + 0.938 * yd$ Regime 1: $c = 0.053 + 0.938 * yd$ Regime 2: $c = 0.083 + 0.938 * yd$ (com variância dos erros variável) Convergência forte	Regime 0 (9 trimestres): 1ª trim./1995 - 1ª trim./1996; 3ª trim./2003 - 2ª trim./2004 Regime 1 (24 trimestres): 2ª trim./1996 - 4ª trim./1998; 3ª trim./2004 - 3ª trim./2007 Regime 2 (27 trimestres): 1ª trim./1999 - 2ª trim./2003; 4ª trim./2007 - 4ª trim./2009 Erros aparentemente bem-comportados
$c = f(yd, cred)$ 2 regimes	Regime 0: $c = 1.125 + 0.737 * yd - 0.040 * cr$ Regime 1: $c = 2.733 + 0.391 * yd + 0.021 * cr$ (com variância dos erros variável) Convergência forte	Regime 0 (5 trimestres): 1ª trim./1995 - 1ª trim./1996 Regime 1 (55 trimestres): 2ª trim./1996 - 4ª trim./2009 Erros aparentemente autocorrelacionados e não normais
$c = f(yd, cred)$ 3 regimes	Regime 0: $c = 1.143 + 0.734 * yd - 0.04 * cr$ Regime 1: $c = 2.655 + 0.405 * yd + 0.020 * cr$ Regime 2: $c = 2.508 + 0.440 * yd + 0.018 * cr$ (com variância dos erros variável) Convergência forte	Regime 0 (6 trimestres): 1ª trim./1995 - 2ª trim./1996 Regime 1 (31 trimestres): 3ª trim./1997 - 2ª trim./1999; 3ª trim./2001 - 3ª trim./2002; 2ª trim./2003 - 3ª trim./2007 Regime 2 (23 trimestres): 3ª trim./1996 - 2ª trim./1997; 3ª trim./1999 - 2ª trim./2001; 4ª trim./2002 - 1ª trim./2003; 4ª trim./2007 - 4ª trim./2009 Erros aparentemente autocorrelacionados
$c = f(yd, cred, jur)$ 2 regimes	Regime 0: $c = 2.087 + 0.531 * yd + 0.014 * cred - 0.047 * jur$ Regime 1: $c = 2.987 + 0.343 * yd + 0.021 * cred - 0.014 * jur$ (com variância dos erros variável) Convergência forte	Regime 0 (10 trimestres): 1ª trim./1995 - 2ª trim./1995; 3ª trim./2001 - 3ª trim./2002; 4ª trim./2005 - 1ª trim./2006; 3ª trim./2007 - 3ª trim./2007 Regime 1 (50 trimestres): 3ª trim./1995 - 2ª trim./2001; 4ª trim./2002 - 3ª trim./2005; 2ª trim./2006 - 2ª trim./2007; 4ª trim./2007 - 4ª trim./2009 Erros aparentemente bem-comportados
$c = f(yd, cred, jur)$ 3 regimes	Regime 0: $c = -0.19 + 0.976 * yd + 0.019 * cred - 0.0166 * jur$ Regime 1: $c = 2.580 + 0.423 * yd + 0.019 * cred - 0.0166 * jur$ Regime 2: $c = 2.739 + 0.396 * yd + 0.019 * cred - 0.0166 * jur$ (variância dos erros é variável)	Regime 0 (4 trimestres): 1ª trim./1995 - 4ª trim./1995 Regime 1 (28 trimestres): 1ª trim./1996 - 2ª trim./1996; 2ª trim./1998 - 2ª trim./1998; 3ª trim./2001 - 4ª trim./2002; 3ª trim./2003 - 3ª trim./2007; 1ª trim./2009 - 2ª trim./2009 Regime 2 (28 trimestres): 3ª trim./1996 - 1ª trim./1998; 3ª trim./1998 - 2ª trim./2001; 1ª trim./2003 - 2ª trim./2003; 4ª trim./2007 - 4ª trim./2008; 3ª trim./2009 - 4ª trim./2009 Erros aparentemente não normais

Fonte e elaboração dos autores.

Note-se que em vista das evidências de não cointegração, reportadas na seção 5.1, para as séries do consumo, da renda disponível e da taxa de juros – a despeito das quebras estruturais e da possibilidade das séries serem *near-integrated* – e das evidências de cointegração, reportadas na seção 5.1, para as séries do consumo, da renda disponível e do crédito –, optou-se por descartar a hipótese de que a dinâmica do consumo seria função apenas da renda disponível e da taxa de juros.

Tomados em conjunto, os resultados do quadro 3 parecem corroborar várias das conclusões obtidas com as equações de cointegração. Não somente os valores estimados da elasticidade-renda (em torno de 0,4) e das semielasticidades crédito e

juros do consumo (em torno de + 0,02 e -0,02, respectivamente) são similares aos obtidos anteriormente – em particular com a aplicação do teste de Gregory e Hansen –, como a datação das quebras também parece familiar – no fim dos anos 1990, início dos anos 2000 e em 2007, na maioria dos casos. A estimação de alguns modelos sugere, ainda, que os dados de 1995 são atípicos – o que é não é captado pelos testes de Zivot e Andrews, Lee e Strazicich, e Gregory e Hansen, que, por construção, procuram quebras apenas no período 1997-2007, ignorando as extremidades da amostra.

5.3 MODELOS DE ESPAÇO-ESTADO

QUADRO 4
Resultados dos modelos de espaço-estado

Especificação	Resultado	Comentários
$c = f(yd)$ variáveis com ajuste sazonal	Modelo com constante fixa (2.101) e elasticidade-renda distribuída como um <i>random-walk</i> – que flutuou quase monotonicamente entre 0.53 e 0.56 –, se revelou o mais bem-ajustado	Convergência muito forte. Erros normais, mas autocorrelacionados e com alguma evidência de heterocedasticidade
$c = f(yd)$ variáveis sem ajuste sazonal	Modelo com constante e sazonalidade estocásticas e elasticidade-renda fixa (em 0.524), se revelou o mais bem-ajustado	Convergência muito forte. Erros bem comportados
$c = f(yd, cred)$ variáveis com ajuste sazonal	Modelo com constante (2.242) e semielasticidade crédito (0.012) fixas e elasticidade-renda distribuída como um <i>random-walk</i> – que flutuou quase monotonicamente entre 0.48 e 0.51 –, se revelou o mais bem-ajustado	Convergência muito forte. Erros normais, mas autocorrelacionados e com alguma evidência de heterocedasticidade
$c = f(yd, cred)$ variáveis sem ajuste sazonal	Modelo com constante e sazonalidade estocásticas e elasticidade-renda e semielasticidade crédito fixas (em 0.451 e 0.013, respectivamente), se revelou o mais bem-ajustado	Convergência muito forte. Erros bem comportados
$c = f(yd, cred, jur)$ variáveis com ajuste sazonal	Modelo com constante (2.501) e elasticidade-renda (0.443) fixas e semielasticidades crédito e juros distribuídas como <i>random-walks</i> (e flutuando entre 0.015 e 0.018 e entre zero e -0.04, respectivamente), se revelou o mais bem-ajustado	Convergência muito forte. Erros bem comportados
$c = f(yd, cred, jur)$ variáveis sem ajuste sazonal	Modelo com constante e sazonalidade estocásticas e elasticidade-renda e semielasticidades crédito e juros fixas (em 0.415, 0.016 e -0.018, respectivamente), se revelou o mais bem-ajustado	Convergência muito forte. Erros bem comportados

Fonte e elaboração dos autores.

O quadro 4, por sua vez, apresenta os resultados obtidos com a estimação de modelos de espaço-estado.²⁶ Novamente, os resultados parecem corroborar as ordens de grandeza de nossas estimativas iniciais para a elasticidade-renda e semielasticidades crédito e juros do consumo agregado das famílias brasileiras – ainda que os valores destas

26. Tais modelos foram rodados no software STAMP versão 8.2. As especificações escolhidas em cada caso foram as que apresentaram os menores valores para os critérios de Akaike e Schwartz – além de convergência tão forte e de erros tão bem comportados quanto possível.

duas últimas variáveis tenham se mostrado ligeiramente inferiores aos reportados nas seções anteriores –, fluando em torno de 0.015 em valor absoluto, em vez de 0.020.

Dois resultados gerais reportados no quadro 4 nos parecem particularmente importantes. Primeiro, os resultados obtidos com modelos – de sazonalidade estocástica –²⁷ com variáveis sem ajuste sazonal foram bastante semelhantes aos obtidos com variáveis dessazonalizadas – sugerindo que a dessazonalização das séries não introduziu viés significativo na análise. Em segundo lugar, a maior parte da variação paramétrica parece ocorrer no nível e na sazonalidade estimados e não nas elasticidades propriamente ditas. Este último resultado é simultaneamente compatível com as evidências de quebras estruturais, reportadas nas seções anteriores, e significativo do ponto de vista analítico.

5.4 MODELOS DE PROJEÇÃO PARA O CONSUMO AGREGADO TRIMESTRAL DAS FAMÍLIAS BRASILEIRAS

Tomados em conjunto, os resultados das três subseções anteriores parecem indicar a existência de correlações significativas entre a dinâmica trimestral do consumo agregado das famílias brasileiras, medida a preços constantes, e a dinâmica trimestral da renda disponível do setor privado (aproximada), do volume de crédito disponibilizado às famílias brasileiras (em porcentagem do PIB) e da taxa de juros real da economia. Mais precisamente, acréscimos de 1% na *proxy* da renda disponível do setor privado utilizada neste trabalho parecem estar associados a acréscimos de cerca de 0,4% no consumo das famílias brasileiras; acréscimos de 1% do PIB no volume de crédito disponibilizado a essas famílias parecem estar associados a acréscimos de 1,5% a 2% no consumo destas; e acréscimos de 1% na taxa de juros real mensal parecem estar associados a reduções de 1,5% a 2% no consumo das famílias brasileiras.

Naturalmente, resultados de regressões macroeconômicas não devem ser tomados como “verdades absolutas”. Conquanto, a robustez dos resultados apresentados nas seções anteriores nos pareça não trivial e digna de nota – afinal, tais resultados foram

27. Para mais detalhes, ver Commandeur e Koopman (2007, cap. 4).

verificados em, literalmente, dezenas de modelos (incluindo vários não reportados nas seções anteriores) estimados por técnicas muito diferentes entre si – também é verdade que uma regressão não deixa de ser espúria apenas porque foi “encontrada” por estimadores diferentes.

Por outro lado, a chance de regressões espúrias se comportarem bem nos testes de cointegração discutidos na seção 5.1 não é alta – mesmo nas hipóteses de quebra estrutural e das séries serem *near-integrated* na amostra relevante. E o mesmo pode ser dito sobre a chance de regressões espúrias se comportarem bem em projeções “fora da amostra”. Daí que o próximo passo natural da estratégia econométrica seguida neste trabalho é averiguar o quão precisas são as projeções dos modelos estimados anteriormente oito e quatro trimestres “fora da amostra” – sujeitas aos valores precisos das variáveis explicativas. Se estas projeções se mostrarem precisas teremos motivos a mais para confiar nos – flagrantemente robustos – resultados gerais reportados nas seções anteriores.

QUADRO 5
Resultados das projeções fora da amostra

Especificação	Modelo selecionado	Erro das projeções feitas para cada um dos quatro trimestres de 2008 e de 2009 e para o(s) ano(s) inteiro(s) sujeitas aos valores precisos das variáveis explicativas (%)
$c = f(yd)$, até 4º trim./2007	Markov-Switching, com três regimes, com mesma elasticidade-renda e variância dos erros e termo constante variáveis. Convergência forte	1º trim./2008: -1.55%; 2º trim./2008: -0.13%; 3º trim./2008: -1.66%; 4º trim./2008: -1.44%; ano de 2008: -1.20% 1º trim./2009: -1.17%; 2º trim./2009: -2.40%; 3º trim./2009: -3.28%; 4º trim./2009: -3.15%; ano de 2009: -2.52%
$c = f(yd)$, até 4º trim./2008		1º trim./2009: -0.06%; 2º trim./2009: -1.58%; 3º trim./2009: -2.69%; 4º trim./2009: -2.76%; ano de 2009: -1.80%
$c = f(yd, cred)$, até 4º trim./2007	Engle e Granger	1º trim./2008: -2.51%; 2º trim./2008: -2.11%; 3º trim./2008: -3.08%; 4º trim./2008: -1.50%; ano de 2008: -2.30% 1º trim./2009: -0.10%; 2º trim./2009: -0.83%; 3º trim./2009: -1.66%; 4º trim./2009: -1.98%; ano de 2009: -1.16%
$c = f(yd, cred)$, até 4º trim./2008	Engle e Granger	1º trim./2009: 0.18%; 2º trim./2009: 0.85%; 3º trim./2009: -0.60%; 4º trim./2009: -0.85%; ano de 2009: -0.12%
$c = f(yd, cred, jur)$, até 4º trim./2007	Modelo de espaço-estado com constante e elasticidade renda fixas e semielasticidades crédito e juros distribuídas como <i>random-walks</i> . Convergência muito forte	1º trim./2008: -1.77%; 2º trim./2008: -1.28%; 3º trim./2008: -2.87%; 4º trim./2008: -1.32%; ano de 2008: -1.81% 1º trim./2009: 0.25%; 2º trim./2009: -0.33%; 3º trim./2009: -1.43%; 4º trim./2009: -1.62%; ano de 2009: -0.80%
$c = f(yd, cred, jur)$, até 4º trim./2008	Markov-Switching, com dois regimes e com todos os parâmetros diferentes em cada regime. Convergência forte	1º trim./2009: 0.85%; 2º trim./2009: 0.20%; 3º trim./2009: -1.28%; 4º trim./2009: -1.38% ano de 2009: -0.43%

Fonte e elaboração dos autores.

Os resultados das seções anteriores nos levam a pré-selecionar como potencialmente “plausíveis” os resultados de cinco técnicas econométricas aplicadas a três conjuntos de variáveis explicativas. As técnicas econométricas são os modelos

de modelos de espaço-estado, por exemplo, Harvey (1989) com e sem sazonalidade estocástica e modelos de Engle e Granger (1987), Gregory e Hansen (1996) e alternância de regimes Markovianos, por exemplo, Krolzig (1997).²⁸ Os três conjuntos de variáveis explicativas são: *yd*; *yd e cred*; e *yd, cred e jur*. A fim de selecionar os resultados reportados no quadro 5 aplicamos cada uma destas cinco técnicas econométricas a cada um destes três conjunto de variáveis explicativas (15 modelos no total) utilizando as amostras 1^a trim./1995 - 4^a trim./2007 e 1^a trim./1995 - 1995 - 4^a trim./2008. Ademais, projetamos os resultados obtidos por cada um destes 15 modelos nos quatro trimestres de 2008 e 2009, selecionando o melhor modelo para cada conjunto de variáveis explicativas um e dois anos fora da amostra.

Os resultados do quadro 5 são interessantes de várias maneiras. Em primeiro lugar, os resultados reforçam a hipótese de que as regressões em questão são legítimas. Com efeito, são raras as regressões espúrias com erros de projeção anuais inferiores a 1% e 2% em valores absolutos um e dois anos à frente.²⁹ Em segundo lugar, os resultados sugerem fortemente que o poder explicativo da oferta de crédito (principalmente) e da taxa real de juros não deve ser negligenciado – visto que o modelo com apenas a renda disponível como variável explicativa projeta bem pior do que os demais. Em terceiro lugar, os resultados parecem sugerir que o efeito da taxa real de juros sobre o consumo das famílias é variável – de modo que o poder preditivo dos modelos que incluem a taxa de juros entre as variáveis explicativas não é flagrantemente superior aos dos modelos que incluem apenas o volume de crédito às famílias.

28. Naturalmente, e como mencionado anteriormente, os modelos sem sazonalidade estocástica foram aplicados às variáveis dessazonalizadas e os modelos com sazonalidade estocástica foram aplicados às variáveis sem ajuste sazonal.

29. Em alguns casos, a precisão das projeções foi similar a de modelos Arma, com a vantagem de que projeções a partir de cenários para a taxa de juros, o volume de crédito e a renda disponível do setor privado são mais facilmente inteligíveis que cenários para os choques de um modelo Arma. A fim de tentar manter o tamanho do texto em níveis aceitáveis, optamos por não apresentar os modelos Arma que ajustamos aos dados utilizados. Os referidos modelos podem ser obtidos junto aos autores mediante consulta.

Cumprir notar que o *status* teórico das regressões propostas anteriormente é o de um vetor de cointegração – ou de uma combinação linear de vetores de cointegração, caso haja mais de um.³⁰ Este ponto é importante porque, em geral, modelos de correção de erros se comportam melhor do que vetores de cointegração em projeções de curto prazo. Ocorre que o ajustamento de modelos de correção de erros aos dados citados anteriormente – conquanto tenha gerado modelos com resíduos bem ajustados e sinais esperados, mesmo quando apenas variáveis explicativas defasadas foram utilizadas a fim de evitar o viés de endogeneidade –³¹ sugere coeficientes de correção de erros relativamente elevados em níveis absolutos – e, portanto, rápida convergência ao “equilíbrio de longo prazo” –, o que possivelmente explica porque as projeções dos modelos de correção de erros não se mostraram superiores aos obtidos com os vetores de cointegração propriamente ditos no caso dos dados discutidos neste trabalho.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste artigo apresentamos robustas evidências de correlações significativas entre a dinâmica trimestral do consumo agregado das famílias brasileiras, medido a preços encadeados de 1995, e a dinâmica trimestral do volume de crédito disponibilizado às famílias brasileiras – em porcentagem do PIB –, da taxa de juros real da economia e, principalmente, da medida aproximada da renda disponível do setor privado, discutida na seção 2 – também medida a preços encadeados de 1995 utilizando o deflator do consumo. Mais precisamente, acréscimos de 1% na *proxy* da renda disponível do setor privado utilizada neste trabalho parecem estar associados a acréscimos de cerca de 0,4% no consumo das famílias brasileiras; acréscimos de 1% do PIB no volume de crédito disponibilizado a essas famílias parecem estar associados a acréscimos de 1,5% a 2% no consumo destas; e acréscimos de 1% na taxa de juros real mensal parecem estar associados a reduções de 1,5% a 2% no consumo das famílias brasileiras. Ademais, o erro de

30. Note-se que as dificuldades com os “VARs de partida” prejudicaram a aplicação do teste de Johansen. Daí que não temos como saber ao certo o número de vetores de cointegração existente entre as quatro variáveis utilizadas neste trabalho.

31. A fim de tentar manter o tamanho do texto em níveis aceitáveis, optamos por não apresentar os modelos de correção de erros. Os referidos modelos podem ser obtidos com autores mediante consulta, entretanto.

projeção dos referidos modelos – interpretados aqui como vetores de cointegração –³² é inferior a 1% e 2% um e dois anos fora da amostra, respectivamente, quando sujeitos aos valores corretos das variáveis explicativas.

Tais resultados e ordens de grandeza são compatíveis com resultados publicados – mas foram encontrados com técnicas econométricas alternativas e com uma base de dados significativamente revista – pelo IBGE em meados de 2007.

Finalmente, e conquanto não se tenha discutido relações de causalidade neste trabalho, cumpre notar que tais conclusões são, em princípio, compatíveis com a hipótese de que relaxamentos na política fiscal, que impliquem aumento da renda disponível do setor privado –, por exemplo, reduções na carga tributária bruta e/ou aumentos nas transferências públicas de renda ao setor privado – têm significativo e rápido impacto sobre a dinâmica trimestral do consumo das famílias brasileiras.

REFERÊNCIAS

ABE, R. H. **Consumo no Brasil: quebras estruturais e suavização do consumo**. 2010. Tese (Doutorado) – Fundação Getúlio Vargas (FGV), São Paulo, 2010. Disponível em: <<http://virtualbib.fgv.br/dspace/bitstream/handle/10438/4316/Regis%20Augusto%20Hideshi%20Abe.pdf?sequence=4>>. Acesso em: 5 abr. 2010.

BEECHEY, M.; HJALMARSSON, E.; OSTERHOLM, P. Testing the Expectations Hypothesis when Interest Rates Are Near Integrated. **Journal of Banking and Finance**, v. 33, n. 5, p. 934-943, 2009.

CAMPBELL, J. Y.; MANKIW, G. Consumption, income and interest rates: reinterpreting the time series evidence. In: OLIVIER, J. B.; FISCHER, S. (Org.). **National Bureau of Economic Research Macroeconomics Annual**. Cambridge: MIT Press, 1989. p. 185-216.

CAVALCANTI, M. A. F. H. **Um modelo macroeconômico trimestral para o Brasil: possibilidades, limitações e resultados**. Rio de Janeiro: Ipea, 2000. Mimeografado.

CAVALCANTI, M. A. F. H. *et al.* **Principais características do modelo macroeconômico do Ipea**. Rio de Janeiro: Ipea, 2002. Mimeografado.

32. Tais que o ajustamento ao equilíbrio nos modelos de correção de erros subjacentes é significativamente inferior a um ano.

COMISSÃO ECONÔMICA PARA A AMÉRICA LATINA E O CARIBE (CEPAL). **The reaction of the governments of the Americas to the international crisis: an overview of policy measures up to 31 December 2009.** Santiago de Chile: Cepal, 2010.

COMMANDEUR, J. J. F.; KOOPMAN, S. J. **An Introduction to State Space Time Series Analysis.** Oxford: Oxford University Press, 2007.

COOK, S. Spurious rejection by cointegration tests incorporating structural change in the cointegrating relationship. **Applied Economics Letters**, n. 11, p. 879-884, 2004.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Econometrica**, n. 49, p. 1057-1079, 1981.

ENGLE, R.F. E C. Grangerco-integration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica, the Econometric Society**, Illinois, v. 55, n. 2, 1987.

FLAVIN, M. The adjustment of consumption to changing expectations about income. **Journal of Political Economy**, v. 89, n. 5, p. 974-1009, 1981.

FRANCHINI, D. S.; GOMES, F. A. R. The Stationarity of Consumption Income Ratios: evidence from South American Countries. **Economia Aplicada**, v. 3, n. 4, p. 463-479, 2009.

FRANSES, P. H.; HALDRUP, N. The effects of additive outliers on tests for unit roots and cointegration. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 12, p. 471-478, 1994.

GOMES, F. A. R. Consumo no Brasil: teoria da renda permanente, formação de hábito e restrição à liquidez. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 58, n. 3, p. 381-402, 2004.

_____. **Consumo no Brasil: comportamento otimizador, restrição de crédito ou miopia?** Rio de Janeiro: IBMEC, 2007 (Texto para Discussão, n. 45). Disponível em: <http://www.insper.edu.br/sites/default/files/2007_wpe100.pdf>. Acesso em: 20 out. 2009.

GOMES, F. A. R.; PAZ, L. S. Especificações para a função consumo: testes para países da América do Sul. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 1, n. 34, p. 39-56, 2004.

GOMES, F. A. R.; ISSLER, J. V.; SALVATO, M. A. Principais características do consumo de duráveis no Brasil e testes de separabilidade entre duráveis e não duráveis. **Revista Brasileira de Economia**, v. 59, n. 1, p. 33-60, 2005.

GRANGER, C. W. **Empirical Modeling in Economics: Specification and Evaluation.** Cambridge: Cambridge University Press, 1998.

GREGORY, A. W.; HANSEN, B. E. Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. **Journal of Econometrics**, v. 70, n. 1, p. 99-126, 1996.

HALL, R. E. Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: theory

and evidence. **Journal of Political Economy**, v. 86, n. 6, p. 971-987, 1978.

HARVEY, A. C. **Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter**. Cambridge: Cambridge University Press, 1989.

HJALMARSSON, E.; OSTERHOLM, P. **A Residual-Based Cointegration Test for Near Unit Root Variables**. Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System, 2007 (International Finance Discussion Papers, n. 907).

_____. Testing for Cointegration Using the Johansen Methodology when Variables Are Near Integrated: Size Distortions and Partial Remedies. **Empirical Economics**, 2010. No prelo.

IBGE. Coordenação de Contas Nacionais. **Contas nacionais trimestrais: indicadores de volume e valores correntes – jul.-set. 2006**. Rio de Janeiro, 2006.

_____. Coordenação de Contas Nacionais. **Sistema de Contas Nacionais: Brasil 2003-2007**. Rio de Janeiro, 2009.

_____. Coordenação de Contas Nacionais. **Contas nacionais trimestrais: indicadores de volume e valores correntes – nova série jan.-mar. 2010**. Rio de Janeiro, 2010.

ISSLER, J. V.; ROCHA, F. Consumo e restrição à liquidez e bem estar no Brasil. **Revista de Economia Aplicada**, Brasil, v. 4, n. 4, p. 637-665, 2000.

KROLZIG, H. **Markov Switching Vector Autoregressions: Modelling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis**. Berlin: Springer-Verlag, 1997.

LEE, J.; STRAZICICH, M. C. Minimum LM Unit Root Test with Two Structural Breaks. **Review of Economics and Statistics**, v. 63, p. 1082-1089, 2003.

_____. **Minimum LM Unit Root Test with One Structural Break**. Appalachian State University, 2004, (Working Paper, n. 417). Disponível em: <<http://econ.appstate.edu/RePEc/pdf/wp0417.pdf>>.

LEYBOURNE, S.; NEWBOLD, P. Spurious rejections by cointegration tests induced by structural breaks. **Applied Economics**, v. 35, n. 9, p. 1117-1121, 2003.

MUINHOS, M. K.; ALVES, S. A. L. **Medium-Size Macroeconomic Model for the Brazilian Economy**. Brasília, 2003. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps64.pdf>>. Acesso em: 14 maio 2006 (Working Paper, n. 64).

PAZ, L. S. Consumption in Brazil: myopia or liquidity constraints? A simple test using quarterly data. **Applied Economic Letters**, v. 12, p. 961-964, 2006.

PAZ, L. S.; GOMES, F. A. R. **Consumption in South America: myopia or liquidity constraints?** Rio de Janeiro: IBMEC, 2008 (Working Paper, n. 156). Disponível em: <http://www.insper.edu.br/sites/default/files/2008_wpe156.pdf>. Acesso em: 10 abr. 2010.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. **Econometrica**, v. 57, p. 1361-1401, 1989.

QUANTITATIVE MICRO SOFTWARE. **E-Views 4 Users' Guide**. Irvine, Califórnia, 2001.

REIS, E. *et al.* Renda permanente e poupança precaucional: evidências empíricas para o Brasil no passado recente. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 28, n. 2, ago. 1998.

_____. **Model for Projections and Simulations of the Brazilian Economy**. Rio de Janeiro: Ipea, 1999 (Texto para Discussão, n. 619).

SANTOS, C. H.; COSTA, F. R. Uma metodologia de estimação da carga tributária bruta brasileira em níveis trimestrais. **Economia Aplicada**, v. 12, n. 4, p. 581-606, 2008.

SANTOS, C. H.; MACEDO E SILVA, A. C.; RIBEIRO, M. B. Uma metodologia de estimação da carga tributária líquida brasileira trimestral no período 1995-2009. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 14, n. 2, p. 209-235. Maio/Agosto de 2010.

SHEA, J. Myopia, Liquidity Constraints, and Aggregate Consumption: A simple Test. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 27, p. 798-805, 1995.

ZIVOT, E.; ANDREWS, D. W. K. Further evidence on the great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 10, p. 251-270, 1992.

ANEXOS

ANEXO 1

TABELA 1A

Séries precisas utilizadas nas estimativas apresentadas neste texto

Consumo	Consumo com ajuste sazonal	PIB	PIB com ajuste sazonal	Renda disponível	Renda disponível com ajuste sazonal	Juros	Crédito	
1ª trim./1995	4.6058	4.6453	5.0558	5.1062	4.8648	4.9462	2.2033	3.00
2ª trim./1995	4.6529	4.6822	5.1404	5.1469	4.9472	4.9587	1.7300	2.73
3ª trim./1995	4.7510	4.7066	5.1944	5.1543	5.0281	5.0051	2.2800	2.53
4ª trim./1995	4.7880	4.7668	5.2866	5.2691	5.1270	5.0626	1.4367	2.30
1ª trim./1996	4.6600	4.6991	5.1282	5.1801	4.8967	4.9797	1.4767	2.23
2ª trim./1996	4.6862	4.7140	5.1810	5.1850	4.9735	4.9816	0.7967	2.17
3ª trim./1996	4.7890	4.7439	5.2477	5.2082	5.0155	4.9940	1.3667	2.30
4ª trim./1996	4.7935	4.7766	5.2156	5.2006	5.0924	5.0296	1.4567	2.60
1ª trim./1997	4.7305	4.7680	5.1646	5.2168	4.9468	5.0308	0.9500	2.83
2ª trim./1997	4.7530	4.7767	5.2293	5.2278	5.0164	5.0195	1.0067	3.03
3ª trim./1997	4.8075	4.7629	5.2633	5.2280	5.0420	5.0220	1.5067	3.37
4ª trim./1997	4.7629	4.7530	5.2491	5.2365	5.0680	5.0090	2.2833	3.70
1ª trim./1998	4.7304	4.7637	5.1726	5.2228	4.9318	5.0149	1.8300	3.67
2ª trim./1998	4.7405	4.7596	5.2438	5.2368	5.0411	5.0389	1.3933	3.70
3ª trim./1998	4.8052	4.7628	5.2625	5.2322	5.0418	5.0232	2.1733	3.77
4ª trim./1998	4.7487	4.7451	5.2294	5.2208	5.0582	5.0044	2.5800	3.70
1ª trim./1999	4.7217	4.7507	5.1782	5.2230	4.8978	4.9788	1.6800	3.50
2ª trim./1999	4.7397	4.7523	5.2361	5.2257	5.0123	5.0050	1.6633	3.43
3ª trim./1999	4.7992	4.7632	5.2529	5.2291	4.9909	4.9737	0.9200	3.57
4ª trim./1999	4.7790	4.7791	5.2516	5.2447	5.0479	4.9997	0.5433	3.63
1ª trim./2000	4.7557	4.7798	5.2245	5.2633	4.9613	5.0393	1.1300	3.77
2ª trim./2000	4.7878	4.7947	5.2744	5.2639	5.0113	5.0008	1.1733	4.20
3ª trim./2000	4.8376	4.8098	5.2943	5.2746	5.0499	5.0331	0.2633	4.50
4ª trim./2000	4.8166	4.8183	5.2946	5.2884	5.0684	5.0243	0.8867	4.97
1ª trim./2001	4.7979	4.8164	5.2591	5.2936	4.9735	5.0495	0.7133	5.40
2ª trim./2001	4.8193	4.8218	5.2974	5.2871	5.0173	5.0054	0.7633	5.67
3ª trim./2001	4.8110	4.7920	5.2971	5.2805	5.0180	5.0006	0.7033	5.73
4ª trim./2001	4.7985	4.8002	5.2876	5.2814	5.0669	5.0251	0.7067	5.87
1ª trim./2002	4.8052	4.8182	5.2598	5.2921	4.9891	5.0643	0.8900	6.00
2ª trim./2002	4.8395	4.8404	5.3158	5.3045	5.1088	5.0972	0.9300	6.10
3ª trim./2002	4.8374	4.8252	5.3336	5.3194	5.0844	5.0653	0.6000	5.67
4ª trim./2002	4.8207	4.8207	5.3355	5.3295	5.0854	5.0443	-0.5000	5.17
1ª trim./2003	4.8119	4.8212	5.2841	5.3155	4.9619	5.0382	0.1767	4.90
2ª trim./2003	4.8081	4.8094	5.3254	5.3124	5.0550	5.0441	1.4233	5.23
3ª trim./2003	4.8221	4.8147	5.3393	5.3270	5.1143	5.0925	1.4033	5.53

(Continua)

(Continuação)

Consumo	Consumo com ajuste sazonal	PIB	PIB com ajuste sazonal	Renda disponível	Renda disponível com ajuste sazonal	Juros	Crédito	
4º trim./2003	4.8297	4.8261	5.3421	5.3378	5.1493	5.1091	1.0667	5.67
1º trim./2004	4.8310	4.8397	5.3357	5.3654	5.0366	5.1138	0.6300	5.67
2º trim./2004	4.8471	4.8490	5.3978	5.3834	5.1544	5.1450	0.6833	5.80
3º trim./2004	4.8634	4.8587	5.3886	5.3780	5.1480	5.1226	0.6333	6.00
4º trim./2004	4.8798	4.8729	5.3910	5.3873	5.1789	5.1402	0.6500	6.53
1º trim./2005	4.8675	4.8770	5.3648	5.3928	5.0598	5.1378	0.7833	7.00
2º trim./2005	4.8887	4.8910	5.4271	5.4134	5.1555	5.1477	1.0533	7.57
3º trim./2005	4.9091	4.9054	5.4212	5.4104	5.1923	5.1623	1.3000	8.23
4º trim./2005	4.9303	4.9215	5.4243	5.4214	5.2230	5.1878	0.8667	8.67
1º trim./2006	4.9200	4.9306	5.4078	5.4345	5.1137	5.1909	0.8567	9.00
2º trim./2006	4.9406	4.9428	5.4464	5.4348	5.1947	5.1882	1.1467	9.27
3º trim./2006	4.9598	4.9554	5.4674	5.4544	5.2706	5.2363	1.0133	9.47
4º trim./2006	4.9781	4.9693	5.4711	5.4682	5.2738	5.2427	0.6600	9.67
1º trim./2007	4.9771	4.9888	5.4580	5.4860	5.2024	5.2790	0.5833	9.90
2º trim./2007	4.9964	4.9984	5.5085	5.4980	5.2789	5.2725	0.6900	10.40
3º trim./2007	5.0140	5.0080	5.5262	5.5105	5.3096	5.2716	0.6233	10.80
4º trim./2007	5.0463	5.0384	5.5359	5.5332	5.3116	5.2850	0.3967	11.17
1º trim./2008	5.0463	5.0592	5.5193	5.5495	5.2293	5.3047	0.3533	11.43
2º trim./2008	5.0739	5.0756	5.5712	5.5607	5.3436	5.3371	0.2200	11.77
3º trim./2008	5.1027	5.0948	5.5946	5.5765	5.3816	5.3411	0.7067	12.17
4º trim./2008	5.0839	5.0771	5.5441	5.5416	5.3484	5.3250	0.7433	12.47
1º trim./2009	5.0614	5.0753	5.4978	5.5296	5.2512	5.3260	0.5500	13.10
2º trim./2009	5.1034	5.1047	5.5547	5.5437	5.3511	5.3439	0.3533	13.87
3º trim./2009	5.1410	5.1321	5.5823	5.5636	5.4043	5.3633	0.5133	14.43
4º trim./2009	5.1580	5.1521	5.5860	5.5838	5.4079	5.3859	0.3400	14.80

Fonte e elaboração dos autores.

ANEXO 2

CONSTRUINDO SÉRIES A PREÇOS DE 1995 A PARTIR DO DEFLATOR IMPLÍCITO TRIMESTRAL DO CONSUMO DAS FAMÍLIAS

A tabela 2A mostra como foi construído o deflator implícito trimestral do consumo utilizado para deflacionar a *proxy* da renda disponível do setor privado utilizada neste trabalho – cujos valores nominais são apresentados no anexo 3. Os dados das colunas (1) e (3) foram extraídos das tabelas 1846 e 1620, das contas nacionais trimestrais do IBGE, respectivamente. Os dados das colunas (2) e (4) são autoexplicativos. Os dados da coluna (5) mostram a variação do índice de volume do trimestre corrente em relação à média verificada no ano anterior. Por exemplo, o valor de 95.88 do índice de volume do primeiro trimestre de 1996 é -4,12% inferior à média do índice de volume registrado em 1995 (=100).

Os dados da coluna (6) foram calculados aplicando as variações reportadas na coluna (5) às médias anuais da coluna (2). Por exemplo, o valor de R\$ 135,96 bilhões reportado no primeiro trimestre de 1997 é 0,35% menor do que os R\$ 136,43 bilhões médios verificados em 1996.

Os dados da coluna (7) são calculados dividindo-se os dados da coluna (2) para o ano corrente pelos dados da mesma coluna para o ano anterior multiplicados pela taxa de crescimento real anual implícita nos dados da coluna (4). Por exemplo, o valor de 1,0415 reportado em 1998 é obtido dividindo 157.50 (o valor médio reportado na tabela 2 para 1998) por 151,2242 (= 152,32 * (1-0,0072)). Note-se que 152,32 é o valor reportado na tabela 2 para 1998 e -0,72% é a taxa de crescimento anual implícita nos dados da tabela (4) – uma vez que os índices médios de volume reportados para 1998 e 1997 nesta última tabela foram, respectivamente, 105.60 e 106.37.

Os dados da coluna (8) são obtidos utilizando-se os deflatores da coluna (7) para transformar os dados da coluna (6) para preços de 1995. Por exemplo, o valor de 114,40 registrado no segundo trimestre de 1999 na tabela (8) foi obtido dividindo-se os R\$ 154,86 bilhões a preços de 1998 reportados na tabela (6) por 1,3537 (= 1,0415 * 1,0836 * 1,1995). Note-se que 1,1995, 1,0836 e 1,0145 são os valores reportados na coluna (7) para os deflatores anuais do consumo em 1996, 1997 e 1998, respectivamente.

Finalmente, os dados da coluna (9) são calculados dividindo-se os dados da coluna (1) pelos dados da coluna (8).

TABELA 2A
Metodologia de construção do deflator implícito trimestral do consumo

Consumo das famílias (bilhões de R\$ correntes) (1)	Média anual dos dados da coluna 1 (2)	Despesa de consumo das famílias (em volume) (3)	Média anual dos dados da coluna 3 (4)	Varição do volume contra a média do ano anterior (%) (5)	Consumo a preços do ano anterior (6)	Deflator implícito anual (7)	Consumo (R\$ bilhões de 1995) (8)	Deflator trimestral do consumo (1)/(8)/(9)
1ª trim./1995	100.06	110.18	101.45	100.00	nd	nd	100.06	1
2ª trim./1995	104.89	110.18	98.03	100.00	nd	nd	104.89	1
3ª trim./1995	115.70	110.18	101.3	100.00	nd	nd	115.70	1
4ª trim./1995	120.06	110.18	99.22	100.00	nd	nd	120.06	1
1ª trim./1996	120.12	136.43	95.88	103.24	-4,12	105.64	105.64	1.1371
2ª trim./1996	128.47	136.43	98.42	103.24	-1,58	108.44	108.44	1.1848
3ª trim./1996	146.75	136.43	109.08	103.24	9,08	120.18	120.18	1.2210
4ª trim./1996	150.40	136.43	109.57	103.24	9,57	120.72	120.72	1.2458
1ª trim./1997	142.19	152.32	102.88	106.37	-0,35	135.96	113.35	1.2545
2ª trim./1997	150.22	152.32	105.22	106.37	1,92	139.05	115.93	1.2958
3ª trim./1997	161.14	152.32	111.12	106.37	7,64	146.85	122.43	1.3162
4ª trim./1997	155.74	152.32	106.26	106.37	2,93	140.43	117.08	1.3302
1ª trim./1998	151.56	157.50	102.87	105.60	-3,29	147.31	113.34	1.3372
2ª trim./1998	155.39	157.50	103.91	105.60	-2,31	148.80	114.49	1.3573
3ª trim./1998	166.43	157.50	110.86	105.60	4,22	158.75	122.14	1.3625
4ª trim./1998	156.63	157.50	104.77	105.60	-1,50	150.03	115.43	1.3569
1ª trim./1999	159.89	172.34	101.98	106.00	-3,43	152.10	112.36	1.4230
2ª trim./1999	166.94	172.34	103.83	106.00	-1,68	154.86	114.40	1.4592
3ª trim./1999	180.57	172.34	110.19	106.00	4,34	164.34	121.41	1.4873
4ª trim./1999	181.97	172.34	108	106.00	2,27	161.07	118.99	1.5293
1ª trim./2000	171.76	189.74	105.51	110.28	-0,46	171.55	116.25	1.4776
2ª trim./2000	187.03	189.74	108.95	110.28	2,78	177.14	120.04	1.5581
3ª trim./2000	200.00	189.74	114.51	110.28	8,03	186.18	126.16	1.5852
4ª trim./2000	200.16	189.74	112.14	110.28	5,79	182.33	123.55	1.6201
1ª trim./2001	199.39	206.62	110.05	111.03	-0,21	189.34	121.25	1.6445
2ª trim./2001	207.17	206.62	112.44	111.03	1,96	193.46	123.88	1.6723
3ª trim./2001	209.80	206.62	111.51	111.03	1,12	191.86	122.86	1.7077
4ª trim./2001	210.10	206.62	110.12	111.03	-0,14	189.46	121.33	1.7318
1ª trim./2002	214.45	228.01	110.86	113.17	-0,15	206.30	122.14	1.7557
2ª trim./2002	224.91	228.01	114.73	113.17	3,33	213.50	126.41	1.7793
3ª trim./2002	232.58	228.01	114.49	113.17	3,12	213.06	126.14	1.8438
4ª trim./2002	240.12	228.01	112.59	113.17	1,41	209.52	124.05	1.9356
1ª trim./2003	256.91	263.19	111.61	112.29	-1,38	224.88	122.97	2.0892
2ª trim./2003	259.49	263.19	111.18	112.29	-1,76	224.01	122.50	2.1183
3ª trim./2003	265.33	263.19	112.75	112.29	-0,37	227.17	124.23	2.1358
4ª trim./2003	271.03	263.19	113.61	112.29	0,39	228.91	125.17	2.1653
1ª trim./2004	272.14	290.15	113.76	116.58	1,31	266.64	125.34	2.1712
2ª trim./2004	281.98	290.15	115.6	116.58	2,95	270.95	127.37	2.2139
3ª trim./2004	296.93	290.15	117.5	116.58	4,64	275.41	129.46	2.2937
4ª trim./2004	309.57	290.15	119.45	116.58	6,38	279.98	131.61	2.3523
1ª trim./2005	308.06	323.56	117.99	121.78	1,21	293.67	130.00	2.3697

(Continua)

(Continuação)

	Consumo das famílias (bilhões de R\$ correntes) (1)	Média anual dos dados da coluna 1 (2)	Despesa de consumo das famílias (em volume) (3)	Média anual dos dados da coluna 3 (4)	Varição do volume contra a média do ano anterior (%) (5)	Consumo a preços do ano anterior (6)	Deflator implícito anual (7)	Consumo (R\$ bilhões de 1995) (8)	Deflator trimestral do consumo (1)/(8)/(9)
2ª trim./2005	319.83	323.56	120.51	121.78	3,37	299.94	1.0663	132.78	2.4089
3ª trim./2005	327.44	323.56	123	121.78	5,51	306.14	1.0696	135.52	2.4161
4ª trim./2005	338.90	323.56	125.63	121.78	7,77	312.68	1.0838	138.42	2.4483
1ª trim./2006	343.71	357.23	124.34	128.12	2,10	330.35	1.0404	137.00	2.5089
2ª trim./2006	351.74	357.23	126.94	128.12	4,24	337.26	1.0429	139.86	2.5150
3ª trim./2006	360.34	357.23	129.39	128.12	6,25	343.77	1.0482	142.56	2.5277
4ª trim./2006	373.11	357.23	131.79	128.12	8,22	350.15	1.0656	145.20	2.5696
1ª trim./2007	379.25	398.53	131.66	135.89	2,77	367.11	1.0331	145.06	2.6144
2ª trim./2007	394.51	398.53	134.22	135.89	4,77	374.25	1.0541	147.88	2.6677
3ª trim./2007	401.66	398.53	136.6	135.89	6,62	380.89	1.0545	150.50	2.6688
4ª trim./2007	418.72	398.53	141.09	135.89	10,13	393.41	1.0643	155.45	2.6936
1ª trim./2008	427.52	453.12	141.09	145.47	3,82	413.78	1.0332	155.45	2.7502
2ª trim./2008	448.84	453.12	145.03	145.47	6,72	425.33	1.0553	159.79	2.8088
3ª trim./2008	468.76	453.12	149.27	145.47	9,84	437.77	1.0708	164.46	2.8503
4ª trim./2008	467.34	453.12	146.49	145.47	7,80	429.61	1.0878	161.40	2.8956
1ª trim./2009	455.62	493.11	143.23	151.37	-1,54	446.14	1.0212	157.81	2.8871
2ª trim./2009	487.97	493.11	149.38	151.37	2,69	465.30	1.0487	164.58	2.9648
3ª trim./2009	507.26	493.11	155.09	151.37	6,61	483.08	1.0500	170.88	2.9686
4ª trim./2009	521.59	493.11	157.76	151.37	8,45	491.40	1.0614	173.82	3.0007

Fonte: IBGE (2010).

Elaboração dos autores.

Obs.: nd = não disponível.

ANEXO 3

PROCEDIMENTOS DE CONSTRUÇÃO DA *PROXY* DA RENDA DISPONÍVEL DO SETOR PRIVADO UTILIZADA NESTE TEXTO

A tabela 3A mostra, de modo autoexplicativo, como a nossa *proxy* para a renda disponível nominal trimestral do setor privado foi construída.³³ A metodologia de cálculo da renda nacional disponível segue a tabela 2205 das contas nacionais trimestrais. A série do PIB trimestral foi extraída da tabela 1846 destas. A estimativa da carga tributária líquida de transferências públicas foram construídas pela coordenação de finanças públicas do Ipea, seguindo a metodologia proposta por Santos, Macedo e Silva e Ribeiro (2010). Os dados das colunas (2), (3) e (4) foram extraídos da tabela 2205 das contas nacionais trimestrais. A única qualificação importante a fazer é que, após a revisão das contas nacionais, ocorrida em 2007, estes últimos dados passaram a ser disponibilizados apenas a partir de 2000. Os dados das colunas (2), (3) e (4) para 1995-1999 foram, assim, extraídos da tabela 2205, divulgada pelo IBGE em dezembro de 2006.³⁴

TABELA 3A
Metodologia de construção da *proxy* da renda disponível do setor privado utilizada neste texto
(Em R\$ milhões correntes)

	PIB (1)	(+) Ordenados e salários líquidos recebidos do exterior (2)	(+) Rendas de propriedade líquidas recebidas do exterior (3)	(+) Outras transferências correntes líquidas recebidas do exterior (4)	(=) Renda nacional disponível bruta (5)	(-) Carga tributária líquida de transferências públicas (6)	(=) <i>Proxy</i> nominal da renda disponível do setor privado (7)
1º trim./1995	156.930	-29	-2.214	722	155.409	25.760	129.649
2º trim./1995	170.781	-27	-3.458	989	168.285	27.500	140.785
3º trim./1995	180.260	-42	-1.549	853	179.522	26.880	152.642
4º trim./1995	197.670	-46	-2.788	759	195.595	27.090	168.505
1º trim./1996	185.696	-38	-2.238	796	184.216	32.020	152.196
2º trim./1996	202.822	-25	-3.309	665	200.153	28.900	171.253

(Continua)

33. A série que aparece na tabela 1A é a *proxy* nominal derivada na tabela 3A transformada para R\$ bilhões e depois para preços de 1995 pelo deflator derivado na tabela 2A, dessazonalizada e logaritimizada – nesta ordem.

34. Um procedimento que nos parece perfeitamente aceitável, tendo em vista que a revisão das contas nacionais não afetou a mensuração das variáveis das contas externas brasileiras.

(Continuação)

	PIB (1)	(+) Ordenados e salários líquidos recebidos do exterior (2)	(+) Rendas de propriedade líquidas recebidas do exterior (3)	(+) Outras transferências correntes líquidas recebidas do exterior (4)	(=) Renda nacional disponível bruta (5)	(-) Carga tributária líquida de transferências públicas (6)	(=) Proxy nominal da renda disponível do setor privado (7)
3ª trim./1996	216.436	-2	-2.434	545	214.545	30.520	184.025
4ª trim./1996	239.011	3	-4.187	575	235.402	32.600	202.802
1ª trim./1997	213.530	3	-2.442	575	211.666	35.130	176.536
2ª trim./1997	232.515	6	-4969	476	228.028	32.540	195.488
3ª trim./1997	240.815	20	-3.395	480	237.920	34.190	203.730
4ª trim./1997	252.287	21	-6.679	480	246.109	34.790	211.319
1ª trim./1998	228.579	19	-2.722	398	226.274	40.910	185.364
2ª trim./1998	249.212	13	-6.228	371	243.368	33.480	209.888
3ª trim./1998	249.543	28	-5.118	422	244.875	34.040	210.835
4ª trim./1998	251.941	62	-7.296	470	245.177	31.750	213.427
1ª trim./1999	243.152	144	-7.202	849	236.943	46.260	190.683
2ª trim./1999	266.349	42	-10.166	702	256.927	37.680	219.247
3ª trim./1999	265.252	38	-6.120	732	259.902	41.150	218.752
4ª trim./1999	290.246	32	-10.874	744	280.148	42.050	238.098
1ª trim./2000	269.648	46	-5.183	617	265.129	54.180	210.949
2ª trim./2000	291.183	35	-11.411	697	280.504	46.640	233.864
3ª trim./2000	300.681	23	-5.493	657	295.868	48.580	247.288
4ª trim./2000	317.969	41	-10.647	818	308.181	50.730	257.451
1ª trim./2001	307.319	64	-9.026	786	299.144	61.450	237.694
2ª trim./2001	324.325	69	-12.323	891	312.961	60.440	252.521
3ª trim./2001	324.245	60	-9.599	1.034	315.741	57.690	258.051
4ª trim./2001	346.247	27	-14.775	1.155	332.653	57.850	274.803
1ª trim./2002	337.948	10	-8.155	872	330.675	72.930	257.745
2ª trim./2002	370.778	52	-13.948	1.380	358.263	63.850	294.413
3ª trim./2002	372.203	117	-11.355	2.186	363.151	65.420	297.731
4ª trim./2002	396.893	148	-18.807	2.827	381.061	68.170	312.891
1ª trim./2003	391.247	87	-11.905	2.149	381.578	83.100	298.478
2ª trim./2003	419.885	70	-15.680	1.826	406.102	73.920	332.182
3ª trim./2003	429.796	118	-10.166	2.569	422.317	66.960	355.357
4ª trim./2003	459.020	57	-17.723	2.207	443.560	70.460	373.100
1ª trim./2004	438.687	177	-13.173	2.175	427.866	93.630	334.236
2ª trim./2004	483.852	128	-17.222	2.600	469.356	85.940	383.416
3ª trim./2004	495.360	93	-12.192	2.328	485.589	90.880	394.709
4ª trim./2004	523.599	130	-16.421	2.461	509.769	92.270	417.499
1ª trim./2005	494.420	221	-13.936	2.238	482.942	109.570	373.372
2ª trim./2005	535.631	123	-17.764	2.093	520.084	102.390	417.694
3ª trim./2005	542.697	87	-13.852	2.145	531.078	96.450	434.628
4ª trim./2005	574.490	101	-16.566	2.159	560.184	106.050	454.134

(Continua)

(Continuação)

	PIB (1)	(+) Ordenados e salários líquidos recebidos do exterior (2)	(+) Rendas de propriedade líquidas recebidas do exterior (3)	(+) Outras transferências correntes líquidas recebidas do exterior (4)	(=) Renda nacional disponível bruta (5)	(-) Carga tributária líquida de transferências públicas (6)	(=) <i>Proxy</i> nominal da renda disponível do setor privado (7)
1ª trim./2006	549.492	139	-15.108	2.069	536.591	119.390	417.201
2ª trim./2006	579.972	73	-16.536	2.390	565.900	112.400	453.500
3ª trim./2006	602.858	115	-11.737	2.550	593.786	102.070	491.716
4ª trim./2006	637.161	63	-15.593	2.357	623.987	122.490	501.497
1ª trim./2007	621.906	234	-13.871	2.024	610.293	135.210	475.083
2ª trim./2007	664.215	242	-14.317	1.949	652.089	128.800	523.289
3ª trim./2007	672.195	200	-12.762	1.945	661.578	121.780	539.798
4ª trim./2007	703.028	199	-14.734	1.911	690.403	144.500	545.903
1ª trim./2008	693.834	203	-18.363	1.713	677.387	164.020	513.367
2ª trim./2008	753.508	234	-18.448	1.489	736.783	148.980	587.803
3ª trim./2008	779.187	124	-17.403	1.640	763.548	144.010	619.538
4ª trim./2008	778.352	480	-18.601	3.074	763.304	154.450	608.854
1ª trim./2009	717.431	408	-13.633	1.993	706.198	155.370	550.828
2ª trim./2009	778.964	324	-17.729	1592	763.151	138.020	625.131
3ª trim./2009	797.020	245	-14.416	1.671	784.520	124.390	660.130
4ª trim./2009	849.600	241	-19.518	1.282	831.605	161.960	669.645

Fonte: IBGE (2006, 2010).
Elaboração dos autores.

EDITORIAL

Coordenação

Cláudio Passos de Oliveira

Njobs Comunicação

Supervisão

Cida Taboza

Fábio Oki

Jane Fagundes

Revisão

Ângela de Oliveira

Cristiana de Sousa da Silva

Lizandra Deusdará Felipe

Olavo Mesquita de Carvalho

Regina Marta de Aguiar

Editoração

Anderson Reis

Danilo Tavares

Capa

Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto gráfico

Renato Rodrigues Bueno

Livraria do Ipea

SBS – Quadra 1 - Bloco J - Ed. BNDES, Térreo.

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Tiragem: 500 exemplares



Ipea – Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada



SECRETARIA DE
ASSUNTOS ESTRATÉGICOS
DA PRESIDÊNCIA DA REPÚBLICA

