

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 ***

Resumo

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 % do PIB) e (de uma *proxy*) da taxa de juros real da economia como variáveis explicativas da dinâmica trimestral do consumo agregado dessas famílias gera modelos com elevado grau de ajuste “dentro da amostra” e “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.

Palavras-chave: Consumo trimestral das famílias brasileiras; Renda disponível do setor privado; Cointegração com quebras estruturais; Modelos de espaço-estado; Modelos de alternância de regimes markovianos.

Abstract

New empirical evidence on the quarterly dynamics of Brazilian aggregate household consumption from 1995 to 2009

This paper presents new econometric specifications for the quarterly behavior of aggregate consumption of Brazilian households from 1995 to 2009. It is argued, in particular, that the use of quarterly measures of both private disposable income (in chained 1995 prices), the credit granted to households (as a % of GDP) and a proxy for real interest rates as explanatory variables for the level of quarterly household consumption lead to well adjusted models “within the sample” with good “out of sample” performance. Moreover, the models presented in this paper point to values of the (approximated) private income elasticity around 0.4 and credit and interest (semi) elasticities of household consumption around 2% and -2%, respectively.

Keywords: Quarterly aggregate consumption of Brazilian households; private disposable income; cointegration models with structural breaks; state-space models; markov-switching models.

JEL E21, E27, C22, C52, C82.

* Trabalho recebido em 22 de julho de 2010 e aprovado em 6 de setembro de 2011.

** Técnicos de Planejamento e Pesquisa do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília, DF, Brasil. E-mails: bernardo.schettini@ipea.gov.br; claudio.santos@ipea.gov.br; claudio.amitrano@ipea.gov.br; gabriel.squeff@ipea.gov.br; marcio.ribeiro@ipea.gov.br; raphael.gouvea@ipea.gov.br; rodrigo.orair@ipea.gov.br; thiago.martinez@ipea.gov.br.

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-se dirigido, em grande medida, à sustentação do consumo das famílias brasileiras¹.

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 a 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 no artigo têm várias características pouco usuais na literatura. Primeiro, 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, das transferências públicas de assistência e previdência social e subsídios produzidas pela Coordenação de Finanças Públicas do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)². A *rationale* da referida *proxy* é apresentada na primeira seção deste trabalho. Todos os dados utilizados nas citadas estimativas do texto encontram-se em um apêndice ao final do mesmo, 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 de tal opção estão na segunda seção deste trabalho – que discute as peculiaridades do índice de volume trimestral do consumo das famílias divulgado pelo IBGE.

Em terceiro lugar, não se restringiu 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, o artigo tem por objetivo explícito sugerir equações para a dinâmica trimestral do consumo das famílias brasileiras que simultaneamente (i) expliquem, de modo convincente, “o passado” – ou seja, apresentem excelentes ajustes “dentro da amostra”; (ii) projetem tão bem quanto possível “o futuro próximo” – isto é, apresentem bons ajustes oito e quatro trimestres “fora da amostra” quando condicionadas aos valores “corretos” das

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

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

variáveis explicativas³. A terceira seção deste trabalho resenha a literatura brasileira recente sobre a dinâmica do consumo agregado das famílias brasileiras.

Finalmente, as especificações 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 (*e.g.* Gregory; Hansen, 1996), modelos de alternância de regimes markovianos (*e.g.* Krolzig, 1997) e modelos de espaço-estado (*e.g.* Harvey, 1989). Sublinha-se, assim, que as conclusões gerais reportadas são robustas à adoção de variadas técnicas econométricas. A não linearidade destas últimas reflete, por sua vez, o fato de que quebras estruturais e mudanças de regime são comuns nos dados brasileiros. A quarta seção do texto apresenta e discute nossas especificações econométricas propriamente ditas.

Antecipando nossas conclusões – resumidas na última seção – nota-se que os modelos 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 disponibilizado às famílias brasileiras parecem estar associados a acréscimos de 1,5% a 2% no consumo destas últimas; (iii) acréscimos de um ponto percentual na taxa de juro 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% um e dois anos fora da amostra, respectivamente, quando sujeitos aos valores corretos das variáveis explicativas.

1 Aproximações trimestrais para a renda disponível do setor privado

Viu-se acima que uma característica definidora das especificações econométricas é o fato de utilizar-se 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*.

1.1 Conceitos básicos

A renda disponível do “setor privado” é dada pela renda “primária” gerada por esse último 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.

(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 com que as estimativas publicadas antes desta data sejam pouco confiáveis.

Começando pelo próprio termo “setor privado”, nota-se que o mesmo 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 estatais⁴. Daí, aliás, o fato de as contas nacionais utilizarem o conceito de “administrações públicas” (*i.e.* as administrações diretas e indiretas da União, estados e municípios, excluindo empresas e bancos estatais) e não o conceito mais familiar de “setor público”.

Em contrapartida, 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 essa última 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 no período 2000-2006

	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: IBGE (2009). Contas Econômicas Integradas, Referência 2000.

Passando agora ao conceito de “rendas líquidas de propriedade” (RLP) recebidas pelo setor privado, observa-se que o mesmo 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

(4) A Petrobrás, por exemplo, é classificada como uma “firma não financeira”, enquanto que o Banco do Brasil (e mesmo o Banco Central) é classificado como “firma financeira” nas contas nacionais brasileiras.

(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 desse último.

(6) A metodologia oficial das contas nacionais (IBGE, 2009, p.39) 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.” Note-se que aluguéis não entram nessa 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 dos mesmos.

às rendas efetivamente “geradas” pelo setor privado (*i.e.* 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 do que a “renda primária do setor privado” (ver Tabela 3) menos as “transferências líquidas” de recursos do setor privado para as administrações públicas (principalmente) e 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 a Propriedade de Veículos Automotores (IPVA), Imposto sobre a Propriedade Predial e Territorial Urbana (IPTU); (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; (iv) demais “transferências correntes” (que incluem o pagamento de prêmios e indenizações por parte de seguradoras, acordos de cooperação internacional e 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 no Período 2000-2006

Ano	Impostos sobre a Renda e o Patrimônio	Contribuições Previdenciárias	Benefícios Sociais	Outras Transferências Correntes	Total
2000	87434	116571	-147124	-580	56301
2001	104361	133519	-167004	-17667	53209
2002	130237	150639	-199399	906	82383
2003	147277	172379	-237475	12937	95118
2004	165818	199624	-262605	-10870	91967
2005	202442	224550	-296449	4712	135255
2006	220867	251797	-335224	-6770	130670

Fonte: IBGE (2009). Contas Econômicas Integradas, Referência 2000.

Tabela 3

Evolução do tamanho e da composição da renda primária e da renda disponível do setor privado no período 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	477479	515535	23682	1016696	56301	960395
2001	528608	557429	23995	1110032	53209	1056823
2002	588802	645558	33870	1268230	82383	1185847
2003	672205	752735	42978	1467918	95118	1372800
2004	763765	848973	12134	1624872	91967	1532905
2005	861418	922172	30787	1814377	135255	1679122
2006	969780	1002201	54614	2026595	130670	1895925

Fonte: IBGE (2009). Contas Econômicas Integradas, Referência 2000.

1.2 Aproximações trimestrais da renda disponível do setor privado

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

No início, notou-se que não há séries de alta frequência disponíveis aos componentes desagregados da “renda disponível do setor privado” (ver Tabela 3). Assim, as aproximações sugeridas no artigo 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 designar-se 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 trimestrais⁷. De posse da RND, tudo de que precisamos para calcular a renda disponível do setor 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 podem ser utilizadas na tentativa de aproximar indiretamente o valor da RDSP. Antes, entretanto, cumpre lembrar ao leitor os componentes precisos da RDAP (Tabelas 4 e 5).

(7) Desde 2007 (com a publicação das contas nacionais referência 2000), a série trimestral da RND publicada pelo IBGE começa no ano 2000. Valores desde 1995, no entanto, 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) ref. 1985 continuam corretos; (ii) subtraindo esses últimos valores dos novos valores (ref. 2000) divulgados para o PIB trimestral desde 1995. Tal procedimento foi adotado neste trabalho.

Tabela 4

Evolução do tamanho e da composição da renda primária das administrações públicas no período 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.

Tabela 5

Evolução do tamanho e da composição da renda disponível das administrações públicas no período 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.

Para os nossos propósitos, é útil dividir os componentes da renda disponível das administrações públicas em quatro grupos, a saber: (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) as rendas líquidas de propriedade; (iii) excedente operacional bruto; (iv) outras transferências correntes recebidas (ver Tabela 6). O ponto de propor essa desagregação alternativa é que, em princípio, ao menos, há aproximações trimestrais razoáveis para a “carga tributária líquida” desde 1995 (ver 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 “rendas líquidas de propriedade” (RLPs) das administrações públicas, 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 Banco Central do Brasil como *proxy* das RLPs públicas. Até onde se sabe, 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
no período 2000-2006 (em R\$ milhões nominais)

Ano	Proxy 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.

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 (RDAP); (ii) assim, a chave para conseguir boas aproximações trimestrais para essa última variável é conseguir boas aproximações das duas primeiras; (iii) como visto anteriormente, de posse de aproximações trimestrais razoáveis da RDAP, podem ser utilizadas 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 de interesse no momento.

Argumenta-se no restante dessa seção sobre que as aproximações trimestrais possíveis da "carga tributária líquida" parecem razoáveis, embora o mesmo não possa ser dito das aproximações trimestrais dos juros pagos pelas administrações públicas. Segue, então, que as melhores estimativas da renda disponível do setor privado a serem construídas no momento são aquelas calculadas subtraindo-se as estimativas trimestrais da carga tributária líquida, produzidas pela Coordenação de Finanças Públicas do IPEA da série de renda nacional disponível publicada nas contas nacionais do IBGE.

Nota-se que o valor efetivamente publicado pelo IBGE para a carga tributária líquida é sempre inferior ao reportado 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	Proxy 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

Fonte: IBGE (2009). Contas Econômicas Integradas e Tabelas Sinóticas 19 e 20

Por sua vez, a utilização dos dados das despesas das administrações públicas (União, estados e municípios, excluindo estatais e o Banco Central) com juros publicados pelo Banco Central 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 Banco Central 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.

2 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 a tais 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 POF 2002/2003. Esse 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 (anualizados) da PNAD para obter o montante anual das despesas de consumo das famílias de cada produto nas distintas regiões do país⁸. O agregado de tais 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 específicos para cada um dos 110 produtos do NSCN e formados pela composição dos subitens do IPCA⁹. Por fim, o IBGE submete as estimativas iniciais dos valores e volumes consumidos por produto a análises de consistência feitas por seus “setorialistas” e ao processo de equilíbrio de recursos e usos (ou oferta e demanda). As estimativas finais do consumo, portanto, podem ser ajustadas e diferidas 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. Esse deflator implícito do consumo nas contas nacionais anuais irá diferir do IPCA, mesmo que seja derivado dos subitens do IPCA. Dentre as principais razões para as diferenças, têm-se: 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*); 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, assim, 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 o ano 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 sistemático¹⁰. Em 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

(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.

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

sobre quais dos dois índices é o mais adequado requer a análise adicional dos procedimentos de estimação do consumo nas contas nacionais trimestrais.

Tabela 8
Comparação das variações anuais do IPCA e do deflator implícito do consumo das famílias no período 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

Fonte: Cálculos 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 do 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. Ademais, 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 com que o deflator implícito do consumo das contas trimestrais (razão entre o valor nominal e o volume de consumo do trimestre) modifique-se em

(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 2 anos e as contas trimestrais de até 3 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.

relação ao IPCA que lhe serviu de referência. Os mesmos ajustes fazem, no entanto, com 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. Ambos, porém, refletem as mudanças nos preços dos produtos consumidos pelas famílias. Temos, assim, 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 trabalho, optou-se pela primeira alternativa. Ora, o volume de consumo é o que serve de referência nas contas nacionais trimestrais, 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, obtendo-se novamente o volume de consumo. Tal procedimento não apenas é redundante como também faz com que o volume de consumo resultante após o deflacionamento afaste-se 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.

3 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. Nessa seção, são apresentados brevemente os principais estudos que integram as duas vertentes.

A maior parte dos estudos sobre consumo no Brasil (Reis et al., 1998; Issler e Rocha, 2000; Gomes, 2004; Gomes et al., 2005; Paz, 2006; Gomes, 2010 e Abe, 2010) testa a validade da *Hipótese do Ciclo de Vida (HCV)-Teoria da Renda Permanente (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 a 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 permanente¹².

O texto de Reis et al. (1998) testa duas proposições, isto é, se há poupança precaucional no Brasil, utilizando dados trimestrais de 1975 a 1994 e 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 devido à incerteza macroeconômica, medida por um parâmetro relacionado à variância do consumo esperado. Os autores, contudo, estimam também que 80% das variações no consumo brasileiro são explicadas conforme o modelo keynesiano e não pela *HCV-TRP*. Esse resultado é obtido, utilizando-se o modelo híbrido de Campbell e Mankiw (1989) que consiste em estimar a proporção (λ) de consumidores keynesianos, os quais 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 em 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 ser o consumo dado por uma tendência estocástica. Ao observar 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 e introduz um termo de inércia na função utilidade do consumido. A hipótese de formação de hábito, contudo, é rejeitada no confronto com a hipótese alternativa de consumo conforme a renda corrente, a regra keynesiana.

Em Gomes et al. (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.

(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 cancelam-se 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 Campbell e Mankiw (1989).

Paz (2006) e Gomes (2010) 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. O agente que consome seguindo estritamente sua renda corrente é interpretado por Campbell e Mankiw (1989) como um caso de restrição de crédito. Para Shea (1995), todavia, esse 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 suas elevações do que para reduções, o que pode ser testado separando os efeitos das variações positivas e 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 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. Gomes e Franchini (2009), com 10 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 e obtêm 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.

É, portanto, um resultado comum da grande maioria dos trabalhos empíricos preocupados em testar a validade de teorias do consumo cuja renda corrente para o Brasil 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.

(13) Para esse teste, Gomes (2010) utiliza dados anuais de 1947 a 2005.

Dentre 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 e Oferta Agregadas, Preços e Emprego, Setores Monetário, Público e 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 afastar-se indefinidamente. A equação foi estimada por variáveis instrumentais, devido a problemas de endogeneidade, o que propiciou estimativas consistentes. Dois resultados chamam a atenção: o baixo valor encontrado (0,4) para o coeficiente estimado para renda; 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 dentre 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 potencial¹⁶ 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.

Por fim, Cavalcanti et al. (2002)¹⁷ 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.

4 Dados e especificação econométricas propriamente ditos

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

(16) 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, mas a mesma mostrou-se inadequada como regressor, provavelmente devido a problemas de multicolinearidade com o produto potencial.

(17) 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.

(i) Consumo trimestral das famílias brasileiras, valores encadeados a preços de 1995. Em logaritmos neperianos, com e sem ajuste sazonal¹⁶.

(ii) PIB trimestral, valores encadeados a preços de 1995. Em logaritmos neperianos, com e sem ajuste sazonal.

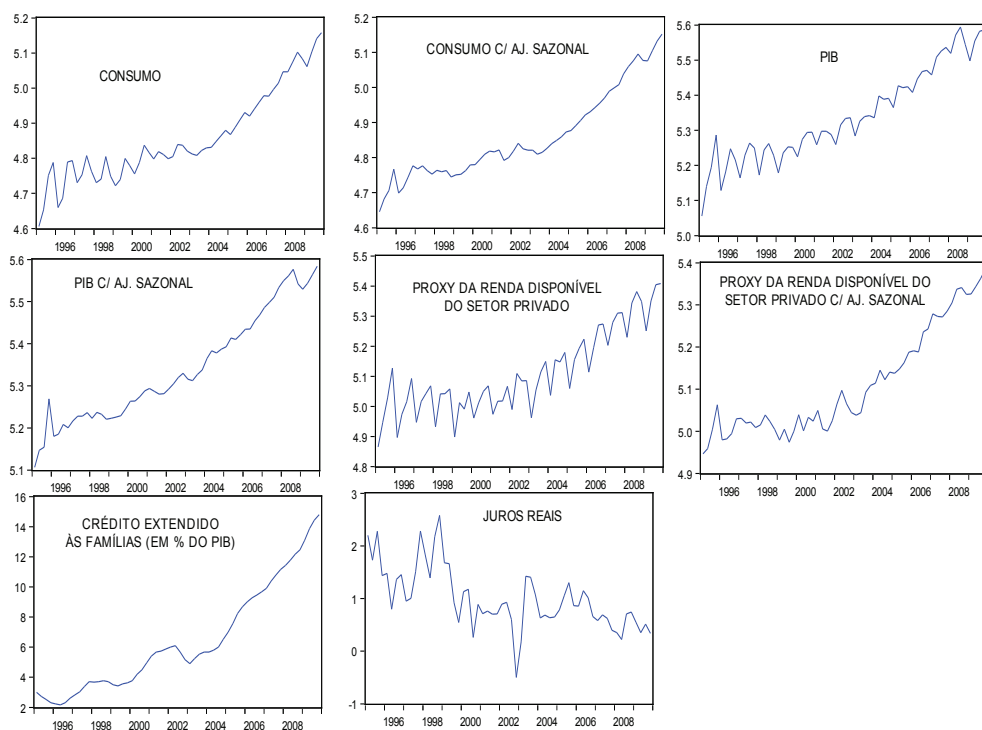
(iii) *Proxy* da renda disponível do setor privado brasileiro trimestral medida a preços (encadeados) de 1995 a partir do deflator implícito do consumo. Em logaritmos neperianos, com e sem ajuste sazonal.

(iv) Operações de Crédito do Sistema Financeiro (risco total) a pessoas físicas em % do PIB (média mensal dentro em cada trimestre).

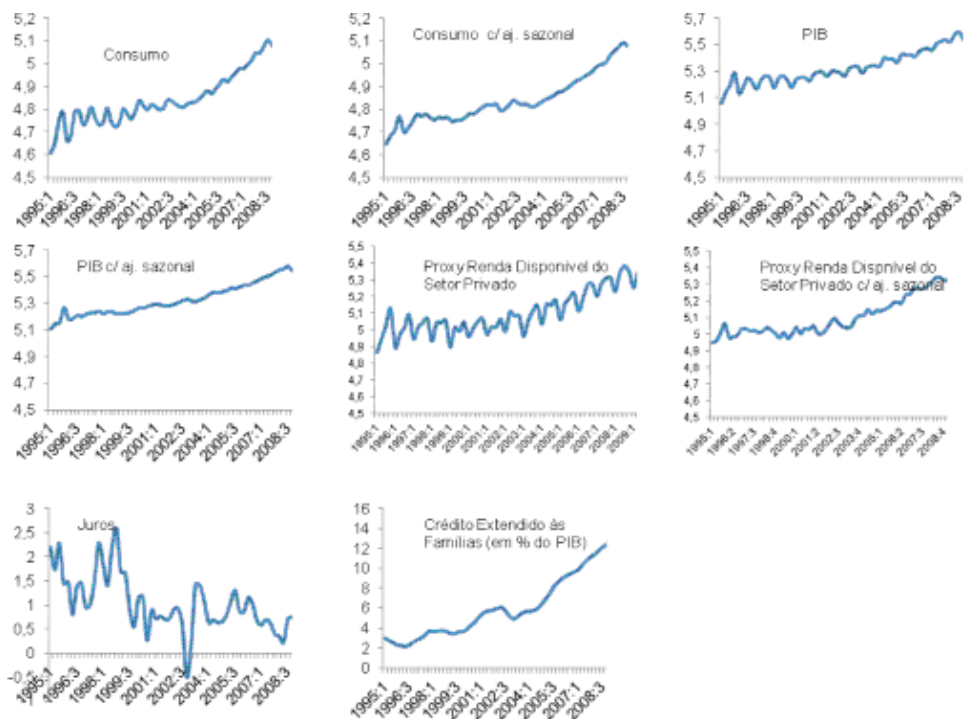
(v) *Proxy* para a taxa de juros real ao mês (média mensal dentro de cada trimestre).

Gráfico 1

Comportamento das variáveis utilizadas neste texto no período 1995-2009



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



As séries (i) e (ii) acima são disponibilizadas (em R\$ milhões de 1995 e sem ajuste sazonal) na Tabela 9 das contas nacionais trimestrais divulgadas pelo IBGE. Os procedimentos precisos de construção da série (iii) são descritos nos apêndices 2 e 3. Séries sem ajuste sazonal são utilizadas neste trabalho apenas em modelos de espaço-estado de sazonalidade estocástica¹⁷, enquanto que as séries dessazonalizadas são utilizadas em todos os demais modelos¹⁸. A série (iv) foi obtida convertendo-se a série (mensal) 11397 do Sistema Gerador de Séries de Tempo do Banco Central do Brasil para a frequência trimestral pela média das observações mensais. A série (v) foi obtida, subtraindo-se a série mensal da variação do IPCA da série mensal da taxa 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 das mesmas. 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

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

(18) Não se trabalha com cointegração sazonal neste texto.

mudança na sazonalidade das séries do consumo das famílias (principalmente), do PIB e da renda disponível do setor privado (por volta do ano 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).

Tabela 9
Resultados dos testes de raiz unitária

	ADF-t ^(a) (em níveis)	ADF-t (em primeiras diferenças)	Zivot e Andrews ^(b)	Franses e Haldrup ^(c)	Lee e Strazicich ^(d)
Consumo c/aj. sazonal	-0,776 (c/nível e tendência)	-7,917** (c/nível,s/tendência)	-5,562* (quebra em 2003:2)	NA	-4,456, c/quebras significativas na tendência em 1997:3 e 2004:2
Renda Disponível c/aj sazonal	-1,674 (c/nível e tendência)	-8,452** (c/nível,s/tendência)	-5,535* (quebra em 2001:2)	NA	-6,003*, c/quebras significativas na tendência em 1998:3 e 2003:4.
PIB_c/aj. sazonal	-2,871 (c/nível e tendência)	-10,501** (c/nível,s/tendência)	-5,986** (quebra em 2004:1)	NA	-4,498, c/quebras significativas na tendência em 1997:2 e 2003:1.
Crédito	-1,139 (c/nível e tendência) +1,664 (c/nível, s/tendência)	-3,00* (c/nível,s/tendência)	-5,106* (quebra em 2002:3)	NA	-4,696**, c/quebra significativa na tendência em 2005:2.
Juros	-3,49** (c/nível, s/tendência)	NA	NA	-4,03** (supondo um outlier em 2002:4)	NA

Notas: Os símbolos * e ** indicam a rejeição da hipótese nula de raiz unitária a 5% e 1%, respectivamente. NA = “não se aplica”; (a) Os testes ADF-t foram realizados no software E-Views 7.0. Utilizou-se o critério de Schwartz para a seleção do número de defasagens da equação de teste; (b) Os testes de Zivot e Andrews foram executados no software RATS versão 7.0, utilizando o procedimento ZIVOT.SRC disponível gratuitamente em www.estima.com. Supôs-se que a quebra estrutural deu-se 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; (c) Os testes de Franses e Haldrup foram executados no software E-Views 7.0. Utilizou-se o critério de Schwartz para a seleção do número de defasagens da equação de teste; (d) Os testes de Lee e Strazicich foram executados no software RATS versão 7.0, utilizando o procedimento LSUNIT.SRC disponível gratuitamente em www.estima.com. Supôs-se que a quebra estrutural deu-se tanto no nível quanto na tendência das séries relevantes e utilizou-se o critério geral para específico para a seleção do número (menor ou igual a 4) de defasagens da equação de teste.

Fonte: Os autores.

Essas considerações são importantes para a interpretação dos resultados dos testes de raiz unitária¹⁹. É fato conhecido, por exemplo, que os testes ADF convencionais de Dickey e Fuller (1981) são viesados na presença de quebras estruturais. (Perron,1989).

Assim sendo, a não rejeição de quebras estruturais nas equações de teste propostas por Lee e Strazicich (2003, 2004) sugere que os resultados obtidos com os testes ADF reportados na Tabela 9 são enganosos. Não surpreende, assim, que os

(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.

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 permite apenas uma única quebra estrutural. Assim, 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 juros²⁰.

Uma interpretação literal dos resultados acima 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 ser atestado se uma série tem ou não raiz unitária em pequenas amostras²¹, em particular, se é possível admitir a possibilidade de múltiplas quebras estruturais. Mais concretamente, uma variável (ou quebra estrutural) que parece estacionária (ou significativa) em uma amostra com cinquenta e poucas observações pode perfeitamente deixar de parecer em uma amostra, digamos, vinte observações maiores. Note-se, em particular, que até mesmo a taxa de juros real – a variável com aparência mais claramente estacionária dentre as que examinamos – parece ser não estacionária se considerarmos apenas o período pós 2002²².

Esse 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).

Assim, os resultados dos testes de cointegração na seção 4.1 devem ser vistos com cautela. A fim de controlar possíveis problemas nas equações de cointegração

(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.

(21) Como apontam Hjalmarsson e Osterholm (2007, p.1): *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.*

(22) O valor relevante da estatística da teste ADF relevante é -1.97 no período 2003:2 até 2009:4, que dá um p-valor próximo de 30%.

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

presumidas, elas são reestimadas, utilizando-se técnicas alternativas, a saber, modelos de alternância de regimes markovianos (na seção 4.2) e modelos de espaço-estado (na seção 4.3). Ademais, segue-se (na seção 4.4) o conselho de Granger (1998, cap. 2), procurando avaliar as conclusões dos melhores modelos ao se calcular o grau de precisão dos mesmos em projeções fora da amostra sujeitas aos valores corretos das variáveis explicativas.

4.1 Modelos lineares com parâmetros fixos (e possíveis *dummies*)²⁴

A Tabela 10 apresenta os resultados de vários testes de cointegração utilizando a *proxy* da renda disponível do setor privado como variável explicativa. Os resultados obtidos com a utilização do 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 da Tabela 10 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 já mencionado). Note-se que os resultados do teste de Johansen (e as próprias estimativas do vetor de cointegração obtidas pelo método de máxima verossimilhança proposto pelo referido autor) são, particularmente, problemáticos em vista das fortes evidências de quebras estruturais nos “VARs de partida” requeridos para a aplicação do teste²⁵.

Para 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 alternativas²⁶. Destaque-se, em particular, que

(24) Para uma apresentação detalhada das técnicas utilizadas nesta seção, ver Enders (2010, cap. 5 e 6), Patterson (2000, cap. 8) e Gregory e Hansen (1996).

(25) A rigor, a validade do teste de Johansen está condicionada à hipótese de “congruência” do VAR de partida. Por sua vez, ela requer, dentre 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 nesses últimos. Os resultados de tais testes não serão apresentados aqui por falta de espaço, mas podem ser obtidos junto aos autores mediante consulta.

(26) Neste trabalho, os coeficientes dos vetores de cointegração estimados foram denominados pelos termos genéricos de “elasticidade” e “semielasticidade” – tendo em vista a interpretação dos mesmos como “sensibilidades relativas” da variável dependente em relação a mudanças nas variáveis explicativas. Segundo Johansen (2005), tal interpretação deve ser vista com cautela. Primeiro, cumpre frisar que os referidos coeficientes não devem ser interpretados como parâmetros derivados de modelos estruturais teóricos – ou, de outro modo, que os vetores de cointegração reportados neste trabalho devem ser vistos como “formas reduzidas” dos referidos modelos estruturais (cuja identificação não é discutida). Há, ademais, a possibilidade teórica de que os vetores de cointegração estimados [no caso dos modelos com mais de uma variável explicativa] sejam, na verdade, combinações lineares de outros vetores de cointegração não identificados (Harris, 1995, p. 62-63).

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.

Tabela 10
Resultados dos testes de (não) cointegração ^(a)

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%)	$c = 0.202 + 0.916*yd - 0.025*jur$
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%) ^(b) Quebra estimada em 2003:3.	NA
G&H	$c = f(yd, cred)$	-5.60 (rejeita não cointegração a 5%). Quebra estimada em 2007:3	$c = 2.539 + 0.430*yd + 0.018*cred$ (até 2007:2)
G&H	$c = f(yd, jur)$	-3.67 (não rejeita não cointegração a 5%) ^(c) Quebra estimada em 1997:2.	NA
G&H	$c = f(yd, cred, jur)$	-7.13 (rejeita não cointegração a 1%). Quebra estimada em 2001:2	$c = 1.035 + 0.734*yd + 0.021*cred - 0.020*jur$ (até 2001:1) e $c = 2.760 + 0.386*yd + 0.021*cred - 0.020*jur$ (após 2001:2)
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%).	$c = 4.46 + 0.0365*yd + 0.033*cred + 0.002*jur$

Notas: NA = “não se aplica”; (a) Os testes de Gregory e Hansen foram executados no software RATS versão 7.0, utilizando o procedimento GREGORYHANSEN.SRC disponível gratuitamente em www.estima.com. Supôs-se que a quebra estrutural deu-se tanto no nível quanto na tendência das séries relevantes. Os testes de Engle e Granger e Johansen foram realizados no software E-Views 7.0; (b) Os valores críticos para rejeição a 1% e 5% são respectivamente -5.47 e -4.95; (c) Os valores críticos para rejeição a 1% e 5% são respectivamente -5.97 e -5.50.

Fonte: Os autores. Os testes E&G, G&H e JOH significam, respectivamente, Engle & Granger, Gregory & Hansen e Johansen máximo autovalor.

4.2 Modelos de alternância de regimes markovianos²⁷

A Tabela 11 apresenta os resultados obtidos com a estimação de modelos de alternância de (2 e 3) regimes markovianos²⁸.

(27) Para uma apresentação detalhada das técnicas utilizadas nesta seção, ver Hamilton (1994, cap. 22) e Krolzig (1997).

(28) 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).

Tabela 11
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: $c = -0,944 + 0,767*yd$ (c/variância dos erros constante) Convergência forte.	Reg. 0 (35 trimestres): 1995(1)-1998(4); 2003(3)-2005(3); 2007(3)-2009(4); Reg. 1 (25 trimestres): 1999(1)-2003(2); 2005(4)-2007(2). Erros aparentemente autocorrelacionados ^(a)
c = f(yd) 3 regimes	Reg.0: $c = 0,025 + 0,938*yd$ Reg.1: $c = 0,053 + 0,938*yd$ Reg.2: $c = 0,083 + 0,938*yd$ (c/variância dos erros variável) Convergência forte.	Reg.0 (9 trimestres): 1995(1)-1996(1); 2003(3)-2004(2); Reg. 1 (24 trimestres): 1996(2)-1998(4); 2004(3)-2007(3); Reg. 2 (27 trimestres): 1999(1) - 2003(2); 2007(4)-2009(4). Erros aparentemente bem-comportados.
c = f(yd, cred) 2 regimes	Reg.0: $c = 1,125 + 0,737*yd - 0,040*cr$ Reg.1: $c = 2,733 + 0,391*yd + 0,021*cr$ (c/variância dos erros variável) Convergência forte.	Reg.0 (5 trimestres): 1995(1) - 1996(1); Reg. 1 (55 trimestres): 1996(2)-2009(4). Erros aparentemente autocorrelacionados ^(a) e não normais.
c = f(yd, cred) 3 regimes	Reg.0: $c = 1,143 + 0,734*yd - 0,04*cr$ Reg.1: $c = 2,655 + 0,405*yd + 0,020*cr$ Reg.2: $c = 2,508 + 0,440*yd + 0,018*cr$ (c/variância dos erros variável) Convergência forte.	Reg. 0 (6 trimestres): 1995(1) - 1996(2); Reg. 1 (31 trimestres): 1997(3) - 1999(2); 2001(3) - 2002(3); 2003(2) - 2007(3); Reg.2 (23 trimestres): 1996(3) - 1997(2); 1999(3)-2001(2); 2002(4)-2003(1); 2007(4)-2009(4). Erros aparentemente autocorrelacionados ^(a)
c = f(yd, cred, jur) 2 regimes	Reg.0: $c = 2,087 + 0,531*yd + 0,014*cred - 0,047*jur$ Reg.1: $c = 2,987 + 0,343*yd + 0,021*cred - 0,014*jur$ (c/variância dos erros variável) Convergência forte.	Reg. 0 (10 trimestres): 1995(1)-1995(2); 2001(3)-2002(3); 2005(4)-2006(1); 2007(3) - 2007(3). Reg. 1 (50 trimestres): 1995(3)-2001(2); 2002(4)-2005(3); 2006(2)-2007(2); 2007(4)-2009(4). Erros aparentemente bem-comportados.
c = f(yd, cred, jur) 3 regimes	Reg.0: $c = -0,191 + 0,976*yd + 0,019*cred - 0,0166*jur$ Reg.1: $c = 2,580 + 0,423*yd + 0,019*cred - 0,0166*jur$ Reg.2: $c = 2,739 + 0,396*yd + 0,019*cred - 0,0166*jur$ (variância dos erros é variável)	Reg.0 (4 trimestres): 1995(1)-1995(4); Reg. 1 (28 trimestres): 1996(1)-1996(2); 1998(2)-1998(2); 2001(3)-2002(4); 2003(3)-2007(3); 2009(1)-2009(2). Reg. 2 (28 trimestres): 1996(3)-1998(1); 1998(3)-2001(2); 2003(1)-2003(2); 2007(4)-2008(4); 2009(3)-2009(4). Erros aparentemente não normais

(a) Presença de autocorrelação residual indicada pelo teste Portmanteau

Fonte: Os autores.

Note-se que em vista das evidências de não cointegração reportadas na seção 4.1 para as séries do consumo, da renda disponível e taxa de juros (a despeito das quebras estruturais e possibilidade das séries serem *near-integrated*) – e das evidências de cointegração reportadas na seção 4.1 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 da Tabela 11 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 juro do consumo (em torno de +0,02 e -0,02, respectivamente) são similares aos obtidos antes (em particular com a aplicação do teste de Gregory e Hansen (1996)), como a datação das quebras também parece familiar (no final 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 não é captado pelos testes de Zivot e Andrews (1992), Lee e Strazicich (2004; 2005) e Gregory e Hansen (que, por construção, procuram quebras apenas no período 1997-2007, ignorando as extremidades da amostra).

4.3 Modelos de Espaço-Estado²⁹

Tabela 12
Resultados dos Modelos de Espaço-Estado

Especificação	Resultado	Comentários
c = f(yd) variáveis c/ 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) revelou-se o mais bem ajustado.	Convergência muito forte. Erros normais, mas autocorrelacionados e com alguma evidência de heterocedasticidade.
c = f(yd) variáveis s/ ajuste sazonal	Modelo com constante e sazonalidade estocásticas e elasticidade-renda fixa (em 0,524) revelou-se o mais bem ajustado.	Convergência muito forte. Erros bem comportados.
c = f(yd, cred) variáveis c/ 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) revelou-se o mais bem ajustado.	Convergência muito forte. Erros normais, mas autocorrelacionados e com alguma evidência de heterocedasticidade.
c = f(yd, cred) variáveis s/ 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 c/ 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 s/ 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: Os autores.

A Tabela 12, por sua vez, apresenta os resultados obtidos com a estimação de modelos de espaço-estado³⁰. Novamente, os resultados parecem corroborar as ordens de grandeza das estimativas iniciais obtidas no trabalho para a elasticidade-renda e semielasticidades crédito e juros do consumo agregado das famílias brasileiras – ainda que os valores das duas últimas variáveis tenham-se mostrado ligeiramente inferiores aos reportados nas seções anteriores (flutuando em torno de 0,015 em valor absoluto, ao invés de 0,020).

Dois resultados gerais reportados na Tabela 12 parecem particularmente importantes. Primeiro, os resultados obtidos com modelos (de sazonalidade

(29) Para uma apresentação detalhada das técnicas utilizadas nesta seção, ver Harvey (1989) e Hamilton (1994, cap. 13).

(30) 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).

estocástica³¹) 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 estimadas e não nas elasticidades propriamente ditas. Esse último resultado é simultaneamente compatível com as evidências de quebras estruturais reportadas nas seções anteriores e significativo do ponto de vista analítico.

4.4 Modelos de projeção para o consumo agregado trimestral das famílias brasileiras

Tomados em conjunto, os resultados das três seções anteriores parecem indicar a existência de correlações significativas entre a dinâmica trimestral do consumo agregado das famílias brasileiras medido a preços constantes e a dinâmica trimestral da renda disponível do setor privado (aproximada), do volume de crédito disponibilizado às famílias brasileiras (em % 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 às famílias brasileiras parecem estar associados a acréscimos de 1,5% a 2% no consumo destas últimas; acréscimos de 1 ponto percentual na taxa de juro 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 pareça não trivial e digna de nota – afinal, tais resultados foram 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.

Em contrapartida, a chance de regressões espúrias comportarem-se bem nos testes de cointegração discutidos na seção 4.1 não é alta (mesmo nas hipóteses de quebra estrutural e das séries serem *near-integrated* na amostra relevante). O mesmo pode ser dito sobre a chance de regressões espúrias comportarem-se bem em projeções “fora da amostra”. Assim, 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 tais projeções mostrarem-se precisas, haverá motivos a mais para que se confie nos (flagrantemente robustos) resultados gerais reportados nas seções anteriores.

(31) Ver Commandeur e Koopman (2007, cap. 4) para detalhes.

Tabela 13
Resultados das projeções fora da amostra

especificação	Modelo Selecionado	Erro das projeções feitas para cada um dos quatro trimestres de (2008 e) 2009 e para o(s) ano(s) inteiro(s), sujeitas aos valores precisos das variáveis explicativas
f(yd), até 7:4	Markov-Switching, c/ 3 regimes, com mesma elasticidade-renda e variância dos erros e termo constante variáveis.	2008-1: -1.55%; 2008-2: -0.13%; 2008-3: -1.66%; 2008-4: -1.44%; Ano de 2008: -1.20% 2009-1: -1.17%; 2009-2: -2.40%; 2009-3: -3.28%; 2009-4: -3.15%; Ano de 2009: -2.52% Erro quadrático médio: 12,28
f(yd), até 8:4	Convergência forte.	2009-1: -0.06%; 2009-2: -1.58%; 2009-3: -2.66%; 2009-4: -2.76%; Ano de 2009: -1.80% Erro quadrático médio: 12,588
f(yd, cred), 2007:4	Engle e Granger	2008-1: -2.51%; 2008-2: -2.11%; 2008-3: -3.08%; 2008-4: -1.50%; Ano de 2008: -2.30%; 2009-1: -0.10%; 2009-2: -0.83%; 2009-3: -1.66%; 2009-4: -1.98%; Ano de 2009: -1.16% Erro quadrático médio: 9,944
f(yd, cred), 2008:4	Engle e Granger	2009-1: 0.18%; 2009-2: 0.85%; 2009-3: -0.60%; 2009-4: -0.85%; Ano de 2009: -0.12% Erro quadrático médio: 1,277
f(yd, cred), até 2007:4	Modelo de Espaço-Estado com constante e elasticidade renda fixas e semielasticidades crédito e juros, distribuídas como <i>random-walks</i> . Convergência muito forte.	2008-1: -1.77%; 2008-2: -1.28%; 2008-3: -2.87%; 2008-4: -1.32%; Ano de 2008: -1.81% 2009-1: 0.25%; 2009-2: -0.33%; 2009-3: -1.43%; 2009-4: -1.62%; Ano de 2009: -0.80% Erro quadrático médio: 6,564
f(yd, cred), até 2008:4	Engle-Granger	2009-1: 0.34%; 2009-2: -0.12%; 2009-3: -1.29%; 2009-4: -1.28% Ano de 2009: -0.60% Erro quadrático médio: 2,501

Fonte: Os autores.

Os resultados das seções anteriores levam os autores deste trabalho a uma pré-seleção como potencialmente “plausíveis” dos resultados de cinco técnicas econométricas aplicadas a três conjuntos de variáveis explicativas. As técnicas econométricas são os modelos de espaço-estado (e.g. Harvey, 1989) com e sem sazonalidade estocástica e modelos de Engle e Granger (1987), Gregory e Hansen (1996) e alternância de regimes Markovianos (e.g. Krolzig, 1997)³². Os três conjuntos de variáveis explicativas são (i) yd; (ii) yd e cred; (iii) yd, cred e jur. A fim de selecionar os resultados reportados na Tabela 13, aplicam-se as 5 técnicas econométricas a cada um dos três conjuntos de variáveis explicativas (15 modelos no total), restringindo-se as amostras aos períodos 1995:1-2007:4 e 1995:1-2008:4. Ademais, a partir desses 15 modelos, projetam-se os resultados para os quatro trimestres de 2008 e 2009, selecionando-se o melhor para cada conjunto de variáveis explicativas um e dois anos fora da amostra.

(32) Naturalmente, e como mencionado antes, os modelos sem sazonalidade estocástica foram aplicados às variáveis dessazonalizadas e os modelos com sazonalidade estocástica foram aplicados às variáveis sem ajuste sazonal.

Os resultados da Tabela 13 são interessantes de várias maneiras. Em primeiro lugar, 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 frente³³. Em segundo lugar, os resultados sugerem fortemente que o poder explicativo da oferta de crédito (sobretudo) e da taxa real de juros não deve ser negligenciado – visto que o modelo com apenas a renda disponível como variável explicativa projeta 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 – sendo assim, o poder preditivo dos modelos com taxa de juros inclusa entre as variáveis explicativas não é flagrantemente superior a dos modelos que incluem apenas o volume de crédito às famílias.

Cumprir notar que o *status* teórico das regressões propostas acima é o de um vetor de cointegração (ou de uma combinação linear de vetores de cointegração, caso haja mais de um³⁴). Esse ponto é importante porque, em geral, modelos de correção de erros comportam-se melhor do que vetores de cointegração em projeções de curto prazo (Pattersson, 2000, cap. 8).

Ocorre que o ajustamento de modelos de correção de erros aos dados acima – 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 endogeneidade³⁵ – sugere coeficientes de correção de erros relativamente elevados em níveis absolutos (rápida convergência, portanto, ao “equilíbrio de longo prazo”), o que talvez justifique o motivo das projeções dos modelos de correção de erros não serem superiores aos obtidos com os vetores de cointegração propriamente ditos no caso dos dados discutidos neste trabalho.

6 Notas finais

Neste trabalho, apresentaram 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 % do PIB), da taxa de juros real da economia e, principalmente, da medida aproximada da renda disponível do

(33) 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 do que cenários para os choques de um modelo ARMA. A fim de tentar manter o tamanho do texto em níveis aceitáveis, optou-se por não apresentar os modelos ARMA ajustados aos dados acima. Os referidos modelos, entretanto, podem ser obtidos junto aos autores mediante consulta.

(34) Note-se que as dificuldades com os “VARs de partida” prejudicaram a aplicação do teste de Johansen. Assim, não se sabe ao certo o número de vetores de cointegração existente entre as quatro variáveis utilizadas neste trabalho.

(35) A fim de tentar manter o tamanho do texto em níveis aceitáveis, optou-se por não apresentar os modelos de correção de erros. Os referidos modelos, entretanto, podem ser obtidos junto aos autores mediante consulta.

setor privado discutida na seção 1 (também medida a preços encadeados de 1995, utilizando-se 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 às famílias brasileiras parecem estar associados a acréscimos de 1,5% a 2% no consumo destas últimas; acréscimos de ponto percentual na taxa de juro 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 – interpretados aqui como vetores de cointegração³⁶ – 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 antes publicados – mas foram encontrados com técnicas econométricas alternativas e com uma base de dados significativamente revista (pelo IBGE em meados de 2007).

Finalmente, conquanto não se tenha discutido relações de causalidade neste trabalho, cumpre notar que tais conclusões são compatíveis com a hipótese de relaxamentos na política fiscal implicarem aumento da renda disponível do setor privado (*e.g.* 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 bibliográficas

ABE, R. H. Consumo no Brasil: quebras estruturais e suavização do consumo. Tese (Doutorado) – FGV/SP. Disponível em: <<http://virtualbib.fgv.br/dspace/bitstream/handle/10438/4316/Regis%20Augusto%20Hideshi%20Abe.pdf?sequence=4>>. Acesso em: 05 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, MA: 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. Mimeo.

_____. et al. *Principais características do modelo macroeconômico do IPEA*. Rio de Janeiro: IPEA, 2002. Mimeo.

CEPAL. *The reaction of the governments of the Americas to the international crisis: an overview of policy measures up to 31 December 2009*. Santiago do Chile, 2010.

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

COMMANDEUR, J. J. F.; KOOPMAN, S. J. *An introduction to state space time series analysis*. Oxford: Oxford University Press, 2007.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a Unit Root. *Econometrica*, 49, p.1057-1079, 1981.

ENDERS, W. *Applied econometric time series*. 3rd. ed. New Jersey: Wiley, 2010.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration e error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.

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

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? *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 64, n. 3, p. 261-275, 2010.

_____; FRANCHINI, D. S. The stationarity of consumption income ratios: evidence from South American countries. *Economia Aplicada*, v. 3, n. 4, p. 463-479, 2009.

_____; 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.

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

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].

HAMILTON, J. D. *Time series analysis*. Princeton University Press, 1994.

HARRIS, R. I. D. *Using cointegration analysis in econometric modelling*. Essex: Prentice Hall, 1995.

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. International Finance, 2007. (Discussion Papers, n. 907).

HJALMARSSON, E.; OSTERHOLM, P. Testing for cointegration using the Johansen methodology when variables are near integrated: size distortions and partial remedies. A ser publicado em *Empirical Economics*, 2010.

IBGE. *Contas Nacionais Trimestrais: Indicadores de Volume e Valores Correntes*. Jul./Set. 2006. Coordenação de Contas Nacionais. Rio de Janeiro, 2006.

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

IBGE. *Contas Nacionais Trimestrais: Indicadores de Volume e Valores Correntes - Nova Série Janeiro/Março 2010*. Coordenação de Contas Nacionais. Rio de Janeiro, 2010.

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

JOHANSEN, S. Interpretation of cointegrating coefficients in cointegrated vector autoregressive model. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 67, n. 1, p. 93-104, 2005.

KROLZIG, H. M. *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*, 63, p.1082-1089, 2003.

_____; _____ (2004). *Minimum LM unit root test with one structural break*. Appalachian State University (Working Paper). Disponível em: <<http://econ.appstate.edu/RePEc/pdf/wp0417.pdf>>. Acesso em: 10 abr. 2010.

LEYBOURNE, S.; NEWBOLD, P. Spurious rejections by cointegration tests induced by structural breaks. *Applied Economics*, 35, p. 1.117-1.121, 2003.

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

PATTERSON, K. *An introduction to applied econometrics: a time series approach*. Palgrave Macmillan, 2000.

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

_____; GOMES, F. A. R. (2008). *Consumption in South America: myopia or liquidity constraints?* (IBMEC Working Paper, n. 101). Disponível em: <http://www.insper.edu.br/sites/default/files/2008_wpe156.pdf>. Acesso em: 10 abril 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*. IPEA, 1999. (Texto para Discussão, n. 619).

SANTOS, C. H. dos; 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. 209-236, maio/ago. 2010.

_____; 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.

SHEA, J. Myopia, liquidity constraints, and aggregate consumption: a simple test. *Journal of Money, Credit and Banking*, 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.

Apêndice 1

Tabela A1

Séries precisas utilizadas nas estimativas apresentadas neste texto

	Consumo	Consumo c/ aj. sazonal	PIB	PIB c/ aj. sazonal	Renda disponível	Renda disponível c/ aj. sazonal	Juros	Crédito
1995:1	4.6058	4.6453	5.0558	5.1062	4.8648	4.9462	2.2033	3.00
1995:2	4.6529	4.6822	5.1404	5.1469	4.9472	4.9587	1.7300	2.73
1995:3	4.7510	4.7066	5.1944	5.1543	5.0281	5.0051	2.2800	2.53
1995:4	4.7880	4.7668	5.2866	5.2691	5.1270	5.0626	1.4367	2.30
1996:1	4.6600	4.6991	5.1282	5.1801	4.8967	4.9797	1.4767	2.23
1996:2	4.6862	4.7140	5.1810	5.1850	4.9735	4.9816	0.7967	2.17
1996:3	4.7890	4.7439	5.2477	5.2082	5.0155	4.9940	1.3667	2.30
1996:4	4.7935	4.7766	5.2156	5.2006	5.0924	5.0296	1.4567	2.60
1997:1	4.7305	4.7680	5.1646	5.2168	4.9468	5.0308	0.9500	2.83
1997:2	4.7530	4.7767	5.2293	5.2278	5.0164	5.0195	1.0067	3.03
1997:3	4.8075	4.7629	5.2633	5.2280	5.0420	5.0220	1.5067	3.37
1997:4	4.7629	4.7530	5.2491	5.2365	5.0680	5.0090	2.2833	3.70
1998:1	4.7304	4.7637	5.1726	5.2228	4.9318	5.0149	1.8300	3.67
1998:2	4.7405	4.7596	5.2438	5.2368	5.0411	5.0389	1.3933	3.70
1998:3	4.8052	4.7628	5.2625	5.2322	5.0418	5.0232	2.1733	3.77
1998:4	4.7487	4.7451	5.2294	5.2208	5.0582	5.0044	2.5800	3.70
1999:1	4.7217	4.7507	5.1782	5.2230	4.8978	4.9788	1.6800	3.50
1999:2	4.7397	4.7523	5.2361	5.2257	5.0123	5.0050	1.6633	3.43
1999:3	4.7992	4.7632	5.2529	5.2291	4.9909	4.9737	0.9200	3.57
1999:4	4.7790	4.7791	5.2516	5.2447	5.0479	4.9997	0.5433	3.63
2000:1	4.7557	4.7798	5.2245	5.2633	4.9613	5.0393	1.1300	3.77
2000:2	4.7878	4.7947	5.2744	5.2639	5.0113	5.0008	1.1733	4.20
2000:3	4.8376	4.8098	5.2943	5.2746	5.0499	5.0331	0.2633	4.50
2000:4	4.8166	4.8183	5.2946	5.2884	5.0684	5.0243	0.8867	4.97
2001:1	4.7979	4.8164	5.2591	5.2936	4.9735	5.0495	0.7133	5.40
2001:2	4.8193	4.8218	5.2974	5.2871	5.0173	5.0054	0.7633	5.67
2001:3	4.8110	4.7920	5.2971	5.2805	5.0180	5.0006	0.7033	5.73
2001:4	4.7985	4.8002	5.2876	5.2814	5.0669	5.0251	0.7067	5.87
2002:1	4.8052	4.8182	5.2598	5.2921	4.9891	5.0643	0.8900	6.00
2002:2	4.8395	4.8404	5.3158	5.3045	5.1088	5.0972	0.9300	6.10
2002:3	4.8374	4.8252	5.3336	5.3194	5.0844	5.0653	0.6000	5.67
2002:4	4.8207	4.8207	5.3355	5.3295	5.0854	5.0443	-0.5000	5.17
2003:1	4.8119	4.8212	5.2841	5.3155	4.9619	5.0382	0.1767	4.90
2003:2	4.8081	4.8094	5.3254	5.3124	5.0550	5.0441	1.4233	5.23
2003:3	4.8221	4.8147	5.3393	5.3270	5.1143	5.0925	1.4033	5.53
2003:4	4.8297	4.8261	5.3421	5.3378	5.1493	5.1091	1.0667	5.67
2004:1	4.8310	4.8397	5.3357	5.3654	5.0366	5.1138	0.6300	5.67
2004:2	4.8471	4.8490	5.3978	5.3834	5.1544	5.1450	0.6833	5.80
2004:3	4.8634	4.8587	5.3886	5.3780	5.1480	5.1226	0.6333	6.00
2004:4	4.8798	4.8729	5.3910	5.3873	5.1789	5.1402	0.6500	6.53
2005:1	4.8675	4.8770	5.3648	5.3928	5.0598	5.1378	0.7833	7.00
2005:2	4.8887	4.8910	5.4271	5.4134	5.1555	5.1477	1.0533	7.57
2005:3	4.9091	4.9054	5.4212	5.4104	5.1923	5.1623	1.3000	8.23
2005:4	4.9303	4.9215	5.4243	5.4214	5.2230	5.1878	0.8667	8.67
2006:1	4.9200	4.9306	5.4078	5.4345	5.1137	5.1909	0.8567	9.00
2006:2	4.9406	4.9428	5.4464	5.4348	5.1947	5.1882	1.1467	9.27
2006:3	4.9598	4.9554	5.4674	5.4544	5.2706	5.2363	1.0133	9.47
2006:4	4.9781	4.9693	5.4711	5.4682	5.2738	5.2427	0.6600	9.67
2007:1	4.9771	4.9888	5.4580	5.4860	5.2024	5.2790	0.5833	9.90
2007:2	4.9964	4.9984	5.5085	5.4980	5.2789	5.2725	0.6900	10.40
2007:3	5.0140	5.0080	5.5262	5.5105	5.3096	5.2716	0.6233	10.80
2007:4	5.0463	5.0384	5.5359	5.5332	5.3116	5.2850	0.3967	11.17
2008:1	5.0463	5.0592	5.5193	5.5495	5.2293	5.3047	0.3533	11.43
2008:2	5.0739	5.0756	5.5712	5.5607	5.3436	5.3371	0.2200	11.77
2008:3	5.1027	5.0948	5.5946	5.5765	5.3816	5.3411	0.7067	12.17
2008:4	5.0839	5.0771	5.5441	5.5416	5.3484	5.3250	0.7433	12.47
2009:1	5.0614	5.0753	5.4978	5.5296	5.2512	5.3260	0.5500	13.10
2009:2	5.1034	5.1047	5.5547	5.5437	5.3511	5.3439	0.3533	13.87
2009:3	5.1410	5.1321	5.5823	5.5636	5.4043	5.3633	0.5133	14.43
2009:4	5.1580	5.1521	5.5860	5.5838	5.4079	5.3859	0.3400	14.80

Fonte: Os autores

Apêndice 2

Construindo séries a preços de 1995 a partir do deflator implícito trimestral do consumo das famílias

A Tabela A2 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 Apêndice 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. O valor de 95,88 do índice de volume do primeiro trimestre de 1996, por exemplo, é -4,12% inferior à média do índice de volume registrado no ano de 1995 (=100).

Os dados da coluna (6) foram calculados aplicando as variações reportadas na coluna (5) às médias anuais da coluna (2). O valor de R\$ 135,96 bilhões reportado no primeiro trimestre de 1997, por exemplo, 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). O valor de 1,0415 reportado em 1998, por exemplo, é obtido, dividindo 157,50 (o valor médio reportado na Tabela 2 para 1998) por 151,2242 (= $152,32 \cdot (1 - 0,0072)$). 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. O valor de 114,40 registrado no segundo trimestre de 1999 na Tabela (8), por exemplo, foi obtido, dividindo-se os R\$ 154,86 bilhões a preços de 1998 reportados na Tabela (6) por 1,3537 (= $1,0415 \cdot 1,0836 \cdot 1,1995$). Note-se que 1,1995, 1,0836 e 1,0145 são os valores reportados na coluna (7) para os deflatores anuais do consumo nos anos de 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 A2
Metodologia de construção do deflator implícito trimestral do consumo

	Consumo das famílias (em 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)	Variação do volume contra a média ano anterior (5)	Consumo a preços do ano anterior (6)	Deflator implícito Anual (7)	Consumo em R\$ bilhões de 1995 (8)	Deflator trimestral do consumo (1)/(8) (9)
1995:1	100,06	110,18	101,45	100,00	ND	ND	1,0000	100,06	1
1995:2	104,89	110,18	98,03	100,00	ND	ND	1,0000	104,89	1
1995:3	115,70	110,18	101,3	100,00	ND	ND	1,0000	115,70	1
1995:4	120,06	110,18	99,22	100,00	ND	ND	1,0000	120,06	1
1996:1	120,12	136,43	95,88	103,24	-4,12%	105,64	1,1995	105,64	1,1371
1996:2	128,47	136,43	98,42	103,24	-1,58%	108,44	1,1995	108,44	1,1848
1996:3	146,75	136,43	109,08	103,24	9,08%	120,18	1,1995	120,18	1,2210
1996:4	150,40	136,43	109,57	103,24	9,57%	120,72	1,1995	120,72	1,2458
1997:1	142,19	152,32	102,88	106,37	-0,35%	135,96	1,0836	113,35	1,2545
1997:2	150,22	152,32	105,22	106,37	1,92%	139,05	1,0836	115,93	1,2958
1997:3	161,14	152,32	111,12	106,37	7,64%	146,85	1,0836	122,43	1,3162
1997:4	155,74	152,32	106,26	106,37	2,93%	140,43	1,0836	117,08	1,3302
1998:1	151,56	157,50	102,87	105,60	-3,29%	147,31	1,0415	113,34	1,3372
1998:2	155,39	157,50	103,91	105,60	-2,31%	148,80	1,0415	114,49	1,3573
1998:3	166,43	157,50	110,86	105,60	4,22%	158,75	1,0415	122,14	1,3625
1998:4	156,63	157,50	104,77	105,60	-1,50%	150,03	1,0415	115,43	1,3569
1999:1	159,89	172,34	101,98	106,00	-3,43%	152,10	1,0513	112,36	1,4230
1999:2	166,94	172,34	103,83	106,00	-1,68%	154,86	1,0780	114,40	1,4592
1999:3	180,57	172,34	110,19	106,00	4,34%	164,34	1,0988	121,41	1,4873
1999:4	181,97	172,34	108	106,00	2,27%	161,07	1,1297	118,99	1,5293
2000:1	171,76	189,74	105,51	110,28	-0,46%	171,55	1,0012	116,25	1,4776
2000:2	187,03	189,74	108,95	110,28	2,78%	177,14	1,0558	120,04	1,5581
2000:3	200,00	189,74	114,51	110,28	8,03%	186,18	1,0742	126,16	1,5852
2000:4	200,16	189,74	112,14	110,28	5,79%	182,33	1,0978	123,55	1,6201
2001:1	199,39	206,62	110,05	111,03	-0,21%	189,34	1,0531	121,25	1,6445
2001:2	207,17	206,62	112,44	111,03	1,96%	193,46	1,0709	123,88	1,6723
2001:3	209,80	206,62	111,51	111,03	1,12%	191,86	1,0935	122,86	1,7077
2001:4	210,10	206,62	110,12	111,03	-0,14%	189,46	1,1089	121,33	1,7318
2002:1	214,45	228,01	110,86	113,17	-0,15%	206,30	1,0395	122,14	1,7557
2002:2	224,91	228,01	114,73	113,17	3,33%	213,50	1,0534	126,41	1,7793
2002:3	232,58	228,01	114,49	113,17	3,12%	213,06	1,0916	126,14	1,8438
2002:4	240,12	228,01	112,59	113,17	1,41%	209,52	1,1460	124,05	1,9356
2003:1	256,91	263,19	111,61	112,29	-1,38%	224,88	1,1424	122,97	2,0892
2003:2	259,49	263,19	111,18	112,29	-1,76%	224,01	1,1584	122,50	2,1183
2003:3	265,33	263,19	112,75	112,29	-0,37%	227,17	1,1680	124,23	2,1358
2003:4	271,03	263,19	113,61	112,29	0,39%	228,91	1,1840	125,17	2,1653
2004:1	272,14	290,15	113,76	116,58	1,31%	266,64	1,0206	125,34	2,1712
2004:2	281,98	290,15	115,6	116,58	2,95%	270,95	1,0407	127,37	2,2139
2004:3	296,93	290,15	117,5	116,58	4,64%	275,41	1,0781	129,46	2,2937
2004:4	309,57	290,15	119,45	116,58	6,38%	279,98	1,1057	131,61	2,3523
2005:1	308,06	323,56	117,99	121,78	1,21%	293,67	1,0490	130,00	2,3697
2005:2	319,83	323,56	120,51	121,78	3,37%	299,94	1,0663	132,78	2,4089
2005:3	327,44	323,56	123	121,78	5,51%	306,14	1,0696	135,52	2,4161
2005:4	338,90	323,56	125,63	121,78	7,77%	312,68	1,0838	138,42	2,4483
2006:1	343,71	357,23	124,34	128,12	2,10%	330,35	1,0404	137,00	2,5089
2006:2	351,74	357,23	126,94	128,12	4,24%	337,26	1,0429	139,86	2,5150
2006:3	360,34	357,23	129,39	128,12	6,25%	343,77	1,0482	142,56	2,5277
2006:4	373,11	357,23	131,79	128,12	8,22%	350,15	1,0656	145,20	2,5696
2007:1	379,25	398,53	131,66	135,89	2,77%	367,11	1,0331	145,06	2,6144
2007:2	394,51	398,53	134,22	135,89	4,77%	374,25	1,0541	147,88	2,6677
2007:3	401,66	398,53	136,6	135,89	6,62%	380,89	1,0545	150,50	2,6688
2007:4	418,72	398,53	141,09	135,89	10,13%	393,41	1,0643	155,45	2,6936
2008:1	427,52	453,12	141,09	145,47	3,82%	413,78	1,0332	155,45	2,7502
2008:2	448,84	453,12	145,03	145,47	6,72%	425,33	1,0553	159,79	2,8088
2008:3	468,76	453,12	149,27	145,47	9,84%	437,77	1,0708	164,46	2,8503
2008:4	467,34	453,12	146,49	145,47	7,80%	429,61	1,0878	161,40	2,8956
2009:1	455,62	493,11	143,23	151,37	-1,54%	446,14	1,0212	157,81	2,8871
2009:2	487,97	493,11	149,38	151,37	2,69%	465,30	1,0487	164,58	2,9648
2009:3	507,26	493,11	155,09	151,37	6,61%	483,08	1,0500	170,88	2,9686
2009:4	521,59	493,11	157,76	151,37	8,45%	491,40	1,0614	173,82	3,0007

Fonte: Cálculos dos autores, a partir de dados de IBGE (2010).

Apêndice 3

Procedimentos de construção da *proxy* da renda disponível do setor privado utilizada neste texto

A Tabela A3 mostra, de modo autoexplicativo, como a *proxy* para a renda disponível nominal trimestral do setor privado foi construída³⁷. 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 das contas nacionais trimestrais. A estimativa da carga tributária líquida de transferências públicas foi construída 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 – esses últimos dados passaram a ser disponibilizados apenas a partir do ano 2000. Os dados das colunas (2), (3) e (4) para os anos de 1995 até 1999 foram, assim, extraídos da tabela 2205 divulgada pelo IBGE em dezembro de 2006³⁸.

Tabela A3

Metodologia de Construção da *proxy* da renda disponível do setor privado utilizada neste texto
(todos os dados em R\$ milhões correntes)

	PIB	(+) Ordenados e salários (líquidos recebidos do exterior)	(+) Rendas de propriedade (líquidas recebidas do exterior)	(+) Outras transferências correntes (líquidas recebidas do exterior)	(=) Renda nacional disponível bruta	(-) Carga Tributária Líquida de Transfe- rências públicas	(=) <i>Proxy</i> nominal da renda disponível do setor privado
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
1995:1	156930	-29	-2214	722	155409	25760	129649
1995:2	170781	-27	-3458	989	168285	27500	140785
1995:3	180260	-42	-1549	853	179522	26880	152642
1995:4	197670	-46	-2788	759	195595	27090	168505
1996:1	185696	-38	-2238	796	184216	32020	152196
1996:2	202822	-25	-3309	665	200153	28900	171253
1996:3	216436	-2	-2434	545	214545	30520	184025
1996:4	239011	3	-4187	575	235402	32600	202802
1997:1	213530	3	-2442	575	211666	35130	176536
1997:2	232515	6	-4969	476	228028	32540	195488
1997:3	240815	20	-3395	480	237920	34190	203730
1997:4	252287	21	-6679	480	246109	34790	211319
1998:1	228579	19	-2722	398	226274	40910	185364

Continua...

(37) A série que aparece na Tabela A1 é a *proxy* nominal derivada na Tabela A3 transformada para R\$ bilhões e, depois, para preços de 1995 pelo deflator derivado na Tabela A2, dessazonalizada e logaritimizada (nesta ordem).

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

Tabela A3 - Continuação

	PIB	(+) Ordenados e salários (líquidos recebidos do exterior)	(+) Rendas de propriedade (líquidas recebidas do exterior)	(+) Outras transferências correntes (líquidas recebidas do exterior)	(=) Renda nacional disponível bruta	(-) Carga Tributária Líquida de Transfe- rências públicas	(=) Proxy nominal da renda disponível do setor privado
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
1998:2	249212	13	-6228	371	243368	33480	209888
1998:3	249543	28	-5118	422	244875	34040	210835
1998:4	251941	62	-7296	470	245177	31750	213427
1999:1	243152	144	-7202	849	236943	46260	190683
1999:2	266349	42	-10166	702	256927	37680	219247
1999:3	265252	38	-6120	732	259902	41150	218752
1999:4	290246	32	-10874	744	280148	42050	238098
2000:1	269648	46	-5183	617	265129	54180	210949
2000:2	291183	35	-11411	697	280504	46640	233864
2000:3	300681	23	-5493	657	295868	48580	247288
2000:4	317969	41	-10647	818	308181	50730	257451
2001:1	307319	64	-9026	786	299144	61450	237694
2001:2	324325	69	-12323	891	312961	60440	252521
2001:3	324245	60	-9599	1034	315741	57690	258051
2001:4	346247	27	-14775	1155	332653	57850	274803
2002:1	337948	10	-8155	872	330675	72930	257745
2002:2	370778	52	-13948	1380	358263	63850	294413
2002:3	372203	117	-11355	2186	363151	65420	297731
2002:4	396893	148	-18807	2827	381061	68170	312891
2003:1	391247	87	-11905	2149	381578	83100	298478
2003:2	419885	70	-15680	1826	406102	73920	332182
2003:3	429796	118	-10166	2569	422317	66960	355357
2003:4	459020	57	-17723	2207	443560	70460	373100
2004:1	438687	177	-13173	2175	427866	93630	334236
2004:2	483852	128	-17222	2600	469356	85940	383416
2004:3	495360	93	-12192	2328	485589	90880	394709
2004:4	523599	130	-16421	2461	509769	92270	417499
2005:1	494420	221	-13936	2238	482942	109570	373372
2005:2	535631	123	-17764	2093	520084	102390	417694
2005:3	542697	87	-13852	2145	531078	96450	434628
2005:4	574490	101	-16566	2159	560184	106050	454134
2006:1	549492	139	-15108	2069	536591	119390	417201
2006:2	579972	73	-16536	2390	565900	112400	453500
2006:3	602858	115	-11737	2550	593786	102070	491716
2006:4	637161	63	-15593	2357	623987	122490	501497
2007:1	621906	234	-13871	2024	610293	135210	475083
2007:2	664215	242	-14317	1949	652089	128800	523289
2007:3	672195	200	-12762	1945	661578	121780	539798
2007:4	703028	199	-14734	1911	690403	144500	545903
2008:1	693834	203	-18363	1713	677387	164020	513367
2008:2	753508	234	-18448	1489	736783	148980	587803
2008:3	779187	124	-17403	1640	763548	144010	619538
2008:4	778352	480	-18601	3074	763304	154450	608854
2009:1	717431	408	-13633	1993	706198	155370	550828
2009:2	778964	324	-17729	1592	763151	138020	625131
2009:3	797020	245	-14416	1671	784520	124390	660130
2009:4	849600	241	-19518	1282	831605	161960	669645

Fonte: Cálculos dos autores, a partir de dados de IBGE (2010) e IBGE (2006).