

dos Santos, Cláudio Hamilton; Ribeiro, Márcio Bruno; Gobetti, Sérgio Wulff

Working Paper

A evolução da carga tributária bruta brasileira no período 1995-2007: Tamanho, composição e especificações econométricas agregadas

Texto para Discussão, No. 1350

Provided in Cooperation with:

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

Suggested Citation: dos Santos, Cláudio Hamilton; Ribeiro, Márcio Bruno; Gobetti, Sérgio Wulff (2008) : A evolução da carga tributária bruta brasileira no período 1995-2007: Tamanho, composição e especificações econométricas agregadas, Texto para Discussão, No. 1350, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/91247>

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1350

A EVOLUÇÃO DA CARGA TRIBUTÁRIA BRUTA BRASILEIRA NO PERÍODO 1995-2007: TAMANHO, COMPOSIÇÃO E ESPECIFICAÇÕES ECONOMÉTRICAS AGREGADAS

**Cláudio Hamilton dos Santos
Márcio Bruno Ribeiro
Sérgio Wulff Gobetti**

Brasília, agosto de 2008

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1350

A EVOLUÇÃO DA CARGA TRIBUTÁRIA BRUTA BRASILEIRA NO PERÍODO 1995-2007: TAMANHO, COMPOSIÇÃO E ESPECIFICAÇÕES ECONOMÉTRICAS AGREGADAS

Cláudio Hamilton dos Santos*
Márcio Bruno Ribeiro*
Sérgio Wulff Gobetti**

Brasília, agosto de 2008

* Técnicos de Planejamento e Pesquisa da Coordenação de Finanças Públicas do Ipea.

** Doutorando em economia pela UnB.

Governo Federal

**Ministro de Estado Extraordinário
de Assuntos Estratégicos** – Roberto Mangabeira Unger

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

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

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

Presidente
Marcio Pochmann

Diretor de Administração e Finanças
Fernando Ferreira

Diretor de Estudos Macroeconômicos
João Sicsú

Diretor de Estudos Sociais
Jorge Abrahão de Castro

Diretora de Estudos Regionais e Urbanos
Liana Maria da Frota Carleial

Diretor de Estudos Setoriais
Márcio Wohlers de Almeida

Diretor de Cooperação e Desenvolvimento
Mário Lisboa Theodoro

Chefe de Gabinete
Persio Marco Antonio Davison

Assessor-Chefe de Comunicação
Estanislau Maria de Freitas Júnior

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

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

ISSN 1415-4765

JEL C22; H24; H25

TEXTO PARA DISCUSSÃO

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

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

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

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO	7
2 EM QUE CONSISTE A CARGA TRIBUTÁRIA BRUTA BRASILEIRA? E COMO SUA COMPOSIÇÃO EVOLUIU NOS ÚLTIMOS 12 ANOS? ALGUNS FATOS ESTILIZADOS	8
3 ESTIMATIVAS ECONOMÉTRICAS	21
4 NOTAS FINAIS	36
REFERÊNCIAS	37
APÊNDICES	41

SINOPSE

Este trabalho discute a evolução dinâmica do tamanho e da composição da carga tributária bruta brasileira (CTBB) no período 1995-2007 e apresenta várias especificações econométricas (lineares e não-lineares) para esta última variável no período em questão. Nossa principal conclusão – corroborada tanto pela análise dinâmica da composição da CTBB quanto por vários dos exercícios econométricos realizados – é que o processo de elevação da CTBB no período pós-real parece ter tido dois “momentos” básicos, quais sejam: *i*) um primeiro momento no período (1998-2003), onde a elevação da CTBB se deu por meio de uma tributação mais pesada sobre as empresas estatais e da criação de novos impostos e/ou a majoração das alíquotas de impostos existentes; e *ii*) um segundo momento no período 2004-2007 onde a elevação da CTBB parece estar relacionada a um aumento da lucratividade das empresas e da formalização da economia (e do mercado de trabalho, em particular) associados a um novo (e ainda pouco compreendido) ciclo de crescimento econômico.

ABSTRACT

This article discusses the dynamics of both the size and the composition of the Brazilian aggregate tax burden (BATB) in the 1995-2007 period and presents several (linear and non-linear) econometric specifications for this last variable. Our main conclusion – based both on the analysis of the dynamics of the composition of the BATB and on several of the econometric exercises presented – is that the decade-long increase of the BATB can be divided in two “regimes”, *i.e.* *i*) a first regime in the 1998-2003 (crisis) period in which the increase in the BATB was achieved through higher taxation of state-owned enterprises and the creation of new taxes and/or increases in existing taxes; and *ii*) a second regime in the 2004-2007 period in which the increase in the BATB seems to be related to an increase in firms’ profits and in the degree of formalization of the overall economy (and of the labor market in particular) associated with a new (and still not quite well understood) period of economic growth.

1 INTRODUÇÃO

Ainda que haja alguma controvérsia sobre o tamanho preciso da carga tributária bruta brasileira (CTBB),¹ não há dúvida de que ela aumentou consideravelmente nos últimos 12 anos. Com efeito, *i*) números do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) – ver IBGE 2004a; 2007a – apontam que a CTBB saltou de cerca de 26% para 33,8% do Produto Interno Bruto (PIB) entre 1995 e 2005;² *ii*) estimativas da Secretaria da Receita Federal (SRF) – ver SRF 2007 – apontam que em 2006 a CTBB atingiu 34,2% do PIB;³ e *iii*) nossas próprias estimativas apontam que esse número foi de 34,6% em 2006 e deve chegar a marca de 35,6% do PIB em 2007. Dados os óbvios impactos macroeconômicos e redistributivos associados a uma elevação dessa natureza – cuja magnitude só encontra paralelo histórico (no pós-guerra) no período imediatamente posterior ao golpe de 1964 e à implantação da ditadura militar –, não é surpreendente que a CTBB esteja no centro do debate macroeconômico brasileiro atual.

Este artigo visa contribuir para melhores quantificação e compreensão da tributação no Brasil, apresentando uma análise da evolução e dos determinantes (tanto do tamanho quanto da composição) da CTBB no período após o Plano Real. Tendo em vista esse objetivo, optamos por dividir o trabalho em três seções além desta introdução. Inicialmente, na longa seção 2, discutimos *i*) o que exatamente entendemos por CTBB; e *ii*) a evolução histórica da CTBB e de seus principais componentes no período 1995-2007, prestando especial atenção aos (diferentes) determinantes do aumento da CTBB ao longo desse período – e, em particular, ao importante papel desempenhado pelos impostos recolhidos pelas empresas estatais nesse processo. A seguir, na terceira seção, apresentamos um conjunto de modelos econométricos que parecem indicar que a CTBB respondeu essencialmente à dinâmica do PIB e às necessidades de manutenção do equilíbrio fiscal no período em questão – um resultado compatível com os diagnósticos de, por exemplo, Mello (2005) e Giambiagi (2006). Finalmente, na quarta e última seção apresentamos breves notas à guisa de conclusão.

1. *Grosso modo*, a carga tributária bruta pode ser definida como o total de impostos, taxas e contribuições compulsoriamente pagos pelo setor privado ao governo (mesmo aquelas destinadas a financiar a poupança do próprio setor privado, como as contribuições previdenciárias e para o FGTS). O adjetivo “bruta” é adicionado para enfatizar que (ao contrário da carga tributária “líquida”) esse número não leva em conta os recursos fiscais que o governo “devolve” ao setor privado na forma de “transferências”, como o pagamento de aposentadorias, pensões, seguros-desemprego, bolsas de distintas naturezas etc. De acordo com o IBGE, as cargas tributárias “bruta” e “líquida” atingiram, respectivamente, 33,8% e 19,3% do PIB em 2005 (ver IBGE 2007a), de modo que as transferências do setor público para o privado atingiram 14,5% do PIB naquele ano.

2. Esses números são baseados nas “novas” Contas Nacionais “referência 2000”, publicadas pelo IBGE em 21 de março de 2007 (IBGE, 2007b). Até essa data, acreditava-se que o salto recente da CTBB tinha sido ainda maior, saindo de cerca de 28% do PIB em 1995 para perto de 38% do PIB em 2006. Felizmente, a nova metodologia de cálculo do IBGE mostrou que a série “antiga” (ou “referência 1985”) do PIB encontrava-se fortemente subestimada, de modo que os dados que utilizam o PIB “novo” são bem menores do que os que os que utilizam o PIB “antigo”.

3. Os números da SRF são calculados a partir de uma metodologia algo diferente da utilizada pelo IBGE (ver apêndice para detalhes).

2 EM QUE CONSISTE A CARGA TRIBUTÁRIA BRUTA BRASILEIRA? E COMO SUA COMPOSIÇÃO EVOLUIU NOS ÚLTIMOS 12 ANOS? ALGUNS FATOS ESTILIZADOS

Começamos por notar que várias medidas alternativas de carga tributária são encontradas na literatura brasileira (ver apêndice 1). Neste trabalho, adotamos a definição das Contas Nacionais “referência 2000” publicadas em novembro de 2007 pelo IBGE (ver IBGE 2007a). A escolha da metodologia do IBGE se deve a vários motivos, entre os quais os fatos de ela se basear na metodologia oficial das Contas Nacionais estabelecida pela Organização das Nações Unidas (ONU) – ver ONU, 1993,⁴ –; de estar relativamente bem documentada (ver IBGE, 2004b; 2007c); e ter se mantido relativamente constante nos últimos 12 anos.⁵

De acordo com o IBGE – ou, mais precisamente, de acordo com a tabela sinótica 20 do Sistema de Contas Nacionais Brasil 2004-2005 (IBGE, 2007a), doravante SCN 2005 –, os tributos brasileiros podem ser divididos em cinco categorias, quais sejam: *i*) impostos sobre produtos; *ii*) outros impostos ligados à produção; *iii*) impostos sobre renda e a propriedade; *iv*) contribuições sociais efetivas; e *v*) impostos sobre o capital (ver tabela 1). A chamada “carga tributária bruta”, tal como definida na tabela sinótica 19 do SCN 2005, é simplesmente a soma dos itens de (*i*) a (*v*) dividida pelo PIB em um dado período contábil (ver tabela 1).

TABELA 1
Componentes da CTBB em 2005
(em R\$ bilhões)

	Total ⁶	Federal	Estadual	Municipal
Total	726,35	489,26	195,11	41,98
Impostos sobre produtos	306,54	138,99	154,11	13,45
Outros impostos ligados à produção	27,98	14,40	7,32	6,26
Impostos sobre a renda e a propriedade	202,47	167,51	18,97	16,00
Contribuições previdenciárias (INSS+RPPS+FGTS+PIS/Pasep)	186,11	168,32	13,83	3,97
Impostos sobre o Capital	3,25	0,05	0,89	2,31

Fonte: IBGE (2007a, tabela sinótica 20).

A evolução de cada um dos referidos componentes da CTBB (e de seus principais subcomponentes) ao longo do período 1995-2007 é discutida nas subseções 2.1 a 2.5, enquanto que a subseção 2.6 apresenta estimativas preliminares do “peso” dos impostos pagos pelas empresas estatais na CTBB.

4. E, portanto, estar embasada em quase seis décadas de pesquisa contínua no âmbito das principais organizações multilaterais do mundo.

5. A despeito de algumas mudanças introduzidas na revisão de março de 2007.

6. Como o PIB de 2005 calculado pelo IBGE foi de R\$ 2147,24 bilhões, a carga tributária bruta medida como percentagem do PIB nesse ano foi de 33,8% (publicado na tabela sinótica 19 do SCN 2005).

2.1 A EVOLUÇÃO DOS IMPOSTOS SOBRE PRODUTOS NO PERÍODO 1995-2007

Os impostos sobre produtos respondem por pouco mais de 40% da CTBB. De acordo com dados das Contas Nacionais Trimestrais do IBGE, a arrecadação desses impostos caiu como percentagem do PIB no primeiro governo Fernando Henrique Cardoso (de 13,3% no primeiro trimestre de 1995 para 11,3% no quarto trimestre de 1998); aumentou consideravelmente no segundo governo Fernando Henrique Cardoso (chegando a 14,4% do PIB no segundo trimestre de 2001); e, à exceção de uma queda durante o ano de 2003, manteve-se em torno de 14% do PIB nos anos mais recentes (ver gráfico 1).⁷ Ao longo do período 1995-2007, a arrecadação anual com impostos sobre produtos cresceu cerca de 1,5% do PIB.

Ainda que a lista completa dos tributos classificados pelo IBGE como “impostos sobre produtos” seja ampla,⁸ sete tributos respondem por cerca de 98% da arrecadação total com esses impostos: o Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS) que respondeu por cerca de 50% da arrecadação em 2005, como se vê no gráfico 1; a Contribuição para o Financiamento da Seguridade Social (Cofins), 28%; o Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI), 8%; o Imposto sobre Serviços (ISS), 4,5%; o imposto sobre importações, 3%; a Contribuição de Intervenção no Domínio Econômico incidente sobre as operações realizadas com combustíveis (Cide-Combustíveis), 2,5%; e o Imposto sobre Operações Financeiras (IOF), 2%. Analisando-se esses impostos isoladamente, percebe-se que a Cofins sozinha responde pela quase totalidade do aumento na arrecadação total dos impostos sobre produtos no período 1995-2007 (ver gráfico 2). Com efeito, após uma trajetória de queda entre 1995 e 1998, a arrecadação desse último tributo experimentou um aumento de mais de 1,5% do PIB em 1999 devido à elevação de sua alíquota, que passou de 2% para 3% sobre o faturamento mensal das empresas. Novo aumento substancial, superior a 1% do PIB, foi observado entre os anos de 2003 e 2004, desta vez devido à substituição da sistemática de taxaço sobre o faturamento das empresas pela tributação com base no valor adicionado.

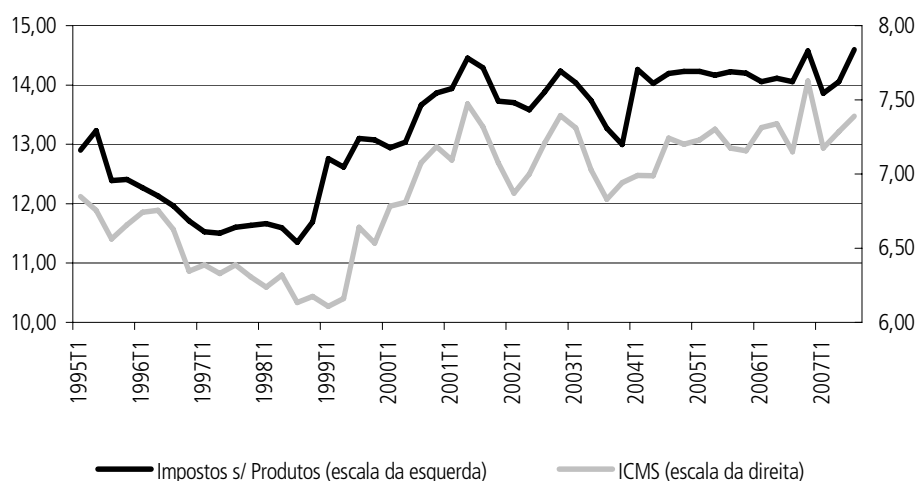
7. Note que a série de impostos sobre produtos das contas nacionais trimestrais é “líquida de subsídios (sobre produtos)”. Felizmente para nossos propósitos, dados da tabela sinótica 2 do SCN 2005 deixam claro que os subsídios sobre produtos são muito pequenos em relação aos impostos sobre produtos “brutos” (o conceito relevante do ponto de vista do cálculo da CTBB), de modo que a série das contas nacionais trimestrais é uma excelente *proxy* deste último conceito.

8. Ver o anexo 8 do IBGE (IBGE, 2004b) para uma lista que exclui a Cofins e a Cide-Combustíveis (que foram reclassificadas como “impostos sobre produtos” no SCN 2005 – ver IBGE, 2007c).

GRÁFICO 1

ICMS e impostos sobre produtos totais

(Séries com ajuste sazonal e em % do PIB)



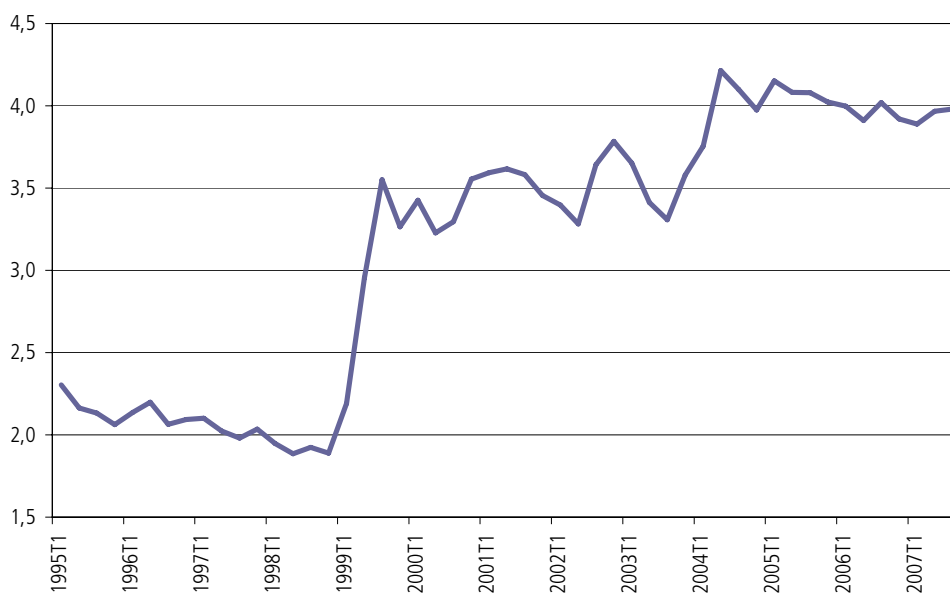
Fontes: Banco Central do Brasil e Contas Nacionais Trimestrais.

Mas a estória da evolução da arrecadação dos impostos sobre produtos no período 1995-2007 é mais complexa do que o mero aumento da Cofins. Com efeito, cumpre notar ainda: *i*) as contínuas reduções nas arrecadações do IPI e do imposto sobre importações quando medidas como percentagem do PIB (ver gráfico 3);⁹ *ii*) o crescimento da arrecadação do IOF nos dois primeiros trimestres de 1999 – para compensar a perda da arrecadação com a não aprovação da prorrogação da Contribuição Provisória sobre Movimentação Financeira (CPMF) pelo Congresso – e posterior estagnação em torno de 0,3% do PIB (ver gráfico 4); *iii*) a relativa estabilidade da arrecadação do ICMS a partir de 2001 (ver gráfico 1);¹⁰ *iv*) a pouca importância macroeconômica da arrecadação com o ISS (ainda que a arrecadação deste último tributo tenha crescido significativamente em termos relativos, de cerca de 0,49% do PIB em 1995 para cerca de 0,65% do PIB em 2005 (ver IBGE, 2004b; 2007a); e, finalmente, *v*) a criação da Cide-Combustíveis em 2002, cuja arrecadação tem caído continuamente desde então (de 0,5% do PIB em 2003 para menos de 0,3% do PIB nos primeiros trimestres de 2007). A partir de 2001, entretanto, o efeito líquido desses vários fenômenos (e do aumento da Cofins em 2003-2004) acabou ficando próximo de zero, daí a relativa estabilidade da arrecadação dos impostos sobre produtos quando medida como percentagem do PIB, verificada desde então (ver gráfico 1).

9. A queda da arrecadação do IPI parece ter sido motivada pela redução das alíquotas para vários produtos a partir de 2003 (caso, por exemplo, dos automóveis e dos produtos químicos e metalúrgicos), e, nos casos específicos do IPI-Bebedas e do IPI-Fumo, pelo aumento do contrabando e da sonegação nos últimos anos (ver Ipea, 2006).

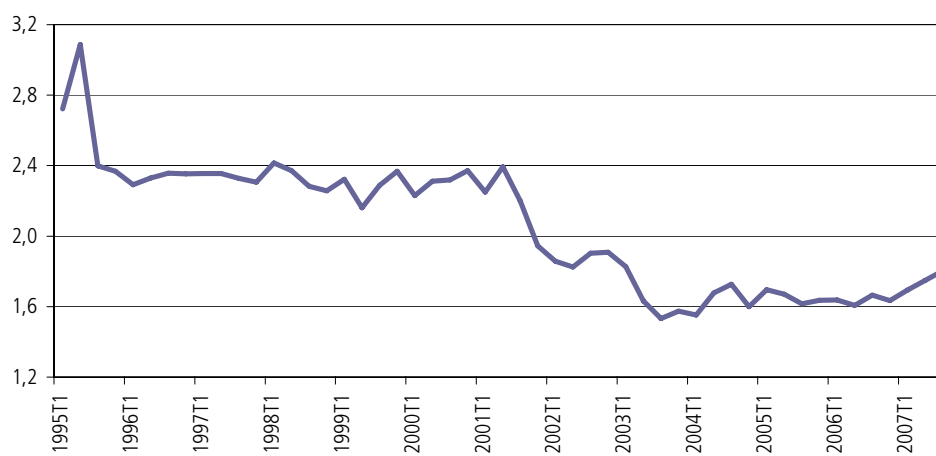
10. Após experimentar uma queda de 7% para 6% do PIB até a primeira metade de 1999, o ICMS recuperou sua participação no restante do período devido – entre outros fatores – à renegociação da dívida dos estados com a União, o que ensejou a modernização da estrutura tributária de grande parte dos estados.

GRÁFICO 2:
Arrecadação da Cofins
 (% do PIB, com ajuste sazonal)



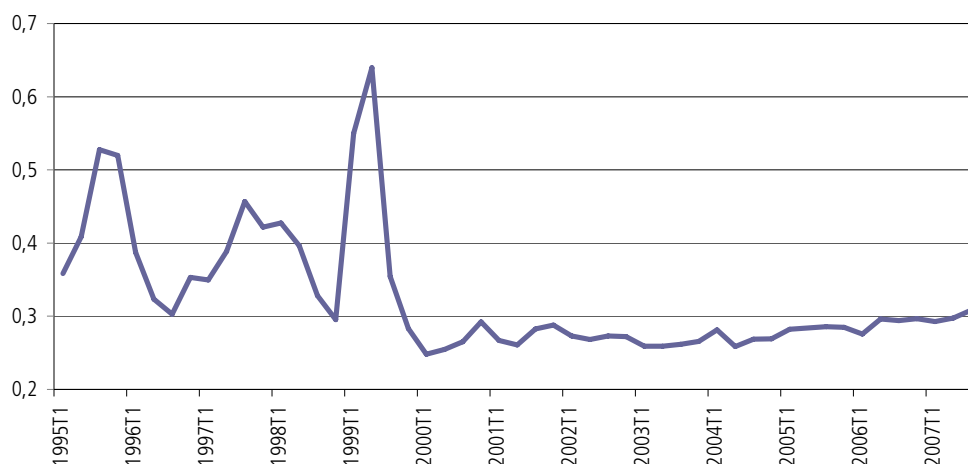
Fontes: STN (2007a) e Contas Nacionais Trimestrais.

GRÁFICO 3
Arrecadação conjunta do IPI e do imposto sobre importações
 (% do PIB, com ajuste sazonal)



Fontes: Banco Central do Brasil e Contas Nacionais Trimestrais.

GRÁFICO 4
Arrecadação do IOF
 (% do PIB, com ajuste sazonal)

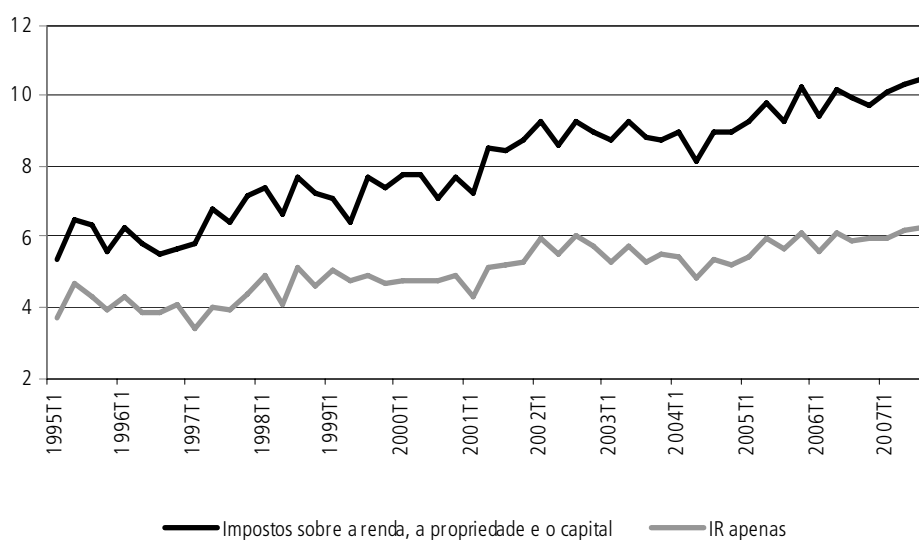


Fontes: Banco Central do Brasil e Contas Nacionais Trimestrais.

2.2 A EVOLUÇÃO DOS IMPOSTOS SOBRE A RENDA E A PROPRIEDADE E SOBRE O CAPITAL NO PERÍODO 1995-2007

Analisando-se a arrecadação agregada dos impostos sobre a renda e a propriedade e dos (pouco relevantes) “impostos sobre o capital” (doravante denominados IRPCs) no período 1995-2007, percebe-se que ela aumentou consideravelmente, quase dobrando de tamanho quando medida em percentagem do PIB (isto é, saindo de cerca 6% do PIB em 1995 para pouco acima de 10% do PIB em 2007 – ver gráfico 5).

GRÁFICO 5
Impostos sobre renda, propriedade e capital
 (% do PIB, com ajuste sazonal)



Fontes: Banco Central do Brasil e autores (segundo Dos Santos e Costa, 2007).

A fim de entender os motivos desse aumento, devemos analisar a composição da arrecadação agregada dos IRPCs. Começamos notando que os cinco mais importantes impostos sobre renda e propriedade listados no SCN 2005 – quais sejam, o Imposto de Renda (IR), o Imposto sobre Veículos Automotores (IPVA) e o Imposto sobre a Propriedade Predial e Territorial Urbana (IPTU), além da CPMF e da Contribuição sobre o Lucro Líquido de Pessoas Jurídicas (CSLL) – responderam por cerca de 98% da arrecadação total dos IRPCs no período 2000-2005. Em segundo lugar, notamos que somente a arrecadação do IR (que responde por pouco mais de 60% da arrecadação total dos IRPCs) aumentou cerca de 2% do PIB entre 1995 e 2007 (ver gráfico 5). E, se somarmos a esse aumento o impacto da criação da CPMF (cuja arrecadação estabilizou-se em cerca de 1,35% do PIB após a mudança de alíquota em 1999) e uma elevação de cerca de 0,5% do PIB na arrecadação da CSLL, conseguimos explicar praticamente todo o aumento da arrecadação dos IRPCs verificado no período 1995-2007 (como porcentagem do PIB, ver gráfico 6). Com efeito, as contribuições para esse aumento tanto do IPTU quanto do IPVA foram pequenas.¹¹

Antes de seguirmos adiante, porém, cumpre notar que a arrecadação agregada do IR esconde uma dicotomia interessante. Com efeito, construindo-se *proxies* do IR formalmente incidente sobre o fator trabalho e do IR formalmente incidente sobre o fator capital,¹² percebe-se que a arrecadação dos impostos sobre o capital aumentou bem mais do que a arrecadação dos impostos sobre o trabalho (ver gráfico 7). Com efeito, cerca de 85% do aumento na arrecadação total do IR no período 1995-2007 se deveu à arrecadação do IR formalmente incidente sobre o capital (que subiu cerca de 1,7% do PIB), enquanto apenas 15% do aumento total no IR (ou 0,3% do PIB e mesmo assim apenas após 2003) se deveu à arrecadação do IR formalmente incidente sobre o fator trabalho. Naturalmente, a incidência efetiva de qualquer tributo depende da capacidade ou não de as firmas repassarem esse tributo aos consumidores (HINDRIKS; MILES, 2004, seção 11.5), mas ainda assim nos parece que a relativa estabilidade do IR de pessoa física no período em questão é digna de nota, bem como o aumento de quase 2,5% do PIB nos impostos formalmente incidentes sobre os lucros (somando-se IR capital e CSLL) no mesmo período.¹³

11. De acordo com dados das Contas Nacionais (IBGE, 2004a; tabela sinótica 26 e 2007a), as arrecadações do IPTU e do IPVA em 1995 foram de 0,40% e 0,36% do PIB, respectivamente. Em 2005 esses números subiram, passando para respectivamente 0,61% e 0,48% do PIB (ver SCN 2005; tabela sinótica 20).

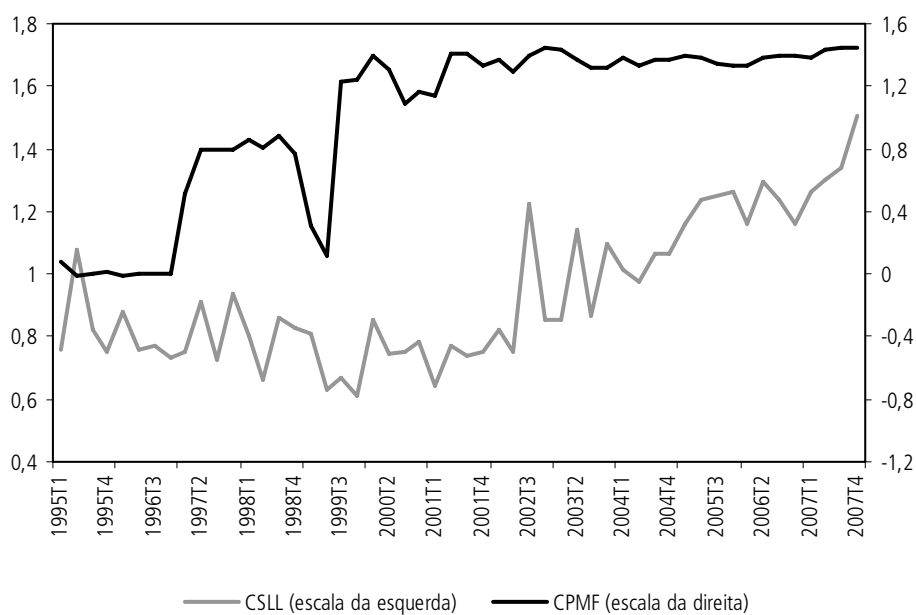
12. A *proxy* do IR formalmente incidente sobre o fator trabalho foi construída somando-se a arrecadação do IR pessoa física com a do IR retido na fonte incidente sobre o trabalho, enquanto que a *proxy* do IR formalmente incidente sobre o fator capital foi construída somando-se a arrecadação do IR pessoa jurídica com a do IR retido na fonte incidente sobre o capital e sobre remessas de lucros para o exterior.

13. Como seria de esperar, a CSLL e o IR sobre capital apresentaram trajetórias semelhantes ao longo do período em análise. Após experimentarem quedas de seus percentuais em relação ao PIB até o ano de 1999, esses tributos vêm crescendo nos últimos anos. O aumento foi mais expressivo no caso do IR sobre capital, que, desconsiderando-se a parcela retida na fonte – ou seja, apenas IRPJ, sem contar o Imposto de Renda Retido na Fonte sobre capital e remessas ao exterior –, aumentou de 1,1% para 2,2% do PIB entre 1999 e 2006, enquanto a CSLL cresceu de 0,6% para 1,1%. Tal crescimento pode ser atribuído à arrecadação de débitos em atraso nos anos 2000 e 2002 e a mudanças na legislação que resultaram na cobrança do imposto sobre fundos de pensão e entidades de previdência privada (ver Medida Provisória nº 2.222/2001, posteriormente revogada pela Lei nº 11.053/2004) e à alta dos lucros das empresas de vários setores nos anos mais recentes (ver Ipea, 2006).

GRÁFICO 6

Arrecadações da CSLL e CPMF

(% PIB, com ajuste sazonal)

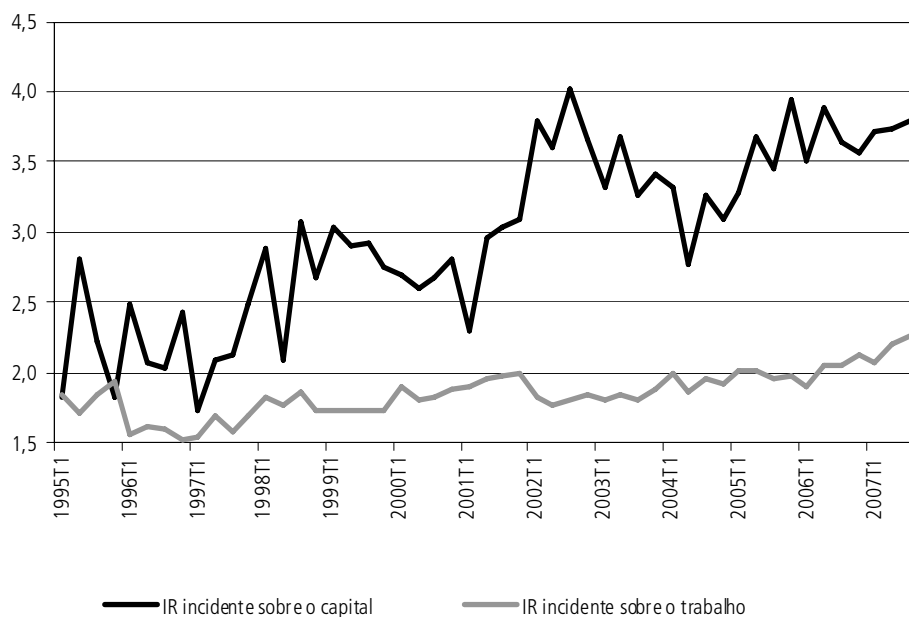


Fontes: Banco Central do Brasil e Contas Nacionais Trimestrais.

GRÁFICO 7

Decomposição da arrecadação do IR

(% do PIB, com ajuste sazonal)

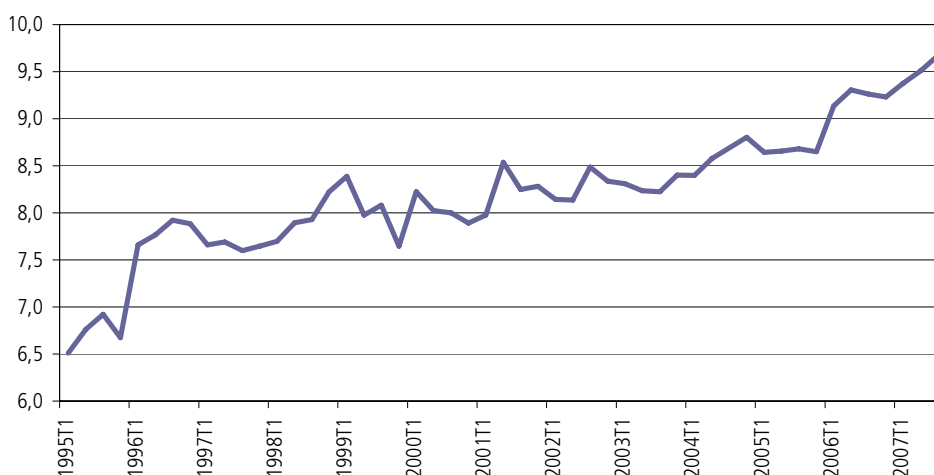


Fontes: Banco Central do Brasil e Contas Nacionais Trimestrais.

2.3 A EVOLUÇÃO DAS CONTRIBUIÇÕES PREVIDENCIÁRIAS NO PERÍODO 1995-2007

Tomadas em conjunto, as chamadas contribuições previdenciárias (CPs) respondem por cerca de 1/4 da CTBB. E, como se percebe no gráfico 8, as mesmas aumentaram cerca de 2,5% do PIB no período 1995-2007.¹⁴ Tal como ocorre com os demais componentes da CTBB, a lista de tributos formalmente classificados pelo IBGE como CPs é bastante extensa.¹⁵ *Grosso modo*, porém, as CPs podem ser divididas em *a*) contribuições de patrões e empregados para o Instituto Nacional do Seguro Social (INSS); *b*) contribuições para o Programa de Integração Social e o Programa de Formação do Patrimônio do Servidor Público (PIS-PASEP); *c*) contribuições para o Fundo de Garantia por Tempo de Serviço (FGTS); e *d*) contribuições para a aposentadoria dos funcionários públicos (pagas pelos próprios e pelo governo). Percebe-se, assim, que as CPs apresentam dois componentes pouco usuais do ponto de vista conceitual: as contribuições de patrões e empregados ao FGTS (um fundo de propriedade dos trabalhadores)¹⁶ e as CPs do governo enquanto empregador (isto é, um tributo pago pelo governo a ele mesmo!).

GRÁFICO 8
Contribuições previdenciárias
(% do PIB, com ajuste sazonal)



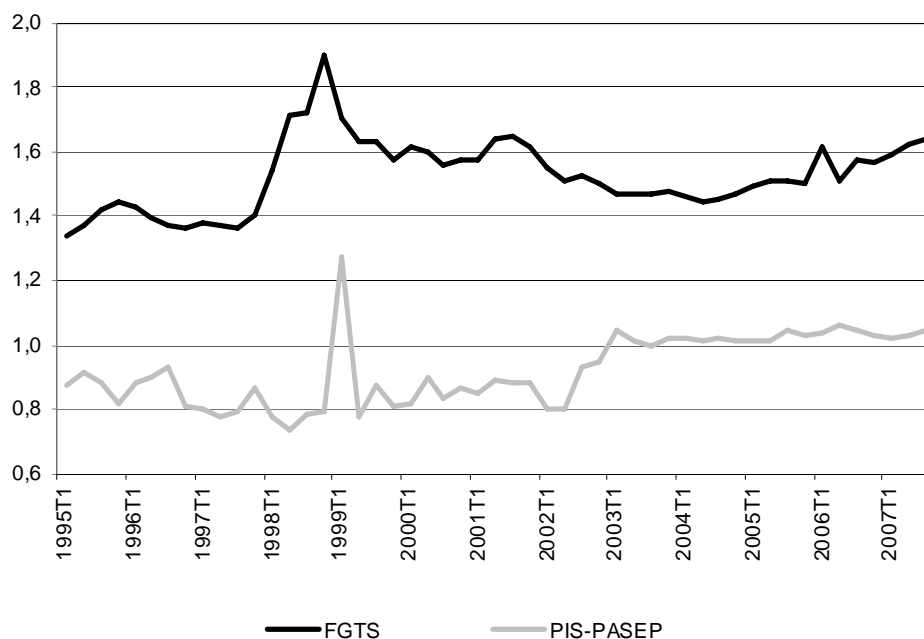
Fonte: Autores, seguindo a metodologia de Dos Santos e Costa (2007).

14. Assumindo-se que o valor reportado pelo IBGE (2004a) para as CPs no ano de 1995 esteja correto; na realidade, e possivelmente por problemas de informação do Sistema Integrado de Administração Financeira da União, o IBGE parece ter subestimado as contribuições ao INSS em 1995 em pelo menos 0,9% do PIB, provocando um “degrau” nessas últimas entre 1995 e 1996. Evidências dessa subestimativa também são obtidas ao compararmos os dados do Siafi com os do Ministério da Previdência Social.

15. Ver o anexo 8 de IBGE (2004b) para uma lista que exclui as contribuições para o PIS-Pasep (que foram reclassificadas como contribuições sociais efetivas no SCN 2005).

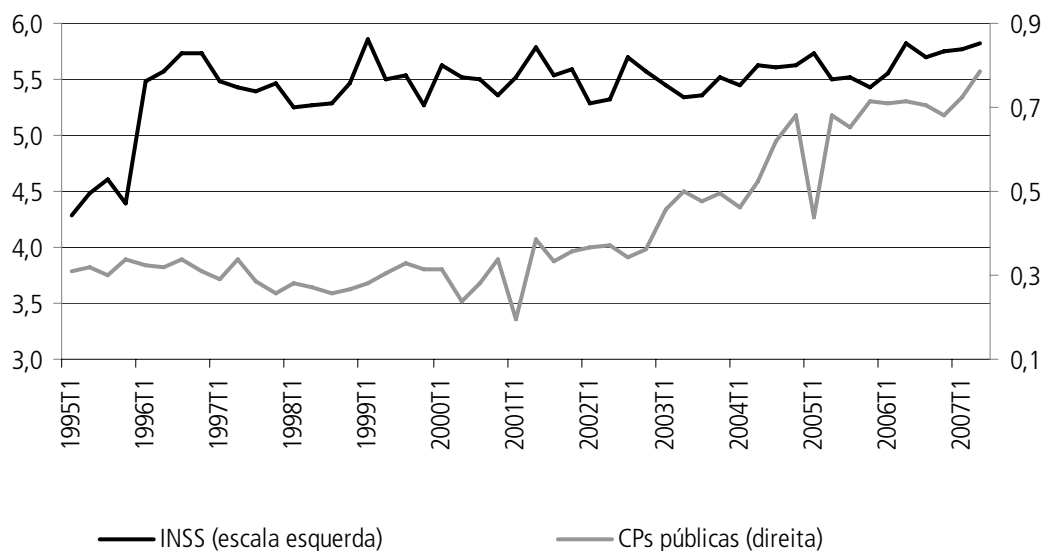
16. Dado que o FGTS é de propriedade dos trabalhadores, as contribuições para esse fundo não são formalmente receitas do governo e, portanto, não podem ser usadas para financiar gastos públicos correntes. O único motivo pelo qual essas contribuições são contabilizadas como “carga tributária” pelo IBGE – e pela metodologia da Organização das Nações Unidas (ONU) – é o fato de o governo obrigar o setor privado a pagá-las.

GRÁFICO 9
FGTS e PIS-PASEP
 (% do PIB, com ajuste sazonal)



Fontes: Banco Central do Brasil, Caixa Econômica Federal e Contas Nacionais Trimestrais.

GRÁFICO 10
Contribuições privadas para o INSS e CPs da União e dos func. públicos federais
 (% do PIB, com ajuste sazonal)



Fonte: Autores, seguindo a metodologia de Dos Santos e Costa (2007).

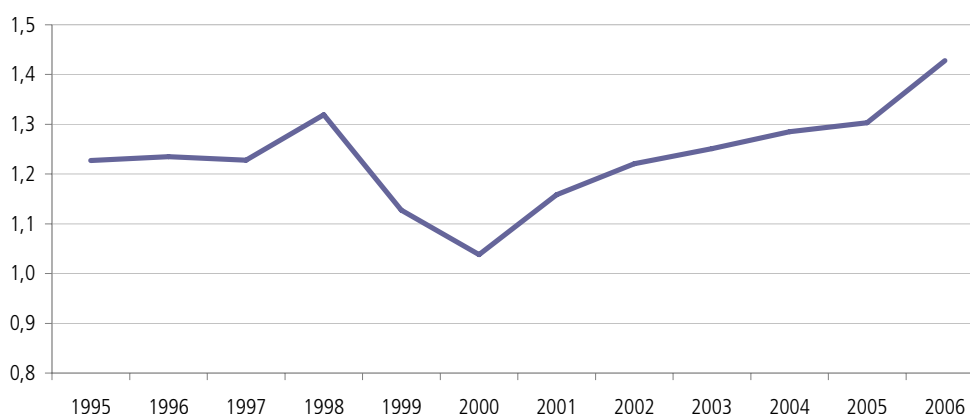
Para nossos propósitos imediatos, cumpre notar apenas que os vários componentes das CPs contribuíram de modo bastante diferente para o crescimento da arrecadação dessas últimas verificado nos últimos 12 anos. Enquanto a maior parte dos aumentos nas arrecadações do FGTS e do PIS-Pasep (pouco mais de 0,5% do PIB quando tomados em conjunto) e das contribuições do setor privado para o INSS

(pouco mais de 1,2% do PIB de acordo com os dados do IBGE)¹⁷ se deu nos dois mandatos do presidente Fernando Henrique Cardoso (ver gráficos 9 e 10), a maior parte do aumento recente das CPs (como porcentagem do PIB) tem se verificado por conta de aumentos nas contribuições pagas pelos funcionários públicos e pelo governo “enquanto empregador” (ver gráfico 10)¹⁸ – sendo que as contribuições de servidores inativos e pensionistas instituídas pela reforma previdenciária de 2003 (cuja arrecadação foi pouco superior a R\$ 1,2 bilhão, ou cerca de 1/20 de 1% do PIB em 2006) explicam apenas uma pequena parte desse aumento.

2.4 A EVOLUÇÃO DOS OUTROS IMPOSTOS SOBRE PRODUÇÃO NO PERÍODO 1995-2007

O último e quantitativamente menos importante componente da CTBB tal como medida no SCN 2005 é o item “outros impostos ligados à produção” (OILPs). Uma vez que o peso de impostos estaduais e municipais para os quais não há dados de alta frequência no total dos OILPs é bastante superior ao observado nos demais impostos, nossas estimativas para a arrecadação desses últimos nos anos de 2006 e 2007 são bastante menos precisas do que as reportadas para os demais componentes da CTBB. Ainda assim, as estimativas existentes deixam perfeitamente claro que a dinâmica dos OILPs tem muito pouca influência sobre a dinâmica da CTBB total.

GRÁFICO 11
Outros Impostos Ligados à Produção
(valores anuais como % do PIB)



Fonte: Autores, a partir de IBGE (2004a, 2007a) e metod. de Dos Santos e Costa (2007)

17. Uma *proxy* desse valor pode ser calculada a partir dos dados da Secretaria do Tesouro Nacional (STN) – ver STN, 2007a –, somando-se todos os tributos citados no apêndice 1 de Dos Santos e Costa (2007) como contribuições ao “regime geral”, com a única exceção do item “CPs dos órgãos do poder público”.

18. O gráfico 10 leva em consideração apenas as contribuições do governo federal, que foram calculadas a partir dos dados da STN (2007a), adicionando-se a arrecadação das “CPs dos órgãos do poder público” à soma das arrecadações de todos os tributos citados no apêndice 1 de Dos Santos e Costa (2007) como contribuição do funcionalismo. Note-se, ainda, que as contribuições dos governos estaduais e municipais aumentaram cerca de 0,1% do PIB entre 2002 e 2005 de acordo com o SCN (2005).

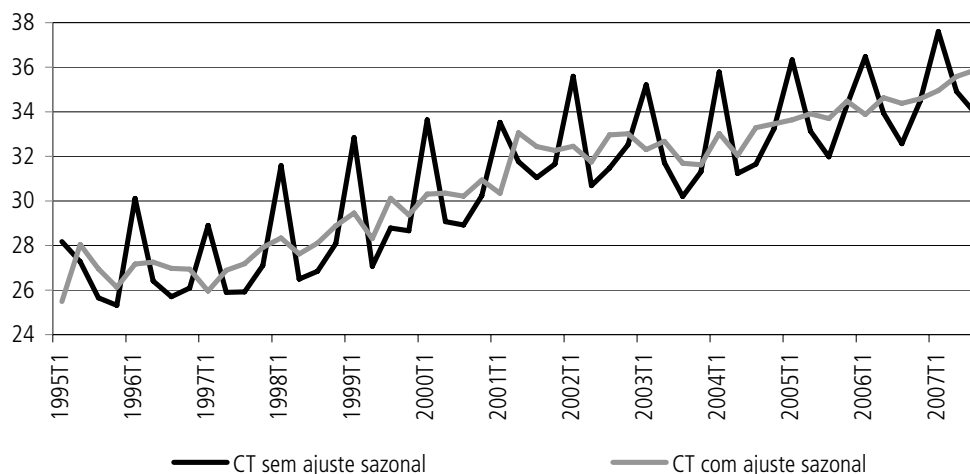
2.5 O "RESUMO DA ÓPERA": QUAIS IMPOSTOS EXPLICAM O AUMENTO DA CTBB APÓS O PLANO REAL?

A série referente à CTBB total (como % do PIB) no período 1995-2007 caracteriza-se por dois tipos de comportamento: *a)* sazonalidade, com os maiores valores ocorrendo no primeiro trimestre de cada ano; e *b)* tendência crescente, refletindo uma elevação da CTBB em torno de 8% do PIB para o período 1995-2006 (ver gráfico 12).¹⁹ O comportamento sazonal parece determinado pelo componente impostos sobre renda, patrimônio e capital, cujos valores nominais mostraram elevações nos primeiros trimestres de todos os anos. Além disso, também contribuiu para a presença de sazonalidade o fato de o PIB trimestral, calculado pelo IBGE, ter apresentado seus menores valores nominais nos primeiros trimestres de cada ano. Quanto à trajetória crescente da carga tributária no período, os componentes "impostos sobre produtos", impostos sobre renda, patrimônio e capital e CPs parecem explicá-la em diferentes momentos.²⁰ A tabela 2 apresenta as variações observadas nas médias anuais (relativas aos quatro trimestres de cada ano) da carga tributária total e de seus componentes para os subperíodos 1995-1998, 1999-2002 e 2003-2007, caracterizados por distintos mandatos presidenciais e, principalmente, por diferentes medidas de política econômica.

GRÁFICO 12

Evolução da CTBB no período 1995-2007

(% do PIB)



Fonte: Autores, seguindo a metodologia de Dos Santos e Costa (2007).

19. Com base nas médias aritméticas anuais, referentes aos quatro trimestres de cada ano, a carga tributária bruta se encontrava no patamar de 26,6% do PIB em 1995. Em 2006, ela atingiu 34,5% do PIB.

20. O componente outros impostos ligados à produção representa uma pequena parcela da CTBB (perto de 4%) e apresentou uma pequena variação (inferior a 0,25% do PIB) em todo o período.

TABELA 2

Variações observadas nas médias anuais da carga tributária bruta total e de seus componentes nos subperíodos 1995-1998, 1999-2002 e 2003-2006

(valores em % do PIB).

Subperíodo	CTBB total*	Impostos sobre produtos	OILPs	Impostos sobre renda, patrimônio e capital	CPs
1995-1998	1,6	-1,2	0,1	1,5	1,2
1999-2002	3,2	1,0	0,1	1,9	0,3
2003-2006	2,4	0,4	0,2	0,8	1,0

Fonte: Elaboração dos autores a partir da metodologia exposta em Dos Santos e Costa (2007).

Nota: * A soma das variações para os três subperíodos não representa a variação total observada na carga tributária ou em seus componentes no período 1995-2006 uma vez que não foram consideradas as variações ocorridas em 1998-1999 e 2002-2003.

De acordo com os números acima, a CTBB bruta apresentou sua maior elevação (3,2% do PIB) no subperíodo 1999-2002. Este foi caracterizado pela adoção de metas formais de superávit primário para o setor público, a partir da assinatura do acordo com o Fundo Monetário Internacional no final de 1998. As maiores responsáveis pelo aumento da CTBB naquele subperíodo foram as arrecadações provenientes dos impostos sobre renda e patrimônio (elevação de 1,9% do PIB, percentual do qual pouco mais de 1/3 decorreu do aumento na alíquota da CPMF em 1999) e dos impostos sobre produtos (aumento de 1% do PIB).

O subperíodo 2003-2006, quando a carga tributária subiu 2,4% do PIB, se caracterizou pela continuidade da política de superávits primários, mas também por um cenário de relativo dinamismo macroeconômico (notadamente a partir de 2004). O principal responsável pelo aumento nesse subperíodo foi o componente contribuições à previdência (ainda que os impostos sobre a renda e o patrimônio também tenham subido significativamente), com elevação de 1% do PIB. Já o subperíodo 1995-1998, quando ocorreu o menor aumento na carga tributária em todo o período (1,6% do PIB),²¹ foi caracterizado pela ausência de metas fiscais.

2.6 QUAL A PARTICIPAÇÃO DAS EMPRESAS ESTATAIS FEDERAIS NO AUMENTO DA CTBB? ALGUMAS ESTIMATIVAS PRELIMINARES

A participação das estatais federais no aumento da carga tributária pode ser estimada a partir dos dados do Programa de Dispêndios Globais (PDG) dessas empresas, que é organizado pelo Departamento de Coordenação e Controle das Empresas Estatais (Dest), órgão do Ministério do Planejamento. O PDG identifica todas as despesas executadas pelas empresas do governo federal, inclusive seu recolhimento de tributos e contribuições sociais. O Manual Técnico de Orçamento do DEST (2005) indica que existem dois planos de contas diferentes para a contabilização do PDG: um para as instituições financeiras (IFs) e outro para as empresas do setor produtivo estatal (SPE). Nesses planos de contas, pudemos identificar duas rubricas associadas à carga tributária paga pelas empresas estatais: Tributos e Encargos Parafiscais (245000 no SPE e 845000 nas IFs) e Encargos Sociais (241600 no SPE e 841500 nas IFs). A primeira rubrica reúne as despesas com obrigações fiscais, sendo dividida em três tipos de tributos: *a*) sobre a receita – IPI/ICMS, ISS e PIS/Cofins; *b*) sobre o resultado – IR e CSLL; e *c*) os demais – IPTU, IPVA, Imposto sobre Transmissão de

21. Mesmo assim apenas se o dado das CPs de 1995 estiver correto (ver nota 14).

Bens Imóveis (ITBI), taxas e contribuições econômicas e sociais. A segunda rubrica engloba as contribuições patronais sobre a folha de pagamento, como INSS, FGTS, Sistema S e salário-educação, mas também outros encargos de natureza trabalhista, como 13^o salário e férias.

A fim de estimar quanto dessa última rubrica está relacionada aos itens tributários, construímos uma *proxy* a partir dos dados da folha de pessoal das empresas estatais, disponível em razoável grau de detalhamento no PDG. A *proxy* foi obtida pela multiplicação de uma alíquota de 31,1% sobre o montante de salário-base, horas-extras, comissões, gratificações e outros adicionais sujeitos ao pagamento de INSS, FGTS e contribuição ao Sistema S. O total obtido oscila entre 65% e 85% dos encargos sociais contabilizados no PDG. Os resultados obtidos estão apresentados na tabela 3, em valores correntes e como proporção do PIB.

Calculada dessa forma, a carga tributária paga pelas estatais cresceu de 2,16% do PIB para 3,73% do PIB entre 1995 e 2006, ou de 1,68% para 3,73%, se excluirmos os valores recolhidos pelo Sistema Telebrás entre 1995 e 1998 – que foi privatizado em 1998 e, portanto, excluído da série do PDG a partir de 1999. Ou seja, as empresas remanescentes do governo federal mais do que dobraram seus recolhimentos tributários ao longo do período considerado (sendo que a grande maior parte desse aumento se deu no segundo governo FHC), apresentando incremento de 2,05 pontos percentuais (p.p.) do PIB – cerca de 1/4 do aumento da CTBB verificado no mesmo período. Pela tabela 4, verificamos que os tributos pagos pela Petrobras responderam por quase 100% desse aumento de carga tributária; nos demais setores analisados, a carga tributária é praticamente constante. O peso da Petrobras no conjunto dos tributos e encargos pagos pelas estatais subiu de 62% em 1995 para 84% em 2006, de forma que estimamos que hoje o grupo já responde sozinho por cerca de 9% da CTBB.

Em 1995, por exemplo, os tributos sobre resultado (IR/CSLL) recolhidos pela Petrobras somavam insignificantes 0,03% do PIB; em 2006 atingiram a cifra de 0,52% do PIB. No caso dos demais tributos, a expansão foi de 0,97% do PIB para 2,55%, enquanto os encargos sociais permanecem constantes ao longo do tempo. Essas evidências mostram que parte do excedente de renda extraído pelo governo com os tributos pertence ao próprio setor público, na medida em que possamos considerar as estatais como integrantes desse setor, o que de certo modo relativiza os impactos reais do aumento da CTBB sobre o setor privado da economia.

TABELA 3

Evolução dos tributos e encargos sociais pagos pelas estatais federais

Classificação	1995	1996	1997	1998
1 - Tributos totais	12,342	16,094	21,207	21,501
1.1 - Tributos sobre a receita	7,141	10,289	11,196	11,780
1.2 - Tributos sobre o resultado	1,408	1,704	3,460	2,946
1.3 - Demais tributos	3,906	4,101	6,550	6,775
Encargos sociais	5,890	6,063	5,548	5,024
2 - Est. INSS/FGTS/SS	2,868	3,236	3,090	2,967
Total (1+2)	15,210	19,330	24,297	24,468
Total/PIB	2,16%	2,29%	2,59%	2,50%
Total/PIB (excluindo Telebrás)	1,68%	1,66%	1,86%	1,98%

(continua)

(continuação)

Classificação	1999	2000	2001	2002
1 - Tributos totais	17,707	27,959	38,609	52,683
1.1 - Tributos sobre a receita	12,793	19,778	27,046	38,581
1.2 - Tributos sobre o resultado	0,854	6,412	6,971	11,469
1.3 - Demais tributos	4,059	1,769	4,592	2,632
Encargos sociais	4,469	4,873	5,531	5,602
2 - Est. INSS/FGTS/SS	2,669	2,674	2,413	2,713
Total (1+2)	20,376	30,633	41,022	55,396
Total/PIB	1,91%	2,60%	3,15%	3,75%
Classificação	2003	2004	2005	2006
1 - Tributos totais	60,727	67,702	77,554	81,601
1.1 - Tributos sobre a receita	44,585	53,147	57,998	63,517
1.2 - Tributos sobre o resultado	13,592	11,849	16,677	14,651
1.3 - Demais tributos	2,549	2,706	2,879	3,433
Encargos sociais	6,225	7,371	8,651	9,514
2 - Est. INSS/FGTS/SS	3,094	4,027	4,595	5,120
Total (1+2)	63,821	71,729	82,149	86,721
Total/PIB	3,75%	3,69%	3,82%	3,73%

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do PDG.

TABELA 4

Evolução dos tributos pagos pelas empresas estatais federais (% do PIB)

Empresa	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Petrobras	1,05	1,12	1,27	1,44	1,35	1,94	2,48	2,74	2,98	3,02	3,03	3,13
Eletrobrás	0,17	0,09	0,15	0,10	0,19	0,20	0,23	0,38	0,20	0,20	0,17	0,14
Telebrás	0,47	0,63	0,73	0,52								
Demais SPE	0,19	0,18	0,11	0,13	0,12	0,10	0,12	0,16	0,13	0,13	0,12	0,12
Instituições financeiras	0,28	0,27	0,32	0,31	0,25	0,36	0,33	0,48	0,44	0,35	0,50	0,34
Total	2,16	2,29	2,59	2,50	1,91	2,60	3,15	3,75	3,75	3,69	3,82	3,73

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do PDG.

3 ESTIMATIVAS ECONÔMICAS

A literatura que tem como objetivo ajustar especificações econométricas aos dados das receitas do setor público brasileiro não é particularmente grande. Ainda assim, após uma pesquisa razoavelmente cuidadosa conseguimos encontrar vários textos com especificações explícitas sobre o assunto publicados nos últimos 12 anos, entre os quais, Piancastelli *et al.* (1996); Hernández (1998),²² Rodrigues (1999); Issler, Lima (2000); Carvalho (2001); Portugal, Portugal (2001); Melo (2001); Siqueira (2002); Guaragna, Mello (2002); Muinhos, Alves (2003); Bicalho (2005); e Mello (2005). É forçoso reconhecer, entretanto, que esses textos – muitos dos quais disponíveis apenas na forma de textos para discussão e/ou como teses de mestrado não publicadas – trabalham com definições, freqüências, níveis de agregação e metodologias bastante diferentes entre si.

A presente seção tem dois objetivos principais: em primeiro lugar, apresentamos um esforço preliminar de mapeamento da literatura econométrica sobre as receitas públicas brasileiras publicadas na última década (na subseção 3.1). Em segundo lugar,

22. A especificação de Hernández (1998) é utilizada também em Reis *et al.* (1999).

apresentamos (na subseção 3.2) algumas especificações econométricas da CTBB trimestral que temos utilizado na Coordenação de Finanças Públicas do Ipea.

3.1 BREVE RESENHA DA LITERATURA ECONOMÉTRICA RECENTE SOBRE AS RECEITAS PÚBLICAS BRASILEIRAS²³

Como mencionado anteriormente, as (relativamente poucas) “funções arrecadação tributária” estimadas e/ou calibradas para o Brasil são bastante diferentes entre si. Parece-nos útil, portanto, dividi-las em quatro grupos, quais sejam: “baseadas no método dos indicadores”, “keynesianas convencionais”, “a-teóricas” e “intertemporais”. A discussão a seguir se baseia nessa tipologia e, ao mesmo tempo, tenta explicá-la com mais detalhes.

3.1.1 Modelos Baseados no “Método dos Indicadores”

Começando pelo “método dos indicadores” – o termo é utilizado em Melo (2002, p. 35) – notamos que este consiste em prever a arrecadação de algum tributo no período presente pelo resultado da multiplicação da arrecadação desse tributo no período anterior por índices que representem a variação real e/ou nominal do montante associado ao “fato gerador” do tributo em questão e de sua alíquota. Por exemplo, Carvalho (2001, p. 36) propõe a seguinte fórmula de estimação da receita total da arrecadação do imposto de importação com as importações de petróleo (um subcomponente do “imposto sobre importação” que, por sua vez, é um dos “impostos sobre produtos” do IBGE):

$$IIP_t = IIP_{t-1} * (1 + \Delta \%MP) * (1 + \Delta \%AIIP) * (1 + \Delta \%e); \text{ onde}$$

IIP = Arrecadação do imposto sobre a importação de petróleo;

$\Delta \%MP$ = mudança percentual das importações totais de petróleo medidas em dólares;

$\Delta \%AIIP$ = mudança percentual da alíquota percentual do imposto sobre importação de petróleo; e

$\Delta \%e$ = mudança percentual no valor da taxa de câmbio nominal.

Dado que baseadas em identidades contábeis, as equações de modelos fundamentados no método dos indicadores estão sempre certas *ex-post*. O principal problema desse método, naturalmente, é sua má performance preditiva ou, de outro modo, a dificuldade de calibrar seus parâmetros *ex-ante*. Da equação acima, fica claro, por exemplo, que a previsão da arrecadação do imposto sobre as importações de petróleo no período t será tanto melhor quanto melhores forem as previsões das importações totais de petróleo medidas em dólares, da taxa de câmbio nominal e da alíquota do imposto de petróleo nesse período. Na prática não se tem como saber nenhuma dessas informações antes do período $t+1$ (quando o dado sobre o período t é publicado), de modo que alguma previsão tem que ser feita sobre o valor desses parâmetros, geralmente com base em procedimentos *ad-hoc*, tal como assumir que os mesmos não mudarão em relação a $t-1$.

23. Uma versão preliminar dessa seção foi publicada em Dos Santos e Ribeiro (2007).

Em nossa opinião, o mais representativo trabalho baseado no método dos indicadores é o modelo de Carvalho (2001), que trabalha com, literalmente, dezenas de desagregações das receitas da União,²⁴ tratando as receitas de estados e municípios como exógenas. Esta é, pois, uma referência crucial para qualquer pesquisador interessado em compreender em detalhe a estrutura da arrecadação tributária brasileira (por volta de 2001). Por outro lado, o uso do modelo de Carvalho para previsões requer que muitas dezenas de parâmetros exógenos sejam estimados – geralmente de modo arbitrário –, de forma que as previsões resultantes do modelo necessariamente embutem muitas dezenas de erros (de maior ou menor importância). Assim, o desempenho preditivo do modelo de Carvalho (2001) é provavelmente muito inferior ao de modelos bastante mais simples e até mesmo a-teóricos (ver abaixo),²⁵ sendo sua utilização potencialmente mais fértil como instrumento de elaboração de “cenários” (obtidos através de combinações de variáveis exógenas).²⁶

3.1.2 Modelos Keynesianos Convencionais

Seguindo adiante, notamos que, por modelos “keynesianos convencionais”, entendemos modelos que se preocupam em ajustar equações econométricas para as receitas governamentais – geralmente tributárias – como funções do montante do “fato gerador” das mesmas (geralmente aproximado pelo PIB ou por algum componente desse último) e, com frequência, também da taxa de inflação. O efeito esperado do PIB é positivo,²⁷ enquanto o da inflação é ambíguo, porque dependerá da forma precisa de indexação dos níveis nominais de incidência de alíquotas, velocidade de arrecadação dos impostos etc (TANZI, 1977). Assim, é de se supor que a inflação afete as receitas públicas de modos diferentes em contextos diferentes, de maneira que é comum a utilização de modelos de “coeficientes variáveis” para a elasticidade-inflação das receitas correntes do governo (como em HERNÁNDEZ, 1998; PORTUGAL; PORTUGAL, 2001). E como os seguidos “pacotes fiscais” podem alterar também a elasticidade-renda das receitas tributárias ao logo do tempo, a hipótese de coeficientes variáveis se justifica também para essa última variável (PORTUGAL; PORTUGAL, 2001).

Os textos de Portugal e Portugal (2001) e Hernández (1998) foram elaborados (independentemente) mais ou menos ao mesmo tempo, utilizando-se o mesmo

24. Por exemplo, Carvalho (2001) desagrega as receitas obtidas com o imposto de renda em “pessoas físicas”, “pessoas jurídicas” e “retido na fonte”, além das multas. A receita com o IRRF, por sua vez, é dividida em “rendimentos do trabalho”, “rendimentos do capital”, “remessas de lucro no exterior” e “demais rendimentos”. Finalmente, as receitas com o IRRF incidente sobre os rendimentos do trabalho são desagregadas em “incidentes sobre os salários dos funcionários públicos” e sobre “os salários dos empregados do setor privado”.

25. Carvalho 2001, p.34) aparentemente discorda desse ponto, argumentando que a “aderência à realidade” de modelos altamente desagregados assumindo “equações de comportamento bastante simples (...), revela-se, em geral, bastante mais adequada do que ocorre na maioria das vezes em que são adotados modelos simplificados, cujo principal determinante é o produto interno bruto”.

26. Mesmo assim, deve-se tomar cuidado na análise de quão robustas são as conclusões do modelo à pequenas variações nas combinações das variáveis exógenas adotadas.

27. Como apontam Portugal e Portugal (2001) “[...] [os] tributos são afetados pelas variações na renda real na medida em que estas variações geram alterações na base tributária. Portanto, os tributos diretos, como o imposto de renda, serão maiores se houver um crescimento nos salários e nos lucros reais. Por sua vez, impostos indiretos, como o IPI e o ICMS, aumentarão com o nível de atividade da economia. Por tudo isto, espera-se então que um aumento no produto gere um aumento nos impostos”.

instrumental econométrico, isto é, a estimação por meio de estimadores de máxima verossimilhança de modelos de coeficientes variáveis através do chamado “filtro de Kalman”. Essas semelhanças não são, obviamente, mera coincidência. Por um lado a técnica econométrica utilizada foi em grande parte determinada pelas especificidades do diagnóstico teórico, isto é, pela hipótese de que as relações em questão estariam submetidas a seguidas quebras estruturais. Por outro lado, é sintomático que ambos os estudos tenham aparecido no período imediatamente após o Plano Real. Com efeito, e a despeito de toda a retórica modernizadora da época, tal período foi marcado por uma aguda piora das contas públicas (GIAMBIAGI, 2006), e ambos – Hernández (1998) e Portugal e Portugal (2001) – apresentam evidências de que uma das causas dessa piora era o fato de o governo ter deixado de ser “sócio da inflação”, por assim dizer.

TABELA 5

Descrição dos estudos de Hernández (1998) e Portugal e Portugal (2001)

A - Portugal e Portugal (2001). Dados Trimestrais 1980:1-1997:3	B - Hernández (1998). Dados Anuais: 1951-1995
Variáveis Estudadas	
Receitas Correntes Totais da União	Receitas Correntes Líquidas Totais das Administrações Públicas (1) = (2)+(3) +(4)+(5)+(6)
Imposto de Renda (IR)	IR (2)
Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI)	IPI (3)
Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS)	ICMS (4)
-	“Outros Tributos” (5)
	“Outras Receitas Correntes Líquidas”* (6)
Modelos Utilizados	
$\ln(T_t/P_t) = \mu_t + \gamma_t + \alpha_1 \ln y_t + \alpha_2 \ln(P_t/P_{t-1}) + \alpha_3 \ln(P_t) + \varepsilon_t$ onde μ é a tendência estocástica, γ é a sazonalidade, e T é a arrecadação do tributo relevante. Ou seja, o modelo acima difere do modelo de Hernández ao lado por (i) assumir que α_1 é variável; (ii) incluir o nível de preços além da inflação como variável explicativa, e (iii) ter que tratar com questões sazonais (por ser trimestral). A tendência e a sazonalidade têm as seguintes especificações funcionais: $\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + v_t$ $\beta_t = \beta_{t-1} + \delta_t + e$ $\gamma_t = -\sum_{j=1}^4 \gamma_{t-j} + \omega_t$ onde v_t , δ_t e ω_t são todos ruídos brancos.	$Z_t = F(Y_t, \Pi_t) = A_t Y_t^{\alpha} \Pi_t^{\beta}$ ou, aplicando-se logs dos dois lados: $\ln(Z_t) = \ln(A_t) + \alpha \ln(Y_t) + \beta \ln(\Pi_t)$ que seria um modelo log-linear básico (onde Z_t é o imposto relevante medido em termos reais) se não fosse o fato de que ambos o termo constante acima [i.e. $\ln(A_t)$] e o coeficiente da inflação [i.e. β] são modelados como variáveis, ao longo do tempo, i.e. como modelos auto-regressivos de ordem (1) com erros não auto-correlacionados e não correlacionados entre si. Modelo MA(6) para as “Outras Receitas Correntes Líquidas”

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: * Ou seja, “Outras Receitas Correntes Brutas” menos “Outras Despesas de Transferências”.

As diferenças entre os dois textos são consideráveis, entretanto (ver tabela 5). Mais obviamente, Hernández (1998) – cujo trabalho visava subsidiar a construção do modelo anual de Reis *et. al.* (1999) – utiliza dados anuais entre 1951 e 1995 (45 observações, portanto) para as receitas das administrações públicas (isto é, União, estados e municípios), enquanto que Portugal e Portugal (2001) trabalham com dados trimestrais para o período 1980:1-1997:3 (71 observações, portanto) para as receitas da União apenas. Além disso, Hernández supõe que as elasticidades-renda dos vários tipos de receitas correntes do setor público permanecem constantes, enquanto Portugal e Portugal supõem que ambas as elasticidades renda e inflação desses últimos podem variar no tempo.

Métodos alternativos ao uso do filtro de Kalman para o tratamento da inconstância paramétrica das funções de tributação são discutidos em Rodrigues

(1999), que, seguindo Choudry (1975), propõe a utilização do índice de Divisia para dividir o crescimento anual da arrecadação tributária brasileira no período 1975-1997 em um componente devido ao crescimento das bases de arrecadação propriamente ditas e outro componente devido a mudanças discricionárias na arrecadação tributária (como mudanças de alíquotas, faixas de incidência etc). Tal procedimento permite a Rodrigues calcular as elasticidades-renda “puras” (isto é, calculadas controlando-se pelo efeito das mudanças discricionárias na legislação tributária) e “impuras” (calculadas sem que se controle por essas mudanças) dos principais tributos federais e do ICMS no período 1975-1997, ainda que a qualidade dos resultados econométricos encontrados certamente tenha sido prejudicada pela pequena amostra utilizada (apenas 23 observações).

Piancastelli, Perobelli e Mello (1996), em estudo com o foco apenas no Imposto de Renda (IR), também notam que o estudo das elasticidades tributárias a partir de séries de tempo deve necessariamente levar em consideração o problema da inconstância paramétrica. Partindo do princípio de que as quebras estruturais são relativamente menos importantes quanto menor a série de tempo utilizada, os autores propõem contornar esse problema utilizando dados de arrecadação do IR e do PIB de todos os estados brasileiros no (pequeno) período 1990-1995. Curiosamente, entretanto, a elasticidade-renda do IR encontrada com os dados de painel mencionados se mostrou bastante próxima da obtida com a aplicação de estimadores de mínimos quadrados ordinários a séries históricas da arrecadação do IR e do PIB para o período 1966-1995 (30 observações, portanto).

Naturalmente, a hipótese de coeficientes variáveis não é obrigatória em modelos keynesianos. Muinhos e Alves (2003), por exemplo, trabalham com a hipótese de coeficientes constantes por adotarem uma amostra pequena (os dados utilizados são trimestrais entre 1996:1 e 2002:2, isto é, 22 observações) e, portanto, com poucas quebras estruturais – passíveis, assim, de serem tratadas com a utilização de variáveis *dummy* convencionais de nível e impulso. O texto de Muinhos e Alves se destaca ainda por estimar funções “keynesianas convencionais” com dados das contas nacionais e sem utilizar a inflação como variável explicativa. Com efeito, os autores estimam tanto os impostos totais (T^t) quanto os impostos diretos (T^d)²⁸ como função do PIB, de um termo auto-regressivo e de *dummies* – tanto as sazonais β_j , por conta dos dados trimestrais, quanto as de pulso/nível (ver abaixo).

$$T_t^i = \alpha_0 + \alpha_1 T_{t-1}^i + \sum_{(j=1..3)} \beta_j Y_{t-j} + \alpha_2 D_{99} + \alpha_3 D_{97:4} + \varepsilon_t \quad [\text{com } i = t \text{ (total) e } d \text{ (direto)}]^{29}$$

3.1.3 Modelos “a-teóricos”

Quanto aos modelos “a-teóricos”, são denominados dessa forma aqueles modelos que utilizam abordagens estritamente estatísticas – notadamente a proposta por Box e Jenkins (1970) – a fim de prever a trajetória futura de uma determinada variável (no caso, algum tipo de imposto ou contribuição ou agregação desses últimos) a partir de dados (usualmente mensais) sobre a trajetória passada recente da mesma. Note-se que

28. Infelizmente, Muinhos e Alves não deixam clara a fonte das variáveis que utilizam. Como vimos acima, a única variável “de impostos” diretamente disponível nas contas nacionais trimestrais é o valor dos “impostos sobre produtos”.

29. Ou seja, Muinhos e Alves identificam uma quebra estrutural em 1999 (e daí o uso da *dummy* “de nível” D_{99}) e um *outlier* no quarto trimestre de 1997 (e daí o uso da *dummy* “de pulso” $D_{97:4}$).

a aplicação desses métodos prescinde inteiramente de considerações teóricas sobre outras variáveis que possam estar afetando a dinâmica tanto passada quanto futura da variável cujo comportamento se quer prever, e daí o adjetivo. Exemplos de modelos desse tipo, agraciados com um prêmio específico criado pela Secretaria do Tesouro Nacional a fim de incentivar sua produção, são Melo (2002, Siqueira (2003), Guaragna e Mello (2003).

Começando por Guaragna e Mello (2003), notamos que o cerne do estudo é a apresentação de um método de estimação da receita do ICMS para o Rio Grande do Sul. Na segunda parte do texto, entretanto, os autores apresentam previsões também para 11 outros estados da federação e para o Brasil como um todo. Uma peculiaridade desse trabalho é o fato de adotar procedimentos estatísticos notoriamente dominados pelos propostos por Box e Jenkins (SIQUEIRA, 2003). Nesse sentido, o trabalho de Melo (2002) é mais convencional, por assim dizer. Com efeito, nas duas primeiras partes desse último texto, Melo apresenta um competente e útil resumo das técnicas básicas associadas à utilização da abordagem de Box e Jenkins (1970) e do “método dos indicadores” historicamente utilizado pela Receita Federal para prever a receita total de uma série de tributos e contribuições. Na terceira parte, Melo discute várias medidas de “acerto” em previsões e mostra que a utilização da abordagem de Box e Jenkins, isoladamente ou combinada a outros métodos estatísticos, leva a resultados bem melhores do que o “método dos indicadores” no caso de um tributo em especial, o IR.

O texto de Siqueira (2003) é talvez o mais importante dessa literatura. Com efeito, começa notando que a abordagem de Box e Jenkins (1970) não somente evolui de uma longa sucessão de métodos de previsão mais simples, determinísticos e/ou estocásticos, como pode ser significativamente aperfeiçoada com a introdução da técnica de “variações de calendário”. Na segunda parte do texto, Siqueira (2002) utiliza a abordagem Box e Jenkins com e sem variações de calendário, dependendo do caso, para apresentar previsões para uma longa lista de (desagregações de) impostos e contribuições “sob o controle da Receita Federal”, além do ICMS.³⁰ Como seria de se esperar, os resultados obtidos por Siqueira revelaram-se superiores aos de Guaragna e Melo. no caso do ICMS, e aos de Melo no caso do IR.

3.1.4 Modelos “intertemporais”

Conquanto úteis como instrumentos de previsão, modelos a-teóricos não nos levam muito longe na hora de explicar por que as coisas acontecem. Por outro lado, modelos keynesianos convencionais tais como os discutidos acima – com suas duas variáveis explicativas básicas – podem não ser totalmente satisfatórios enquanto explicações das receitas do setor público. Uma quarta família de modelos que pode auxiliar na montagem do quebra-cabeça, por assim dizer, é composta por modelos “inter-temporais”.

30. Essa lista inclui vários dos impostos e contribuições descritos na seção 2, além do Imposto Territorial Rural, contribuições para a seguridade dos servidores e para o Fundo de Desenvolvimento da Agricultura Familiar (Fundaf) e desagregações do IPI e do IR.

Por modelos “intertemporais” entendemos modelos que buscam explicar a dinâmica dos fluxos das receitas (e dos gastos) correntes do governo a partir de considerações sobre as implicações dinâmicas desses fluxos sobre o endividamento público. Em particular, durante os anos 1990, consolidou-se uma influente literatura propondo vários “testes de sustentabilidade da dívida pública” baseados no fato de que o respeito à “restrição intertemporal do governo” implica restrições não triviais à dinâmica conjunta da dívida, dos gastos e das receitas públicas (e.g. HAKKIO e RUSH, 1991; BOHN, 1991 e 1998). Intuitivamente, os gastos não podem se “descolar” das receitas por prazos prolongados e o superávit primário tem que eventualmente reagir a aumentos do endividamento público para que a sustentabilidade da dívida pública possa ser garantida. Vários textos recentes (e.g. ISSLER; LIMA, 2001; MELLO, 2005; BICALHO, 2005) procuraram aplicar esses testes aos dados brasileiros, geralmente concluindo pela sustentabilidade da dívida pública, seja do Governo Central, seja do setor público consolidado. Mais precisamente, relações de co-integração foram encontradas entre várias definições de gastos e receitas públicas brasileiros e entre medidas do superávit primário e da dívida líquida tanto do Governo Central como do setor público consolidado – implicando que as autoridades fiscais “reagem” a choques na dívida pública de modo a manter a sustentabilidade intertemporal das contas públicas. Ademais, a dificuldade de se cortar gastos públicos correntes em uma sociedade como a brasileira – democrática e caracterizada por uma enorme demanda reprimida por serviços públicos de todos os tipos – faz com que esse ajustamento seja dado primordialmente pelo lado das receitas (GIAMBIAGI, 2006).

3.2 ESTIMATIVAS ECONOMÉTRICAS PROPRIAMENTE DITAS

Nessa seção investigamos o comportamento agregado da CTBB no período entre o primeiro trimestre de 1995 e o terceiro trimestre de 2007. Especificações econométricas mais desagregadas – dos principais componentes e tributos da CTBB – serão apresentadas em um trabalho posterior, atualmente em elaboração.

A perspectiva teórica implícita nas especificações econométricas apresentadas nessa seção é uma combinação dos modelos keynesianos e intertemporais discutidos acima. Mais precisamente, partimos do pressuposto de que a CTBB (medida a preços constantes) deveria ser correlacionada com o PIB (tomado como *proxy* do fato gerador dos vários tributos), a inflação e a dívida líquida do setor público (DLSP). Ademais, acreditamos ser lícito supor que as relações porventura existentes entre as variáveis em questão foram submetidas a importantes quebras estruturais no período 1995-2007, tanto em decorrência das seguidas mudanças na legislação tributária, ocorridas ao longo desses anos, como do fato de a economia ter apresentado diferentes “regimes” nesse período (seja por conta das mudanças de política econômica em diferentes mandatos presidenciais e/ou da ocorrência de momentos de “crise”, como em 1999 e no biênio 2002-2003, e de “relativa tranquilidade”, como no período após 2004).

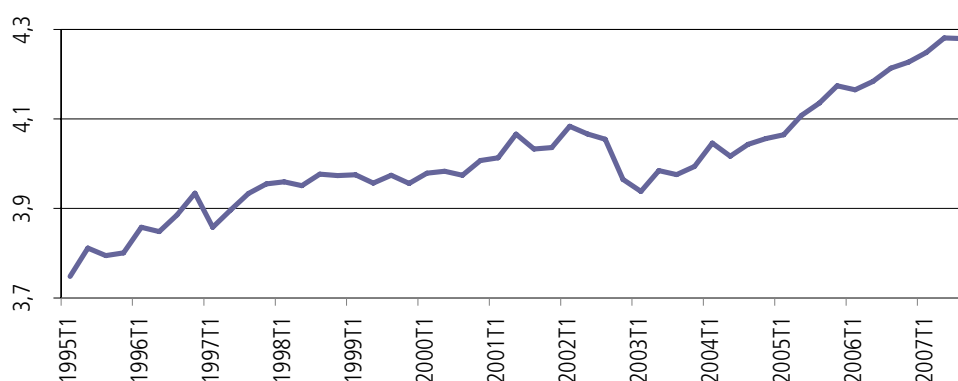
Tal como mencionado nas seções anteriores, a série da CTBB utilizada neste trabalho tem periodicidade trimestral, sendo calculada segundo a metodologia exposta em Dos Santos e Costa (2007) e deflacionada pelo Índice Geral de Preços-

Disponibilidade Interna (IGP-DI), calculado pela Fundação Getulio Vargas (FGV). A série do PIB trimestral refere-se ao índice de volume das contas nacionais trimestrais do IBGE. As séries da CTBB e do PIB foram dessazonalizadas pelo método X-11 multiplicativo³¹ e tomadas em logaritmo. O IGP-DI também é a medida de inflação utilizada neste trabalho. Finalmente, a série mensal da DLSP, medida como percentagem do PIB, foi obtida no Sistema Gerador de Dados do Banco Central do Brasil (SGS-BCB).

A estratégia econométrica adotada neste trabalho consistiu de uma combinação eclética de diversas técnicas de séries de tempo (lineares e não-lineares). Nosso ponto de partida foi tentar identificar a ordem de integração das séries utilizadas, tarefa difícil, dadas as fortes evidências de existência de quebras estruturais nas séries em questão (sobre esse ponto, ver PERRON, 1989; ZIVOT; ANDREWS, 1992; FRANCES; HALDRUP, 1994; e LEYBOURNE; MILLS; NEWBOLD 1998, *inter alia*). Apenas a série da inflação se mostrou estacionária quando da aplicação dos testes de Dickey-Fuller, aumentado (ver DICKEY; Fuller, 1979) e KPSS (ver KWIATKOWSKI *et al.*, 1992) a várias subamostras dos dados.³² Os gráficos das séries da DLSP, do PIB e da CTBB – cujas ordens de integração aparentam ser I(1) – aparecem abaixo.

GRÁFICO 13a

Carga Tributária Bruta (em % do PIB, c/ ajuste sazonal e em log)

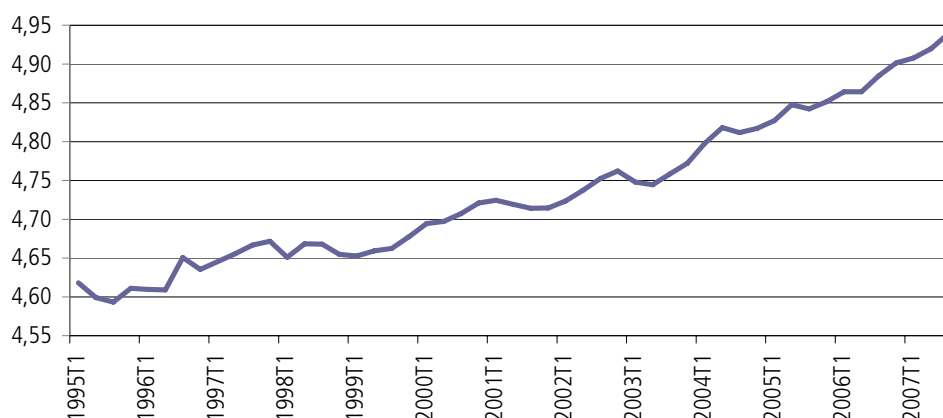


Fonte: Cálculos dos autores.

31. Quantitative Micro Software (2001) é, novamente, uma boa fonte para detalhes sobre esse método.

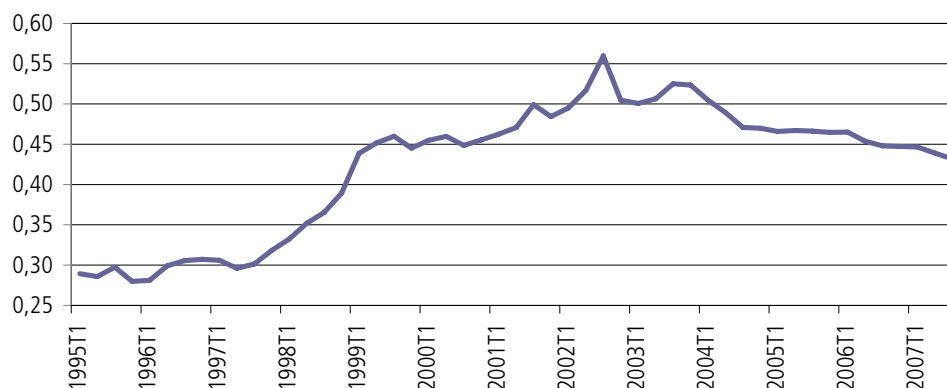
32. Por motivos de espaço não publicamos aqui os resultados dos testes de raiz unitária. Mas esses resultados estão à inteira disposição dos leitores que se dispuserem a entrar em contato conosco.

GRÁFICO 13b

PIB (Índice de volume, c/ ajuste sazonal e em log)

Fonte: Contas Nacionais Trimestrais e cálculos dos autores.

GRÁFICO 13c

Dívida Líquida do Setor Público (% do PIB)

Fonte: Banco Central do Brasil.

3.2.1 Análise de co-integração convencional

Uma vez que essas três séries se mostraram, pelo menos a princípio, compatíveis com a hipótese de raiz unitária, partimos para a aplicação das técnicas de co-integração convencionais, notadamente os procedimentos de Engle e Granger (1987) e Johansen (1991) – mesmo reconhecendo que os mesmos são questionáveis na presença de quebras estruturais (sobre esse ponto, ver Gregory e Hansen, 1996 e Leybourne e Newbold, 2003). As evidências dos testes de Engle-Granger, apresentados nas duas primeiras linhas de resultados da Tabela 6, são animadoras quanto à possibilidade de existência de um vetor de co-integração envolvendo as séries da CTBB e do PIB, e apontam uma elasticidade-renda da carga tributária superior a 1 no período considerado. No caso dos resultados obtidos pelo procedimento de Johansen (apresentados na terceira e quarta linhas de resultados da tabela 6), a evidência é mais favorável à existência de um vetor de co-integração envolvendo a CTBB, o PIB e a DLSP, embora o coeficiente desta última tenha se mostrado próximo de zero em

ambas as especificações abaixo. Novamente, o coeficiente estimado para o PIB mostrou-se maior do que 1.

TABELA 6

Resultados dos testes de co-integração convencionais³³ CT e DLSP denotam, respectivamente, as séries da carga tributária bruta e da dívida líquida do setor público

Teste	Especificação	Resultado	Possível Relação de Co-integração (estatísticas t entre parênteses)
Engle e Granger	CT= f(PIB, DLSP)	-3.39 (hipótese nula de não co-integração rejeitada ao nível 15%)	CT = -1,49 + 1,15 PIB + 0,08 DLSP (-3,62) (12,46) (0,77)
Engle e Granger	CT= f(PIB)	-3.49 (hipótese nula de não co-integração rejeitada ao nível de 5%)	CT = -1,67 + 1,20 PIB (-4,85) (16,53)
Johansen	VAR de partida de ordem 1 em CT, PIB e DLSP. Resíduos apresentam autocorrelação de ordem 3, não-normalidade e heteroscedasticidade. A aplicação dos testes de Chow (isto é, sample split e break point) apontaram quebras estruturais (instabilidade paramétrica) no VAR nos anos de 1999, 2002 e 2005.	Rejeição da hipótese nula de não co-integração ao nível de 1% pelas estatísticas traço e de autovalor máximo (supondo equação de co-integração com intercepto e sem tendência).	Equação normalizada: CT = 2,87 + 1,47 PIB - 0,15 DLSP (11,60) (-1,10) Obs: Na estimativa posterior do modelo VEC, que contém a equação normalizada defasada em um período como termo de correção de erros, este se mostrou estatisticamente significativo apenas nas equações da carga tributária e da dívida pública, sugerindo que o PIB é fracamente exógeno.
Johansen	VAR de partida de ordem 1 em CT, PIB e DLSP. Ausência de autocorrelação e heteroscedasticidade nos resíduos. Porém, os mesmos se mostraram não-normais. A aplicação dos testes de Chow" isto é, "sample split e break point) apontaram quebras estruturais (instabilidade paramétrica) no VAR nos anos de 1999 e 2002.	Rejeição da hipótese nula de não co-integração ao nível de 10% pela estatística traço (supondo equação de co-integração com intercepto e sem tendência).	Equação normalizada: CT = 1,57 + 1,18 PIB (7,75) Obs: Na estimativa posterior do modelo VEC, que contém a equação normalizada defasada em um período como termo de correção de erros, este se mostrou estatisticamente significativo apenas nas equações da carga tributária, sugerindo que o PIB é fracamente exógeno.

Fonte: Elaboração dos autores.

Tendo os modelos vetoriais auto-regressivos (VAR) que serviram de base à aplicação do procedimento de Johansen se mostrado frequentemente instáveis – no sentido preciso de que não conseguimos rejeitar a hipótese de quebras estruturais nesses modelos quando os submetemos a testes de Chow com valores críticos ajustados para pequenas amostras por procedimentos de *bootstrapping* (CANDELON; LUTKEPOHL, 2000) – propusemo-nos a investigar a possibilidade da existência de mais de um “regime” para as relações estimadas de três maneiras diferentes. Inicialmente, rodamos os testes de co-integração convencionais para subamostras selecionadas de nossos dados (a despeito do pequeno tamanho das mesmas). Em segundo lugar, e dadas as evidências em favor da existência de um único vetor de co-integração entre as variáveis em questão, investigamos a

33. O teste de Engle e Granger foi realizado *no software* RATS versão 6.0 utilizando o procedimento EGTEST.SRC disponível gratuitamente em www.estima.com (o número de *lags* da regressão do teste foi escolhido pelo critério de Schwarz). O teste de Johansen foi realizado no *software* E-Views versão 5.0. Os testes de Chow com valores críticos ajustados para pequenas amostras (por procedimento de *bootstrap*) foram realizados no *software* J-Multi versão 4.15.

possibilidade de quebra nessa relação de co-integração adotando o teste de co-integração com quebra estrutural proposto por Gregory e Hansen (1996). Em terceiro lugar, investigamos a possibilidade de que modelos Markov-Switching – modelos que assumem explicitamente a existência de múltiplos regimes nos dados, com probabilidades de transição entre esses últimos, dadas por cadeias de Markov (ver HAMILTON, 1989 e 1994; e KROLZIG, 1997) – pudessem se ajustar melhor aos dados do que os modelos anteriores.

3.2.2 Análise de co-integração com quebras estruturais

Ainda que a qualidade dos resultados da tabela 7 seja prejudicada pelo pequeno tamanho das amostras utilizadas – mesmo levando-se em consideração a propriedade de “super-consistência” dos estimadores de mínimos quadrados ordinários nesse caso –, os mesmos nos parecem bastante úteis. Com efeito, e como seria de se esperar à luz das evidências de quebras estruturais expostas acima, as estimativas das relações de co-integração por mínimos quadrados ordinários em sub-amostras representativas se mostraram significativamente diferentes entre si. Ademais, o *timing* das quebras estruturais verificados nos testes de co-integração de Gregory-Hansen se mostrou perfeitamente compatível com a idéia de que as crises cambiais de 1999 e 2002 (e a concomitante elevação da DLSP nesses anos) levaram a importantes mudanças na política tributária (GIAMBIAGI, 2006). Tomados em conjunto, os resultados abaixo parecem indicar uma elevação da elasticidade-PIB da carga tributária no período Lula; e uma diminuição da elasticidade-dívida dessa última variável nesse mesmo período.

TABELA 7

Evidências de quebras estruturais na relação de co-integração³⁴ CT e DLSP denotam, respectivamente, as séries da carga tributária bruta e da dívida líquida do setor público

Teste/ Amostra	Especificação	Resultado	Possível(is) Relação(ões) de Co-integração
Engle e Granger (1995-2002)	CT= f(PIB, DLSP)	-3,38 (hipótese nula de não co-integração rejeitada ao nível 15%)	CT = -0,61 +0,94 PIB + 0,38 DLSP
Engle e Granger (1999-2007)	CT= f(PIB, DLSP)	-2,49 (hipótese nula de não co-integração não rejeitada)	CT = -0,53+ 1,03 PIB – 0,66 DLSP
Engle e Granger (1995-2002)	CT= f(PIB)	-3,49 (hipótese nula de não co-integração rejeitada ao nível 6%)	CT = -3,49 +1,59 PIB
Engle e Granger (1999-2007)	CT= f(PIB)	-2,03 (hipótese nula de não co-integração rejeitada)	CT = -1.1 + 1,08 PIB
Gregory e Hansen (1995-2007)	CT= f(PIB, DLSP)	-5.51 (hipótese nula de não co-integração não rejeitada a 5%). Quebra estrutural estimada em 2002:3.	CT = -0,61 +0,94 PIB + 0,38 DLSP (antes da quebra); e CT = -4,94 +1,86 PIB + 0,07 DLSP (depois da quebra).

(continua)

34. Os testes de Engle e Granger e Gregory e Hansen foram realizados no *software* RATS versão 6.0 utilizando os procedimentos EGTEST.SRC e GREGORYHANSEN.SRC disponíveis gratuitamente em www.estima.com (o número de *lags* da regressão do teste Engle e Granger foi escolhido pelo critério de Schwarz).

(continuação)

Teste/ Amostra	Especificação	Resultado	Possível(is) Relação(ões) de Co-integração
Gregory Hansen (1995-2002)	e CT= f(PIB, DLSP)	-5.52 (hipótese nula de não co-integração não rejeitada a 5%). Quebra estrutural estimada em 2000:3.	Indisponível em virtude do pequeno número de observações entre quebras.
Gregory Hansen (1999-2007)	e CT= f(PIB, DLSP)	-5.71 (hipótese nula de não co-integração não rejeitada a 5%). Quebra estrutural estimada em 2002:3.	Indisponível em virtude do pequeno número de observações entre quebras.
Gregory Hansen (1995-2007)	e CT= f(PIB)	-6.44 (hipótese nula de não co-integração não rejeitada a 1%). Quebra estrutural estimada em 2002:3.	CT = -3,49 +1,59 PIB (antes da quebra); e CT = -4,76 +1,83 PIB (depois da quebra).
Gregory Hansen (1995-2002)	e CT= f(PIB)	-5.41 (hipótese nula de não co-integração não rejeitada a 5%). Quebra estrutural estimada em 1998:2.	Indisponível em virtude do pequeno número de observações entre quebras.
Gregory Hansen (1999-2007)	e CT= f(PIB)	-5.14 (hipótese nula de não co-integração não rejeitada a 5%). Quebra estrutural estimada em 1999:1.	Indisponível em virtude do pequeno número de observações entre quebras.

Fonte: Elaboração dos autores.

3.2.3 Modelos de múltiplos regimes

A análise dos determinantes da carga tributária por meio do uso de técnicas não-lineares de séries de tempo teve como ponto de partida a especificação de um modelo *Markov Switching* onde a CTBB foi analisada em função de seus valores defasados e de defasagens do PIB e da DLSP – com o duplo propósito de evitar problemas com regressões espúrias (GRANGER; NEWLBOD, 1974) e com a endogeneidade das variáveis em questão. A principal característica dos modelos *Markov Switching* é a dependência de seus parâmetros em relação a uma variável de regime ou estado, cuja dinâmica é descrita por um processo ergódico de Markov. O processo de estimação desses modelos é feito de maneira iterativa e envolve, além dos parâmetros convencionais, a estimativa de probabilidades de transição/permanência entre os diversos estados. Além disso, o cálculo de probabilidades condicionadas (filtradas e suavizadas) para cada um dos regimes em cada período de tempo permite a datação dos mesmos, de modo que é possível identificar o regime predominante a cada instante (ver KROLZIG, 1997 para maiores detalhes sobre as propriedades e o processo de inferência dos modelos *Markov Switching* multivariados). Assim, utilizando a estratégia de modelagem conhecida como *bottom-up* (ver KROLZIG, 1997, cap. 7), e a escolha de dois regimes,³⁵ chegamos a uma especificação com duas defasagens para cada regressor³⁶ em que todos os parâmetros convencionais do modelo estão sujeitos à mudança de estado. A tabela 8 apresenta os resultados.

35. A decisão quanto ao número de regimes é crítica em modelos MS (KROLZIG, 1997, cap.7), uma vez que a teoria padrão não fornece testes estatísticos a respeito do número de regimes em uma cadeia de Markov. Ademais, quanto maior o número de regimes, menor é a precisão das estimativas dos parâmetros.

36. A especificação com duas defasagens se mostrou mais adequada em relação à especificação com uma defasagem, segundo os critérios de seleção de Akaike e Hannan-Quinn.

TABELA 8

Modelo Markov Switching estimado para a carga tributária³⁷. *CT e DLSP denotam, respectivamente, as séries da carga tributária bruta e da dívida líquida do setor público

Regime 1: Coeficientes	Estimativas	Erros-padrão	Estatística t
Intercepto	-2,67	0,72	-3,69
CT (-1)	-0,14	0,19	-0,75
CT (-2)	-0,08	0,13	-0,56
PIB (-1)	2,16	0,38	5,67
PIB (-2)	-0,55	0,33	-1,67
DLSP (-1)	0,55	0,29	1,90
DLSP (-2)	-0,88	0,32	-2,80
Erro-padrão do resíduo	0,02		
Regime 2: Coeficientes	Estimativas	Erros-padrão	Estatística t
Intercepto	-0,66	0,24	-2,69
CT (-1)	0,33	0,18	1,84
CT (-2)	0,31	0,15	2,05
PIB (-1)	0,26	0,29	0,91
PIB (-2)	0,19	0,32	0,58
DLSP (-1)	-0,63	0,25	-2,59
DLSP (-2)	0,60	0,23	2,57
Erro-padrão do resíduo	0,01		
Probabilidades de transição**			
p_{11}	0,89	p_{12}	0,11
p_{21}	0,04	p_{22}	0,96

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: * Teste LR rejeitou a hipótese nula de linearidade ao nível de significância de 1%.

** As probabilidades incondicionais e as durações médias dos regimes 1 e 2 foram, respectivamente, (0,27 e 0,73) e (8,9 e 24,3 trimestres).

Os dois regimes do modelo estimado podem ser caracterizados por diferenças na influência que o PIB e as defasagens da CTBB exercem sobre essa última variável. No regime 1, o coeficiente estimado para a primeira defasagem do PIB é relativamente alto (2,16) e estatisticamente significativo, enquanto as defasagens da carga tributária não se mostram significativas. Já o regime 2 apresenta uma situação contrária. A CTBB é influenciada de forma positiva por suas defasagens e o impacto do PIB é menos relevante (coeficientes estimados positivos, embora não-significativos e de magnitudes bem menores em relação ao regime 1). Quanto à influência da DLSP, verifica-se que os coeficientes estimados para as suas duas defasagens (estatisticamente significativos) apresentam sinais opostos nos dois regimes. Contudo, o efeito líquido (negativo) da DLSP, medido pela soma dos valores dos coeficientes estimados para as duas defasagens em cada regime, se mostra maior no regime 1. A tabela 8 apresenta ainda as estimativas das probabilidades de permanência em cada um dos estados, indicando que o regime 2 é um pouco mais persistente do que o regime 1 (0,96 *versus* 0,89). Por conta disso, o regime 2 também é mais freqüente (maior probabilidade incondicional) e de maior duração esperada.^{38,39}

37. Os resultados reportados foram obtidos com o pacote MSVAR versão 1.32a para o *software* Ox versão 3.00. Para maiores detalhes, veja Krolzig (1998) e Doornik (1999).

38. Para um processo de Markov com dois regimes, as probabilidades incondicionais dos mesmos são dadas por $\xi_1 = (1 - p_{22}) / [(1 - p_{11}) + (1 - p_{22})]$ e $\xi_2 = (1 - p_{11}) / [(1 - p_{11}) + (1 - p_{22})]$. A duração esperada de um regime *i* é dada por $1 / (1 - p_{ii})$.

39. O gráfico A.1 do Apêndice 2 apresenta as previsões um passo à frente, para o período 1995:3-2007:3, do modelo *Markov Switching* estimado. Uma inspeção visual nos permite dizer que, à exceção dos períodos iniciais e de alguns trimestres de 2004, as previsões fornecidas pelo modelo se mostraram satisfatórias. Ademais, os resíduos padronizados do modelo (não apresentados por motivos de espaço, mas disponíveis para os leitores que se dispuserem a entrar em contato) não se mostraram fortemente auto-correlacionados e podem ser aproximados por uma distribuição normal padrão.

GRÁFICO 14a

CTBB (em % do PIB, c/ ajuste sazonal e em log)

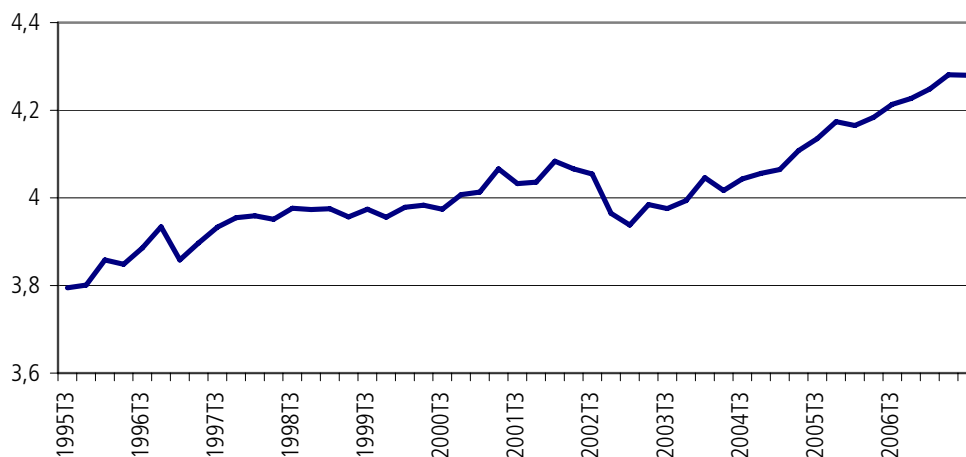
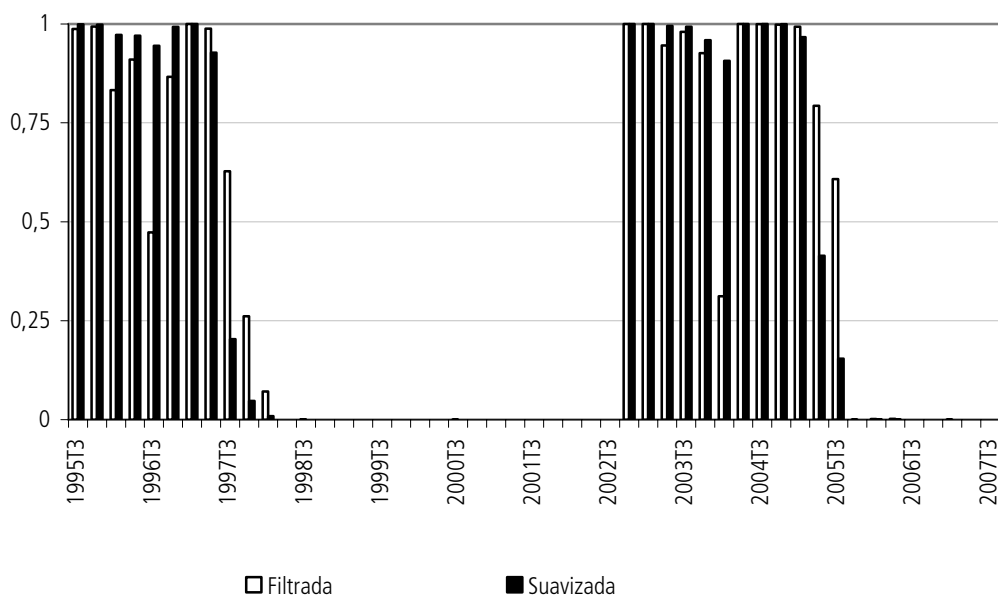
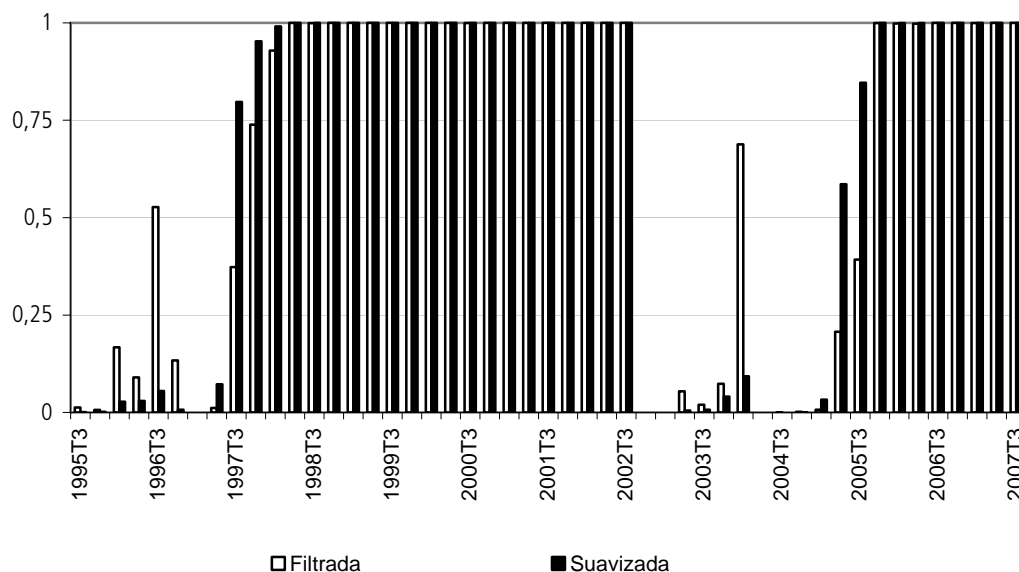


GRÁFICO 14b

Probabilidades do Regime 1



Probabilidades do Regime 2



No gráfico 14 são apresentadas as datações para cada um dos dois regimes, obtidas a partir das probabilidades condicionadas estimadas pelos procedimentos de filtragem (utilizando-se as informações amostrais até o período corrente) e de suavização (utilizando-se todas as informações amostrais disponíveis).⁴⁰ O regime 1, de menor frequência, tem maior probabilidade de ter ocorrido nos subperíodos 1995:3 a 1997:2 (isto é, terceiro trimestre de 1995 até o segundo trimestre de 1997) e 2002:4 a 2005:1. O segundo regime é relativo aos subperíodos de 1997:3 a 2002:3, caracterizado por graves crises financeiras externas (Ásia, em 1997, e Rússia, em 1998) e internas (1999 e 2002) e – algo surpreendentemente, em nossa opinião – 2005:2 a 2007:3. Cabe notar, entretanto, que essas datações são compatíveis com as datas das quebras obtidas com a aplicação dos testes de Chow nos parâmetros dos modelos VAR estimados na seção 3.2.1 e dos testes de Gregory-Hansen na seção 3.2.2.

Em suma, os resultados obtidos com o modelo MS sugerem que a carga tributária reagiu ao PIB apenas durante os períodos de “relativa tranquilidade” (com a notável exceção do período 2005-2007). No período 1997-2002 – caracterizado por diversas crises financeiras/cambiais – a dinâmica da CTBB “descola” da dinâmica do PIB, fenômeno esse que pode ser racionalizado pelas várias mudanças ocorridas na legislação tributária durante o período. O “descolamento” da CTBB com relação ao PIB é mais difícil de racionalizar no período 2005-2007. Entretanto, à luz da análise da seção 2, podemos conjecturar que ele está relacionado com o (ainda pouco compreendido) processo recente de diminuição do grau de informalidade da economia brasileira em geral, e em particular, do mercado de trabalho.

40. No procedimento de classificação dos regimes, uma observação no tempo t é atribuída ao regime que tiver a maior probabilidade suavizada naquele período. No caso de dois regimes, tal procedimento consiste em atribuir a observação ao regime que tenha probabilidade maior do que 0,5 no período considerado. Contudo, existe algum grau de incerteza associado a esta classificação.

4 NOTAS FINAIS

A principal conclusão desse trabalho – corroborada tanto pela análise dinâmica da composição da CTBB no período 1995-2007 quanto por vários dos exercícios econométricos realizados na seção 3 – é que o processo de elevação da CTBB no período pós-real parece ter tido dois “momentos” básicos, quais sejam, *a*) um primeiro “momento” no período (1998-2003), em que a elevação da CTBB, crucial para a sustentabilidade da DLSP, se dá através de uma tributação mais pesada sobre as empresas estatais e da criação de novos impostos (indiretos e sobre o patrimônio) e/ou a majoração das alíquotas de impostos existentes (notadamente indiretos); e *b*) um segundo “momento” no período 2004-2007, em que a elevação dos impostos parece estar relacionada a um aumento da lucratividade das empresas e da formalização da economia (e do mercado de trabalho, em particular) associados a um novo (e ainda pouco compreendido) ciclo de crescimento econômico.

Naturalmente, as evidências apresentadas neste texto são apenas preliminares, e mais testes e estudos devem ser feitos antes que se possa chegar a uma conclusão definitiva. Análises econométricas “por imposto” (atualmente em elaboração na CFP-Ipea) e “por setor”, em particular, têm o potencial de iluminar consideravelmente as estimativas “agregadas” discutidas acima.

REFERÊNCIAS

- AFONSO, J. R.; MEIRELLES, B. B.; CASTRO, K. P. Carga tributária: a escalada contínua. *Boletim de Desenvolvimento Fiscal do Ipea, Brasília*, n. 4, p. 25-32, mar. 2007.
- BICALHO, A. *Testes de sustentabilidade e ajuste fiscal no Brasil pós-Real. 2005*. Dissertação (Mestrado, não publicada) – EPGE-FGV, Rio de Janeiro, 2005.
- BOHN, H. The Sustainability of Budget Deficits with Lump-Sum and with Income-Based Taxation. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 23, n. 3, p. 581-604, Aug. 1991.
- _____. The Behavior of U.S. Public Debt and Deficits. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 113, n. 3, p. 949-963, Aug. 1998.
- BOX, G.; JENKINS, G. *Time Series Analysis, Forecasting and Control*. San Francisco: Holden Day, 1970.
- CANDELON, B.; LUTKEPOHL, H. *On the Reliability of Chow Type Tests of Parameter Constancy in Multivariate Dynamic Models*. Berlim: Humboldt-Universitat, 2000 (Discussion Paper).
- CARVALHO, J. C. *Tendência de longo prazo das finanças públicas no Brasil*. Brasília: Ipea, maio, 2001 (Texto para Discussão, n. 795).
- CHOUDRY, N. Measuring the Elasticity of Tax Revenue: a divisia index approach. *IMF Staff Papers*, v. 26, n. 1, p. 87-122, Mar. 1979.
- DEPARTAMENTO DE COORDENAÇÃO E CONTROLE DAS EMPRESAS ESTATAIS (DEST). *Manual técnico de orçamento: instruções para a elaboração do Programa de Dispêndios Globais – PDG das empresas do Setor Produtivo Estatal – SPE*. Brasília: Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão, 2005.
- DICKEY, D.; FULLER, W. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, n. 74, p. 427-431, 1979.
- DOORNIK, J. *Object-Oriented Matrix Programming Using Ox*. 3ª ed. London: Timberlake Consultants Press, 1999.
- DOS SANTOS, C. H.; COSTA, F. R. *Uma metodologia simplificada de estimação da carga tributária brasileira em bases trimestrais*. Brasília: Ipea, maio, 2007 (Texto para Discussão, n. 1.281).
- DOS SANTOS, C. H.; RIBEIRO, M. B. Como prever ou explicar o comportamento das receitas públicas no Brasil? Antigas e novas alternativas. *In: BOUERI, R.; SABOYA, M (Orgs.). Aspectos do desenvolvimento fiscal*. Brasília: Ipea, 2007, p. 79-95.
- ENGLE, R.; GRANGER, C. Cointegration and Error Correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, v. 55, n. 2, p. 251-276, Mar. 1987.

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, n. 4, p. 471-478, Oct. 1994.

FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL (FMI). *Government Finance Statistics Manual (FFSM)*. 2001.

GIAMBIAGI, F. **A política fiscal do governo Lula em perspectiva histórica: qual é o limite para o aumento do gasto público?** Rio de Janeiro: Ipea, mar. 2006 (Texto para Discussão, n. 1.169).

GRANGER, C.; NEWBOLD, P. Spurious Regressions in Econometrics. *Journal of Econometrics*, v. 2, n. 2, p.111-120, July, 1974.

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.

GOBETTI, S.; KLERING, L. **Índice de responsabilidade fiscal e qualidade de gestão: uma análise combinada baseada em indicadores de estados e municípios.** Monografia premiada no XII Prêmio Tesouro Nacional. 2007. Disponível em: [www.tesouro.fazenda.gov.br/ Premio TN/XIIPremio/conteudo_mono_pr12_tema5.html](http://www.tesouro.fazenda.gov.br/Premio_TN/XIIPremio/conteudo_mono_pr12_tema5.html).

GUARAGNA, P.; MELLO, M. Um modelo de previsão para a arrecadação do ICMS. *In: MINISTÉRIO DA FAZENDA, SECRETARIA DO TESOURO NACIONAL. Finanças Públicas: VII Prêmio Tesouro Nacional 2002.* Brasília, 2003.

HAKKIO, C.; RUSH, M. Is the Budget Deficit Too Large? *Economic Inquiry*, v. 29, n. 3, p. 429-445, July, 1991.

HAMILTON, J. A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. *Econometrica*, v. 57, n. 2 p. 357-384, Mar. 1989.

_____. *Time Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press, 1994.

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

HERNÁNDEZ, B. **Um modelo econométrico da conta corrente do governo no Brasil 1951/95.** Rio de Janeiro: Ipea, fev. 1998 (Texto para Discussão, n. 543).

HINDRINKS, J.; MILES, G. *Intermediate Public Economics*. Louvain La Neuve, 2004. Mimeografado.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). *Sistema de Contas Nacionais: Brasil 2003*. Contas Nacionais, n. 12. Rio de Janeiro, 2004a.

_____. *Sistema de Contas Nacionais: Brasil. Série Relatórios Metodológicos*, v. 24. Rio de Janeiro, 2004b.

_____. **Sistema de Contas Nacionais Brasil 2000-2005**. Coordenação de Contas Nacionais. Rio de Janeiro, 2007a.

_____. **Sistema de Contas Nacionais Brasil 2004-2005**. Coordenação de Contas Nacionais. Rio de Janeiro, 2007b.

_____. **Notas metodológicas da nova série do Sistema de Contas Nacionais (SCN), referência 2000** (versão para informação e comentários). Coordenação de Contas Nacionais. Rio de Janeiro, 2007c.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONOMICA APLICADA (IPEA). O comportamento recente das receitas públicas no Brasil. **Boletim de Desenvolvimento Fiscal**, Brasília, n. 2, 2006.

ISSLER, J.; LIMA R. Public Debt Sustainability and Endogenous Seigniorage in Brazil: time series evidence from 1947-92. **Journal of Development Economics**, v. 62, n. 1, p. 131-147, 2000.

JOHANSEN, S. Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. **Econometrica**, n. 59, n. 6, p. 1.551-1.580, Nov. 1991.

KROLZIG, H. M. **Markov Switching Vector Autoregressions**. Modelling, statistical inference and application to business cycle analysis. Berlin: Springer-Verlag, 1997.

_____. **Econometric Modelling of Markov Switching Vector Autoregressions using MSVAR for Ox**. Oxford: University of Oxford, Department of Economics, Dec. 1998 (Discussion Paper).

KWIATKOWSKY, D. *at al.* Testing the Null Hypothesis of Stationary Against the Alternative of a Unit Root. **Journal of Econometrics**, v. 54, p. 159-178, 1992.

LEYBOURNE, S. J.; MILLS, T. C.; NEWBOLD, P. Spurious Rejections by Dickey Fuller Tests in the Presence of a Break under the Null. **Journal of Econometrics**, v. 87, n. 1, p. 191-203, Aug. 1998.

LEYBOURNE, S.; NEWBOLD, P. Spurious Rejections by Cointegration Tests Induced by Structural Breaks. **Applied Economics**, v. 35, n. 9, p. 1.117-1.121, Jan. 2003.

MELO, B. Modelo de previsão para arrecadação tributária. *In*: SECRETARIA DO TESOURO NACIONAL. **Finanças Públicas: VI Prêmio Tesouro Nacional 2001**. Brasília, 2002.

MELLO, L. **Estimating a Fiscal Reaction Function: the case of debt sustainability in Brazil**. Paris: OECD, 2005 (Economics Department Working Paper, n. 423).

MINISTÉRIO DA PREVIDÊNCIA SOCIAL. **Base de dados históricos do anuário estatístico da previdência social**. Arrecadação. 2007. Disponível em: <<http://creme.dataprev.gov.br/infologo/inicio.htm>>.

- MUINHOS, M.; ALVES, S. **Medium Size Macroeconomic Model for the Brazilian Economy**. Brasília: Banco Central do Brasil, fev. 2003 (Texto para Discussão, n. 64).
- ORGANIZAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS (ONU) **A System of National Accounts**. New York, 1993.
- PERRON, P. The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis. **Econometrica**, v. 57, n. 6, p. 1.361-1.401, Nov. 1989.
- PIANCASTELLI, M.; PEROBELLI, F.; MELLO, G. **Imposto de Renda Pessoa Física (IRPF) – redistribuição da carga tributária e elasticidades**. Brasília: Ipea, dez. 1996 (Texto para Discussão, n. 451).
- PORTUGAL, C.; PORTUGAL, M. Os efeitos da inflação sobre o orçamento do governo: uma análise empírica. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 31, n. 2, p. 239-283, abr./jun. 2001.
- QUANTITATIVE MICRO SOFTWARE. **E-views 4.1 Users' Guide**. Irvine, California, 2001.
- REIS, E. *et al.* **Model for Projections and Simulations of the Brazilian Economy**. Rio de Janeiro: Ipea, jan. 1999 (Texto para Discussão, n. 619).
- RODRIGUES, J. J. **Elasticidade-PIB de longo prazo da receita tributária no Brasil: abordagem do índice divisiva e evidências empíricas no período 1975-1997**. 1999. Dissertação (Mestrado) – Universidade de Brasília, Brasília, 1999. Não publicada.
- SECRETARIA DA RECEITA FEDERAL (SRF). **Carga tributária no Brasil 2006**. Estudos tributários, n. 15, Brasília, 2006.
- _____. **Carga tributária no Brasil 2006**. Estatísticas tributárias, n. 13, Brasília, 2007.
- SIQUEIRA, M. Melhorando a previsão de arrecadação tributária federal através da utilização de modelos de séries temporais. *In*: SECRETARIA DO TESOURO NACIONAL. **Finanças Públicas: VII Prêmio Tesouro Nacional 2002**. Brasília, 2003.
- SECRETARIA DO TESOURO NACIONAL (STN). **Série histórica de receitas e despesas**. Brasília, 2007a.
- _____. **Execução orçamentária dos estados (1995-2006)**. Brasília, 2007b.
- _____. **Finanças do Brasil – Dados contábeis dos municípios (Finbra)**. Brasília, 2007c.
- TANZI, V. Inflation, Lags in Collection and the Real Value of Tax Revenue. **International Monetary Fund Staff Papers**, v. 24, n. 1, p. 154-167, Mar. 1977.
- ZIVOT, E.; ANDREWS, D. Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock and the Unit-Root Hypothesis. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 10, n. 3, p. 251-270, 1992

APÊNDICE 1

OS VÁRIOS CONCEITOS DE CTBB

A complexidade do Sistema Tributário Nacional – que é constituído por diversos impostos e perto de uma centena de contribuições, taxas e outras formas de cobrança compulsória da sociedade – tornou a CTBB um conceito difuso, difícil de ser contabilizado de forma uniforme pelos próprios economistas. Atualmente nem mesmo os órgãos do governo federal utilizam critérios comuns para a mensuração da carga tributária bruta, como pode ser visto pelas disparidades entre os números divulgados pelo IBGE (*e.g.* IBGE 2004a e 2007a) e pela SFR (*e.g.* SRF, 2006 e 2007), sem contar as estimativas paralelas corriqueiramente encontradas em publicações acadêmicas.

Além da falta de uniformidade metodológica, há uma grave carência de documentação das metodologias empregadas pelas diferentes fontes públicas ou privadas, o que dificulta um juízo de mérito sobre as diferentes estimativas. Recentemente, por exemplo, a SRF e o IBGE (em menor grau) alteraram suas metodologias, oferecendo nos textos públicos (notadamente, SRF, 2007b e IBGE, 2007c) noções vagas das mudanças promovidas. O objetivo deste apêndice seção é justamente explicar algumas dessas mudanças e elucidar as diferenças metodológicas que persistem, oferecendo elementos para uma decisão sobre quais são os critérios mais apropriados para cada situação.

TABELA A1

Estimativas anuais da CTBB utilizando diversas metodologias

Fontes	SRF série antiga (ajustada pelo novo PIB)	SRF série nova	IBGE série antiga (ajustada pelo novo PIB)	IBGE série nova	Estimativa Própria	Estimativa própria, incluindo royalties	Afonso <i>et alii</i> (2007)
1995	27.26	ND	25.95	ND	ND	ND	26.93
1996	26.74	ND	26.37	ND	ND	ND	26.85
1997	26.92	ND	26.51	ND	27.42	27.45	27.41
1998	27.76	ND	27.38	ND	27.93	27.96	27.67
1999	29.02	ND	28.42	ND	28.87	28.93	29.00
2000	30.39	ND	29.69	30.36	30.01	30.32	31.15
2001	31.31	ND	30.75	31.87	31.22	31.61	32.33
2002	32.44	31.86	31.77	32.35	32.31	32.80	33.37
2003	31.96	31.46	31.14	31.90	31.83	32.47	32.82
2004	32.65	32.22	ND	32.82	32.67	33.30	33.69
2005	33.71	33.38	ND	33.82	33.96	34.66	34.95
2006	ND	34.23	ND	ND	34.60	35.40	35.50

Fonte: Elaboração dos autores. Estimativas próprias feitas com base em dados do INSS, Conselho Nacional de Política Fazendária (Confaz), Caixa Econômica Federal (CEF) e STN (notadamente das publicações *Execução orçamentária dos estados, Finanças municipais brasileiras* e dos demonstrativos das Séries Históricas de Receitas e Despesas da União, todas disponibilizadas no sítio da STN na internet).

Apresentamos na tabela A1 diferentes estimativas da CTBB. No caso da SRF e do IBGE, são apresentadas as estimativas tanto pelas antigas quanto pelas novas metodologias, mas sempre medidas em relação à nova série do PIB, de modo que possamos observar o efeito das mudanças decorrentes das metodologias de estimação da carga tributária; caso contrário, parte das diferenças seria explicada pela revisão do

valor nominal do PIB.⁴¹ Enquanto a nova série do IBGE apresenta valores maiores do que a antiga, em decorrência – principalmente – da incorporação do Imposto de Renda Retido na Fonte (IRRF) dos servidores estaduais e municipais (antes omitida), a nova série da SRF apresenta uma CTBB menor, em consequência – principalmente – do desconto das restituições de imposto aos contribuintes, com a utilização de valores líquidos desses descontos, e não brutos, como anteriormente.

Com exceção da SRF, que até 2007 utilizava dados “brutos” da arrecadação federal como base para suas estimativas da carga tributária (ou seja, não descontava dessas últimas as restituições de impostos pagas pela União ao setor privado), o IBGE e todas as demais fontes reportadas neste artigo sempre se basearam nos valores “líquidos” das receitas tributárias, que, na esfera federal, são informados pela STN. Portanto, com a mudança da SRF no sentido de também utilizar os valores da receita tributária “líquida” (de restituições), houve um primeiro passo no sentido da uniformização de critérios.

Contudo, persistem diferenças significativas entre as diversas fontes de estimativa da carga tributária, como pode ser visualizado na tabela A2. Essas diferenças são de três naturezas basicamente: abrangência do conceito de “tributo”, fonte primária de informação e tratamento distinto a multas e juros.

No caso das estimativas de Afonso, Meirelles e Castro (2007), por exemplo, “é considerado tributo toda arrecadação coletada compulsoriamente junto à economia, independentemente de sua denominação jurídica; contam: impostos, taxas, contribuições (previdenciárias, sociais e econômicas) e outras (como *royalties*).” Além disso, também são computados na carga todos os pagamentos de acréscimos legais relativos a multas e juros sobre as dívidas tributárias. Notadamente, portanto, a metodologia aplicada por Afonso Meirelles e Castro (2007) é mais ampla do que a da SRF e a do IBGE. A SRF (2007) não só exclui *royalties* e várias receitas tributárias e de contribuição do seu cômputo, como também a maior parte dos acréscimos legais.⁴²

41. Como notamos anteriormente, a revisão da série do PIB, processada pelo IBGE em março de 2007 mostrou-se subestimada – de modo que todas as variáveis calculadas como proporção do PIB também se encontravam subestimadas.

42. A rigor, a SRF – a exemplo do IBGE – sempre excluiu integralmente o pagamento de multas e juros do cálculo da carga tributária. Críticas a essa opção, entretanto, levaram a SRF a introduzir um mecanismo inédito de incorporação de “parcelas de atualização monetária” na nova série de carga tributária divulgada para o período 2000-2006. Com efeito, a breve nota introdutória do estudo “Estatísticas Tributárias nº 19”, da SRF, esclarece que “manteve-se a regra de exclusão de multas e juros, porém, aos pagamentos extemporâneos, foi acrescida parcela para anular o efeito inflacionário. Desta forma busca-se manter a representatividade econômica dos pagamentos relativos a fatos geradores ocorridos em períodos passados.” Ou seja, do valor integral dos juros pagos pelos contribuintes foi incorporado à série da carga tributária apenas a parcela referente à atualização monetária. Essa parcela foi estimada a partir da relação entre o deflator do PIB e a taxa Selic, sempre utilizando uma média de três anos. Em termos agregados, entretanto, a inclusão dessa parcela dos juros foi mais do que anulada pela exclusão dos valores de restituições de imposto, de modo que a nova série da SRF apresenta valores inferiores à antiga série nos anos de interseção entre as duas. Assim, entre as estimativas da SRF para a carga tributária, mais restritivas, e as de Afonso, Meirelles e Castro (2007), utilizadas como referência em muitos estudos econômicos, há uma distância de cerca de 1,5 ponto porcentual do PIB anualmente. Esse detalhamento da metodologia da SRF foi transmitido verbalmente aos autores pelo coordenador de Estudos Econômicos da SRF, Jefferson José Rodrigues.

TABELA A2

Decomposição da carga tributária brasileira de 2005

(Em R\$ bilhões)

Fonte	SRF	IBGE	Própria*	Afonso <i>et alii</i>	Própria**
União	499,401	502,690	504,661	523,934	530,758
IR (inclui IRRF de estados e municípios)	124,474	124,244	123,767	121,266	123,459
IPI	25,200	24,115	24,115	24,061	24,061
IOF	5,949	5,966	5,966	5,965	5,965
Comércio exterior	8,936	8,945	8,946	8,941	8,941
ITR	0,288	0,274	0,274	0,270	0,270
CPMF	29,148	29,001	29,001	28,996	28,996
Cofins	86,841	86,855	86,855	86,532	86,532
CSLL	23,874	25,049	25,049	24,949	24,949
PIS/Pasep	21,450	21,383	21,383	21,297	21,297
Cide	7,683	7,681	7,681	7,681	7,681
Taxas federais	0,323	2,674	3,240	3,248	3,239
Outras contribuições	3,102	5,995	6,720	9,447	6,716
Salário--educação	5,906	5,762	5,762	5,762	5,762
INSS	108,089	109,014	108,174	106,652	107,779
FGTS	32,248	34,797	32,248	32,248	32,248
Sistema S	4,397	5,093	4,470	4,397	4,470
RPPS federal	11,495	5,572	10,739	5,348	10,739
Royalties	-	-	-	15,114	15,114
Dívida ativa	-	0,270	0,270	1,556	1,556
Multas e juros	-	-	-	10,204	10,984
Estados e Municípios	217,572	223,659	224,806	226,669	224,806
ICMS	154,818	153,541	154,818	152,368	154,818
IPVA	10,497	10,405	10,497	10,388	10,497
ITCD	0,795	0,817	0,795	0,816	0,795
ISS	12,982	14,017	14,445	14,092	14,445
IPTU	9,248	13,196	10,223	9,947	10,223
ITBI	1,853	2,288	2,110	1,853	2,110
RPPS estadual	14,580	12,153	14,580	14,580	14,580
RPPS municipal	2,970	3,572	3,261	2,970	3,261
Taxas de estados e municípios	6,290	8,485	8,521	8,308	8,521
Outros	3,629	5,186	5,555	11,349	5,555
Total	716,973	726,349	729,467	750,602	755,564

Fonte: Elaboração própria.

(*) estimativa própria com receita da dívida ativa distribuída em cada tributo como no IBGE.

(**) estimativa própria com receita da dívida ativa à parte, como em Afonso et alii (2007).

A fim de localizar as diferenças de abrangência e metodologia, apresentamos na tabela A2, a carga tributária de 2005 decomposta pelos principais grupos de tributos de acordo com as diferentes fontes comparadas e de acordo com nossas próprias estimativas. Para viabilizar essa comparação, tivemos de adotar um procedimento de compatibilização e ajuste das distintas formas de classificação dos tributos. Por exemplo, no estudo da SRF (2007), a receita do IR é toda ela reunida na esfera federal, incluindo a parcela recolhida dos servidores estaduais e municipais; por isso, ajustamos os dados de Afonso *et alii*. (2007) de modo a reunir o IRRF de estados e municípios (E&M) com o IR federal.⁴³

A título ilustrativo e para que possamos identificar a origem das diferenças e replicar as metodologias, também apresentamos estimativas próprias da carga tributária brasileira, calculadas a partir dos dados da STN (2007a) e da CEF e

43. Por outro lado, a contribuição de custeio das pensões militares, que no estudo da SRF está incluída entre as outras contribuições sociais, foi retirada desse grupo e somada às demais contribuições ao RPPS, como é tratada pelo IBGE e no estudo de Afonso, Meirelles e Castro (2007). Já a cota-parte do servidor no Fundo de Saúde Militar, tratada por Afonso, Meirelles e Castro (2007) como contribuição ao RPPS, foi realocada para o grupo Outras Contribuições Sociais e Econômicas.

Ministério da Previdência⁴⁴ para as receitas da esfera federal, do Confaz e da STN (2007b) para a esfera estadual e o arquivo Finbra da STN (2007c) para a esfera municipal. No caso dos municípios adotamos um procedimento de extrapolação por faixa populacional a partir da metodologia proposta por Gobetti e Klering (2007, p.34) – um vez que o Finbra não cobre 100% dos municípios (a cobertura desse último gira em torno de 87% e 98%, conforme o ano).

Da análise da tabela A2 conclui-se que as diferenças na esfera federal estão concentradas principalmente nos grupos *Royalties*, Multas e Juros, Taxas Federais, Outras Contribuições, INSS, FGTS e RPPS. Em vários casos, essas diferenças se devem a divergências conceituais acerca do que deve e do que não deve ser considerado tributo.

No caso dos *royalties* e participações especiais (que somaram R\$ 15,1 bilhões em 2005), por exemplo, a visão que prevalece nas estimativas oficiais (SRF e IBGE) é de que esse tipo de pagamento não deve ser considerado como carga tributária, apesar de seu caráter compulsório para as empresas. O Manual de Estatísticas Financeiras Governamentais do FMI (GFSM, 2001, p.60) aparentemente corrobora essa posição, na medida em que trata os *royalties* como “rendas... derivadas de acordo com a quantidade, volume ou valor dos bens extraídos” dos depósitos naturais não-renováveis. Contudo, o mesmo manual esclarece que, se o pagamento incide sobre os lucros, “então deve ser classificado como tributo sobre a renda, lucro ou ganhos de capital”. Este parece ser o caso, por exemplo, das participações especiais do petróleo, um tipo específico de compensação financeira que incide sobre a receita líquida das empresas e que hoje já representa quase metade das ditas rendas do petróleo.

Sob esse ponto de vista convencional, mas não apenas por ele, nos parece que os pagamentos de *royalties* deveriam ser tratados como carga tributária, principalmente quando o objetivo é estimar a receita disponível das várias definições de setor público.

No caso das taxas, por outro lado, o GFSM (2001, p. 54) chama a atenção para a necessidade de se esclarecer a fronteira entre as taxas de natureza tributária e as de caráter administrativo. Se a emissão de licença para uma empresa envolve pouco ou nenhum trabalho por parte do governo, gerando uma cobrança automática de taxa, então deve ser tratado como tributo, mas se usada como parte do exercício de uma função regulatória, então o FMI recomenda que a receita seja tratada como “venda de serviços” em vez de recebimento de tributo. No caso concreto do Brasil, fica evidente que a SRF inclui no seu levantamento da carga tributária bruta apenas uma pequena parte das taxas recolhidas pelo Tesouro – R\$ 323 milhões de um total de R\$ 3,24 bilhões em 2005, como indicam os dados reproduzidos na primeira e terceira colunas da tabela. Curiosamente, as taxas mais importantes consideradas nas estimativas do IBGE são desconsideradas pela SRF, enquanto as taxas que o IBGE não considera como tendo natureza tributária, tais como emolumentos consulares e custas judiciais,

44. No caso da CEF, foram utilizados os dados referentes à arrecadação do FGTS; no caso do Ministério da Previdência, os dados de arrecadação do Sistema S, ambos repassados pelas instituições por requisição dos autores; no caso do Ministério da Previdência Social, ainda, foram acessados os arquivos de arrecadação da Base de Dados Históricos do Anuário Estatístico da Previdência Social (MPS, 2007).

são justamente as que compõem os cálculos da Receita Federal, o que reforça a necessidade de uma melhor discussão sobre os critérios.⁴⁵

No item outras contribuições, também fica evidente o corte restritivo imposto pela SRF. De um total de R\$ 6,72 bilhões registrados nos relatórios do Tesouro, o IBGE computa na sua estimativa um total de R\$ 5,99 bilhões e a Receita Federal, apenas R\$ 3,1 bilhões. A rigor, o IBGE considera na carga tributária todas as contribuições econômicas e sociais cobradas pela União, como podemos verificar pelo detalhamento do anexo 8 do SCN, mas por algum erro de omissão parece ter deixado de registrar em 2005 as contribuições para o Fundo de Saúde (Impostos sobre a Folha) e a cota-parte da contribuição sindical (Outros Impostos e Taxas sobre a Produção).

Das receitas de contribuições não consideradas pela SRF no seu cálculo da carga tributária, mas incluídas nas estimativas do IBGE, as mais importantes são: o DPVAT, as contribuições sobre receita de concessões ou licenciamento de uso e a contribuição sobre a receita das empresas prestadores de serviços de telecomunicações e sobre o faturamento das empresas de informática, que somaram em 2005 a cifra de R\$ 2,69 bilhões.

No caso do INSS e do FGTS, as diferenças de valor estão restritas às estimativas do IBGE e não encontramos justificativas plausíveis para tanto. Já no caso do Sistema S, os maiores valores reportados nas estimativas do IBGE em relação às demais fontes provavelmente se devem às informações que o órgão obteve de receitas diretamente arrecadadas pelas entidades privadas (Sesi/Senai/Sesc/Senac). A SRF só computa os valores recolhidos por meio do Ministério da Previdência e repassados às entidades, mas não a arrecadação própria, que pode chegar até R\$ 1,5 bilhão ao ano.

Por fim, no caso do RPPS federal, as diferenças se devem à forma de contabilização da contribuição patronal ao regime previdenciário dos servidores. A SRF adota uma espécie de regra de bolso para o cômputo dessa contribuição, sob a forma de múltiplo da contribuição dos servidores. Já o IBGE simplesmente coleta os valores contábeis registrados por mera formalidade nos balanços da STN, que não constituem um tributo realmente recolhido e estão sujeitos a variações metodológicas. Entre 2004 e 2005, por exemplo, os balanços da STN registram uma queda da contribuição patronal do patamar de R\$ 4,1 bilhões para R\$ 98 milhões, o que evidentemente se deve a simples rotinas contábeis. No demonstrativo do RPPS que consta do Relatório Resumido de Execução Orçamentária (RREO) de 2005, entretanto, a STN mostra que o valor “subtraído” é contabilizado como repasse do regime previdenciário. Se fosse considerado como contribuição patronal, o valor correto reportado em 2005 chegaria a R\$ 5,5 bilhões. O mesmo problema ocorre em 2007, como podemos verificar na tabela A3, o que deverá se reverter em novo erro no momento de o IBGE divulgar suas estimativas de CTBB se não adotar um procedimento corretivo de ajuste.

45. Taxas de fiscalização de telecomunicações, serviços de energia elétrica e de outros setores econômicos, taxas de vigilância sanitária e de serviços administrativo, que são as mais representativas, não entram no cálculo da carga tributária da SRF, embora façam parte das estimativas do IBGE.

A tabela abaixo permite verificarmos tanto a evolução correta do total das CPs (incluindo a parcela patronal) quanto o subtotal referente aos servidores civis e militares. A relação entre a contribuição patronal e a dos servidores civis também é calculada, indicando que, nos últimos anos, ela está estabilizada em torno de 1,4. Isso ocorre porque, do ponto de vista legal, a União deve oferecer uma contribuição na razão de 2:1 até o teto do RGPS e de 1: 1 acima desse teto, resultando em uma média de 1,4:1.

A rigor, entretanto, essas contribuições patronais da União não poderiam ser caracterizadas como carga tributária, não só por se tratar de contribuição do governo para o próprio governo, como também porque não estão sendo transferidas a um fundo. Por enquanto, são contribuições meramente fictícias. Isso mudará no dia em que for criado e regulamentado um fundo de previdência complementar dos servidores, como já existe em alguns municípios e estados. Nesse caso, a contribuição constituirá um custo efetivo para o governo, assim como o é o INSS e o FGTS para as empresas privadas.

TABELA A.3

Contribuições para o Regime de Previdência Própria da União

(Em R\$ Milhões)

Contribuições	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Repasses (A)	-	-	-	-	-	-	5.391	-	8.079
Patronal (B)	1.702	1.821	1.886	2.214	2.227	4.075	98	7.089	185
Servidor Civil (C)	1.440	1.540	1.595	2.155	2.087	2.831	4.189	4.907	5.648
Ativo	1.440	1.540	1.595	2.155	2.087	2.483	3.199	3.667	4.225
Inativo	-	-	-	-	-	330	769	929	1.060
Pensionista	-	-	-	-	-	18	221	311	364
Previdência (B+C)	3.142	3.361	3.481	4.369	4.314	6.906	4.287	11.996	5.833
Servidor Militar (D)	107	155	1.052	995	967	1.016	1.061	1.276	1.304
Sub-total servidor (C+D)	1.547	1.695	2.648	3.150	3.054	3.847	5.250	6.184	6.953
Total (A+B+C+D)	3.249	3.516	4.534	5.364	5.281	7.923	10.739	13.273	15.216
Patronal/Servidor Civil (A+B/C)	1,18	1,18	1,18	1,03	1,07	1,44	1,31	1,44	1,46
Total* (% PIB)	0,31%	0,30%	0,35%	0,36%	0,31%	0,41%	0,50%	0,57%	0,59%
Sub-total (% PIB)	0,15%	0,14%	0,20%	0,21%	0,18%	0,20%	0,24%	0,27%	0,27%

Fonte: STN, Relatório Resumido de Execução Orçamentária.

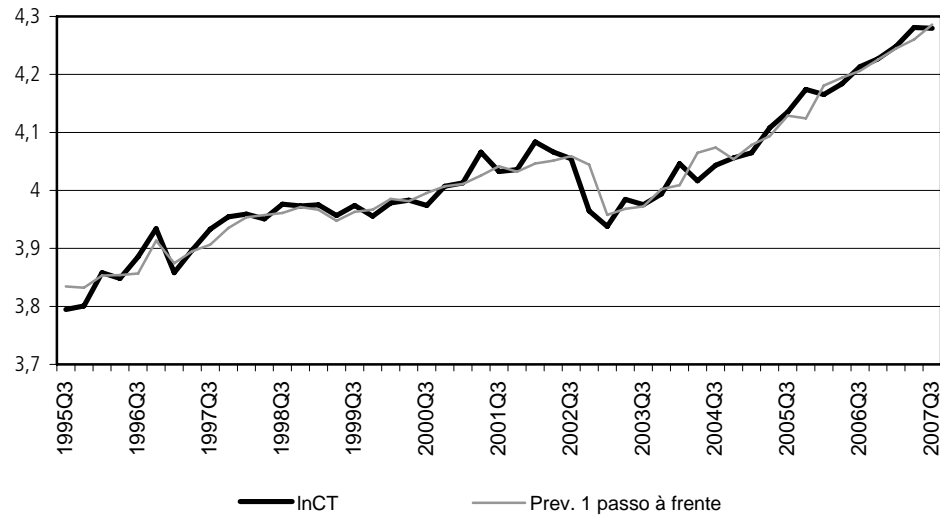
(*) Os repasses só aparecem no demonstrativo do RPPS da União e não nos relatórios da STN de receita de contribuições em 2005 e 2007.

APÊNDICE 2

AJUSTAMENTO DO MODELO MARKOV-SWITCHING

GRÁFICO A1

Previsões um passo à frente fornecidas pelo modelo Markov Switching estimado para a carga tributária



APÊNDICE 3

Os dados utilizados nas regressões econométricas desse texto

	<i>CT</i>	<i>PIB</i>	<i>DLSP</i>
janeiro-março 1995	3.748	4.618	0.289
abril-junho 1995	3.812	4.599	0.286
julho-setembro 1995	3.795	4.593	0.298
outubro-dezembro 1995	3.801	4.611	0.280
janeiro-março 1996	3.858	4.610	0.281
abril-junho 1996	3.848	4.609	0.299
julho-setembro 1996	3.886	4.651	0.306
outubro-dezembro 1996	3.934	4.635	0.307
janeiro-março 1997	3.858	4.645	0.306
abril-junho 1997	3.897	4.656	0.296
julho-setembro 1997	3.933	4.667	0.301
outubro-dezembro 1997	3.955	4.672	0.318
janeiro-março 1998	3.959	4.651	0.332
abril-junho 1998	3.951	4.668	0.352
julho-setembro 1998	3.976	4.668	0.365
outubro-dezembro 1998	3.973	4.655	0.389
janeiro-março 1999	3.975	4.653	0.439
abril-junho 1999	3.957	4.659	0.452
julho-setembro 1999	3.974	4.662	0.460
outubro-dezembro 1999	3.956	4.678	0.445
janeiro-março 2000	3.979	4.694	0.455
abril-junho 2000	3.983	4.697	0.460
julho-setembro 2000	3.974	4.707	0.449
outubro-dezembro 2000	4.007	4.721	0.455
janeiro-março 2001	4.013	4.724	0.463
abril-junho 2001	4.066	4.719	0.471
julho-setembro 2001	4.033	4.714	0.499
outubro-dezembro 2001	4.036	4.715	0.484
janeiro-março 2002	4.084	4.724	0.495
abril-junho 2002	4.066	4.737	0.517
julho-setembro 2002	4.055	4.753	0.560
outubro-dezembro 2002	3.965	4.762	0.505
janeiro-março 2003	3.938	4.748	0.501
abril-junho 2003	3.985	4.745	0.506
julho-setembro 2003	3.976	4.758	0.525
outubro-dezembro 2003	3.994	4.772	0.524
janeiro-março 2004	4.046	4.798	0.505
abril-junho 2004	4.017	4.818	0.489
julho-setembro 2004	4.043	4.812	0.471
outubro-dezembro 2004	4.056	4.817	0.470
janeiro-março 2005	4.065	4.827	0.466
abril-junho 2005	4.108	4.847	0.467
julho-setembro 2005	4.135	4.842	0.466
outubro-dezembro 2005	4.174	4.852	0.465
janeiro-março 2006	4.165	4.864	0.465
abril-junho 2006	4.184	4.864	0.454
julho-setembro 2006	4.213	4.885	0.448
outubro-dezembro 2006	4.227	4.901	0.447
janeiro-março 2007	4.248	4.908	0.447
abril-junho 2007	4.281	4.920	0.439
julho-setembro 2007	4.280	4.939	0.432

EDITORIAL

Coordenação

Iranilde Rego

Revisão

Alejandro Sainz de Vicuña

Eliezer Moreira

Elizabete de Carvalho Soares

Lucia Duarte Moreira

Mirian Fonseca

Editoração

Bernar José Vieira

Claudia Mattosinhos Cordeiro

Brasília

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, 9º andar

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5090

Fax: (61) 3315-5314

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Rio de Janeiro

Av. Nilo Peçanha, 50, 6º andar – Grupo 609

20044-900 – Rio de Janeiro – RJ

Fone: (21) 3515-8433

Fax: (21) 3515-8402

Correio eletrônico: editrj@ipea.gov.br

Tiragem: 130 exemplares