

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1314

QUAL A SENSIBILIDADE DO INVESTIMENTO PRIVADO A AUMENTOS NA CARGA TRIBUTÁRIA? NOVAS ESTIMATIVAS AGREGADAS E DESAGREGADAS A PARTIR DOS DADOS DAS CONTAS NACIONAIS – REFERÊNCIA 2000

**Cláudio H. dos Santos
Manoel Carlos de Castro Pires**

Brasília, dezembro de 2007

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1314

QUAL A SENSIBILIDADE DO INVESTIMENTO PRIVADO A AUMENTOS NA CARGA TRIBUTÁRIA? NOVAS ESTIMATIVAS AGREGADAS E DESAGREGADAS A PARTIR DOS DADOS DAS CONTAS NACIONAIS – REFERÊNCIA 2000

Cláudio H. dos Santos*
Manoel Carlos de Castro Pires*

Brasília, dezembro de 2007

* Técnico de Planejamento e Pesquisa da Coordenação de Finanças Públicas (Dirur/Ipea).

Governo Federal

**Ministério Extraordinário
de Assuntos Estratégicos** – Roberto Mangabeira Unger

Núcleo de Assuntos Estratégicos
da Presidência da República

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada ao Núcleo 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

Diretora de Administração e Finanças
Cinara Maria Fonseca de Lima

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, C82, E22

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 Núcleo 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.

A produção editorial desta publicação contou com o apoio financeiro do Banco Interamericano de Desenvolvimento (BID), via Programa Rede de Pesquisa e Desenvolvimento de Políticas Públicas – Rede-Ipea, o qual é operacionalizado pelo Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (Pnud), por meio do Projeto BRA/04/052.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO	7
2 REVISANDO OS DADOS DE DOS SANTOS E PIRES (2007)	7
3 QUAL A ELASTICIDADE-CARGA TRIBUTÁRIA DA FBCF PRIVADA BRASILEIRA? NOVAS ESTIMATIVAS AGREGADAS	12
4 QUAL A ELASTICIDADE-CARGA TRIBUTÁRIA DA FBCF PRIVADA BRASILEIRA? NOVAS ESTIMATIVAS DESAGREGADAS	18
5 NOTAS FINAIS	22
REFERÊNCIAS	24
ANEXOS	27

SINOPSE

No início de 2007, Dos Santos e Pires (2007, doravante DS&P) reportaram estimativas próximas a menos um para a *semi elasticidade-carga tributária de longo prazo* do investimento privado brasileiro no período imediatamente após o Plano Real. Este texto tem dois objetivos básicos, quais sejam: *i*) revisar os dados e os resultados econométricos apresentados por DS&P de acordo com as novas contas nacionais *referência 2000* publicadas pelo IBGE em 28 de março de 2007; e, diante do fato de que há bons motivos para se supor que diferentes tributos afetem as decisões dos agentes econômicos de formas diferentes, *ii*) aprofundar a análise desses autores, investigando o impacto de diferentes desagregações da carga tributária bruta sobre o investimento privado brasileiro no período 1995-2006. As principais conclusões deste trabalho são que os novos dados não parecem compatíveis com os resultados reportados por DS&P e que o cálculo preciso da semi elasticidade-carga tributária do investimento privado brasileiro é dificultado pela evidência de fortes quebras estruturais no período e pela aparente existência de dois vetores de co-integração entre as variáveis relevantes (e, portanto, pela necessidade de *identificar* esses vetores). Resultados compatíveis foram obtidos também com o uso das três principais desagregações da carga tributária bruta.

ABSTRACT

In the beginning of 2007 Dos Santos e Pires (2007, henceforth DS&P) reported estimates close to minus one for the (gross, aggregate, long run) tax rate semi elasticity of Brazilian private investment in the post-Real Plan period. This paper has two basic goals, i.e. *i*) to revise DS&P's data and econometric estimates in light of the newest official national accounts data (which were made available in March, 28, 2007); and, given that there are good reasons to suspect that different kinds of taxes affect private decisions differently, *ii*) to extend DS&P's analysis investigating also the impact of different disaggregations of the gross aggregate tax rate on the Brazilian private investment in the 1995-2006 period. The main results reported here are that the new data do not seem compatible with DS&P's previous finding and that precise new estimates are difficult to obtain in light of the evidence of strong structural breaks within our sample and of the existence of two cointegrating relationships (and, hence, of the difficulties associated with identifying cointegrating vectors). Compatible results were obtained also with the use of the three most important disaggregations of the gross tax rate.

1 INTRODUÇÃO

Em estudo feito no âmbito da Coordenação de Finanças Públicas do Ipea no início de 2007, Dos Santos e Pires (2007, doravante DS&P) reportaram estimativas próximas a menos um para a semi elasticidade-carga tributária de longo prazo do investimento privado brasileiro no período imediatamente após o Plano Real¹. Com a divulgação pelo IBGE das novas Contas Nacionais referência 2000², entretanto, os resultados reportados por DS&P – assim como boa parte dos resultados reportados até março de 2007 sobre a dinâmica recente da economia brasileira – deixaram de ser boas aproximações da realidade.

Este texto tem dois objetivos básicos, quais sejam: *i*) revisar os dados e os resultados econométricos apresentados por DS&P de acordo com a nova metodologia do IBGE,³ e, diante do fato de que há bons motivos para se supor que diferentes tributos afetam as decisões privadas de formas diferentes, *ii*) aprofundar a análise desses autores investigando o impacto de diferentes desagregações da carga tributária bruta sobre o investimento privado no período após o Plano Real.

Tendo em vista esses objetivos, optamos por dividir o restante desse trabalho em quatro seções. Inicialmente, na seção 2 (e em apêndices a esse texto), discutimos as revisões necessárias para tornar os dados utilizados por DS&P compatíveis com as novas contas nacionais. A seguir, utilizamos dados referência 2000 para reestimar a função investimento proposta por DS&P (na seção 3) e apresentamos estimativas da sensibilidade dos investimentos privados a variações nos três principais componentes da carga tributária bruta brasileira (na seção 4), quais sejam, os impostos sobre produtos, os impostos sobre renda e patrimônio e as contribuições previdenciárias. Finalmente, na quinta e última seção deste trabalho, resumimos nossas conclusões gerais e apresentamos sugestões sobre possíveis aprofundamentos de nossa análise.

2 REVISANDO OS DADOS DE DOS SANTOS E PIRES (2007)

A hipótese básica testada por DS&P é a de que a formação bruta de capital fixo (FBCF) privada da economia brasileira medida em termos *reais* e/ou *de volume*⁴ teria

1. Ou seja, incrementos da ordem de 1% do PIB na carga tributária bruta estariam associados a reduções da ordem de 1% no investimento privado medido a preços constantes. Note-se que por um erro dos autores o prefixo “semi” foi omitido em DOS SANTOS e PIRES (2007).

2. A publicação dessas contas – calculadas com uma metodologia significativamente diferente da utilizada anteriormente (conhecida como *referência 1985*) – foi anunciada oficialmente no sítio do IBGE na Internet no dia 22/12/2006 e efetivada nos dias 21 e 28 de março de 2007. Até onde sabemos, o pequeno espaço de tempo decorrido entre o anúncio e a publicação de uma pesquisa tão importante e com tão significativas revisões metodológicas não é comum nem no IBGE nem nos melhores centros de produção de dados internacionais.

3. Utilizamos, ainda, algumas dentre as várias novas informações que nos foram disponibilizadas no processo de discussão do trabalho anterior. Desse processo participaram Sérgio Gobetti (em especial) e os participantes de seminários realizados no Departamento de Economia da UnB, nas Diretorias de Estudos Regionais e Urbanos e de Políticas Sociais do Ipea e na Secretaria do Tesouro Nacional. Na oportunidade, os autores gostariam de agradecer a essas pessoas pelos valiosos comentários, críticas e sugestões de aperfeiçoamento recebidos, isentando-as, entretanto, de qualquer responsabilidade pelos erros e omissões do presente estudo.

4. Ver Organização das Nações Unidas (1993, cap.16) para detalhes sobre a distinção entre esses dois conceitos.

uma *relação de longo prazo* com quatro outras variáveis, a saber: *i*) a FBCF pública real e/ou em volume; *ii*) um índice do preço relativo dos bens de capital; *iii*) o produto (PIB) real e/ou em volume; e *iv*) a carga tributária bruta medida como percentagem do PIB. Em suma, as estimativas reportadas por DS&P são baseadas em cinco séries distintas de dados (trimestrais, com 47 observações para o período 1995:1-2006:3). Nesta seção discutiremos apenas as revisões feitas nas séries da FBCF pública e privada utilizadas por DS&P. Com efeito, nada temos a acrescentar aqui às cuidadosas explicações dadas, respectivamente, por IBGE (2007a e 2007b) e Dos Santos e Costa (2007, apêndice 3) sobre as revisões requeridas para tornar as séries trimestrais do PIB e da carga tributária bruta utilizadas por DS&P compatíveis com as novas contas nacionais – e, ademais, nenhuma das mudanças na metodologia do IBGE afeta o índice trimestral do preço relativo dos bens de capital utilizado por DS&P.⁵ Para nossos propósitos imediatos, cumpre apenas alertar o leitor que as revisões (positivas) na carga tributária bruta nominal foram significativamente menores do que as revisões (também positivas) no PIB nominal, de modo que os novos valores (*ref. 2000*) da carga tributária medida como percentagem do PIB são sensivelmente menores – e os novos valores (inclusive das taxas de crescimento do *volume*) do PIB sensivelmente maiores – do que os utilizados por DS&P.

Sobre a revisão dos dados da FBCF pública e privada utilizados por DS&P, começamos notando que nada nas novas contas nacionais parece invalidar a estratégia geral de estimação proposta por esses autores. Dito de outro modo, a princípio continua sendo perfeitamente aceitável: *i*) utilizar séries primárias mensais (obtidas por meio de comunicação pessoal com a SPE) das despesas de investimento das três esferas da administração pública e das empresas estatais federais para, com os devidos ajustes, tentar reconstruir os valores nominais anuais (e a sazonalidade trimestral⁶) da FBCF pública reportados em documentos oficiais do IBGE,⁷ e *ii*) uma vez de posse da série trimestral da FBCF pública, utilizar a série da FBCF total da economia publicada nas contas nacionais trimestrais do IBGE para obter (por resíduo) uma medida trimestral da FBCF privada.

Uma implicação lógica dessa estratégia é que apenas o nível (e não a sazonalidade) das séries da FBCF pública e privada utilizadas por DS&P poderia ter sido afetado pelas novas contas nacionais anuais – visto que as séries primárias das despesas de investimento públicas (isto é da administração pública e das estatais federais) mensais utilizadas por DS&P para obter a sazonalidade trimestral aplicada

5. Que, seguindo Pereira (1999), é dado pela razão do IPA-bens de capital e do IGP-DI publicados pela FGV.

6. Esse ponto depende crucialmente da validade da hipótese adotada por DS&P de que a sazonalidade da FBCF pública não é particularmente diferente da sazonalidade apresentada pelas *despesas de investimento* públicas. Ainda que plausível, essa hipótese não é necessariamente verdadeira, devendo, assim, ser encarada apenas como uma *primeira aproximação* (ver DS&P).

7. Os dados anuais da FBCF da administração pública foram publicados em IBGE (2007a, tabela sinótica 16) e, anteriormente, em IBGE (2004a, tabela sinótica 21). Já os dados anuais (*referência 1985*) da FBCF das empresas estatais federais foram publicados nas pesquisas “Finanças Públicas” (IBGE, 2004c e IBGE, 2006) e “Regionalização das Transações do Setor Público: Atividade Empresarial do Governo” (IBGE, 2001 e IBGE, 2003). Uma vez que a FBCF das empresas estatais é obtida a partir das demonstrações contábeis dessas instituições, há poucos motivos para achar que os dados *referência 2000* serão diferentes dos dados *referência 1985* nesse caso. O mesmo raciocínio (e os dados da tabela 1 acima) leva(m) a crer que a inexistência de dados *ref. 2000* para a FBCF da administração pública nos anos 1995-1999 não é um problema especialmente grave.

aos valores anuais da FBCF pública não sofreram quaisquer revisões. Mas nem isso ocorreu de modo significativo (ver tabela 1⁸), de maneira que as revisões requeridas para adequar a série da FBCF pública nominal utilizada por DS&P aos novos dados *ref. 2000* foram mínimas (ver apêndices).

TABELA 1

Discrepâncias entre os valores nominais reportados nas contas nacionais *ref. 2000* e *1985* (nos anos em que há dados para ambas)

(Em R\$ bilhões correntes)

Ano	FBCF adm. pública nominal <i>ref. 1985</i>	FBCF adm. pública nominal <i>ref. 2000</i>	Revisão
2000	20.870	21.293	+0.423 (+2.02%)
2001	26.415	25.935	-0.480 (-1.82%)
2002	29.636	30.468	+0.832 (+2.81%)
2003	26.398	25.604	-0.794 (-3.01%)

Elaboração dos autores.

Por outro lado, a tabela 2 deixa claro que os novos dados (nominais, *ref. 2000*) da FBCF total da economia são significativamente menores do que os anteriores (*ref. 1985*). Uma vez que a FBCF privada nominal é obtida subtraindo-se a FBCF pública nominal (que permaneceu essencialmente a mesma) da FBCF nominal total da economia (que foi revista para baixo), é fácil concluir, assim, que as *novas* estimativas trimestrais da FBCF privada nominal também são significativamente menores do que as utilizadas por DS&P (ver apêndices 1 e 3).

TABELA 2

Discrepâncias entre os valores nominais reportados nas contas nacionais trimestrais *ref. 2000* e *ref. 1985* (nos anos em que há dados para ambas)

(Em R\$ bilhões correntes)

Ano	FBCF total <i>ref. 2000</i> (1)	FBCF <i>ref. 1985</i> (2)	Discrepância = (1) - (2)	Discrepância percentual
1995	129.296	132.754	-3.458	-2.60%
1996	142.382	150.05	-7.668	-5.11%
1997	163.135	172.939	-9.804	-5.67%
1998	166.174	179.982	-13.808	-7.67%
1999	166.746	184.098	-17.352	-9.43%
2000	198.151	212.384	-14.233	-6.70%
2001	221.773	233.384	-11.611	-4.98%
2002	242.161	246.606	-4.445	-1.80%
2003	259.715	276.742	-17.027	-6.15%
2004	312.517	346.335	-33.818	-9.76%
2005	349.463	385.943	-36.480	-9.45%

Elaboração dos autores.

Mas a história não pára por aí. Com efeito, a tabela 3 evidencia que também a composição da FBCF (isto é, os pesos relativos dos investimentos em *máquinas e equipamentos* e em *construções* na FBCF total) sofreu(ram) revisões consideráveis – de

8. Até junho de 2007 (quando este trabalho ficou pronto), o IBGE não havia ainda publicado dados *ref. 2000* para as empresas estatais federais (ver nota 6, acima).

modo que também os deflatores utilizados por DS&P para obter séries *reais* e/ou *de volume* da FBCF pública e privada devem ser revistos (ver abaixo).

Infelizmente, é impossível evitar algum grau de arbitrariedade na definição dos deflatores utilizados para se obter medidas *reais* e/ou *de volume* (especialmente trimestrais) dos investimentos públicos e privados no Brasil. Isso ocorre por vários motivos, dentre os quais, os fatos: *i*) de apenas os deflatores *anuais* da FBCF total e *em máquinas e equipamentos* serem publicados pelo IBGE (com grande atraso⁹) e de não ser óbvio o que se deve fazer para se obter o deflator anual da FBCF *em construções*;¹⁰ *ii*) de as medidas *de volume* publicadas nas contas nacionais trimestrais terem por base os preços do ano calendário anterior (de modo que o IBGE não publica um deflator verdadeiramente trimestral da FBCF – ver apêndice 2); e *iii*) de o IBGE não publicar dados trimestrais sobre a composição da FBCF.

TABELA 3

Pesos relativos dos investimentos em máquinas e equipamentos nas medidas de FBCF agregada reportados nas contas nacionais ref. 2000 e 1985¹¹ (nos anos em que há dados para ambas)

(Em %)

Ano	Porcentagem da FBCF em máquinas e equipamentos no total ref. 1985 (1)	Porcentagem da FBCF em máquinas e equipamentos no total ref. 2000 (2)	Revisão (2) - (1)
1995	33,53	52,32	18,79
1996	28,94	47,49	18,55
1997	28,18	46,54	18,36
1998	26,47	44,00	17,53
1999	26,74	42,36	15,62
2000	29,15	46,27	17,12
2001	32,29	49,66	17,37
2002	31,80	48,38	16,58
2003	33,48	51,43	17,95

Elaboração dos autores.

Dentre as opções disponíveis, DS&P preferiram aplicar um único deflator a ambas as séries nominais das formações brutas de capital fixo pública e privada. Tal deflator foi construído assumindo-se que: *i*) o peso relativo dos investimentos em máquinas e equipamentos no período 2004-2006 permanecera igual à média próxima de 1/3 observada no período 1995-2003; *ii*) esse peso relativo se mantivera constante também em todos os trimestres de todos os anos; e *iii*) os deflatores da FBCF *em máquinas e equipamentos* e *em construções* podiam ser bem aproximados, respectivamente, pela categoria *máquinas e equipamentos* do índice de preços por

9. O último dado disponível para ambas as séries em junho de 2007 era o de 2003 e mesmo assim apenas a série ref. 1985 estava disponível nessa data.

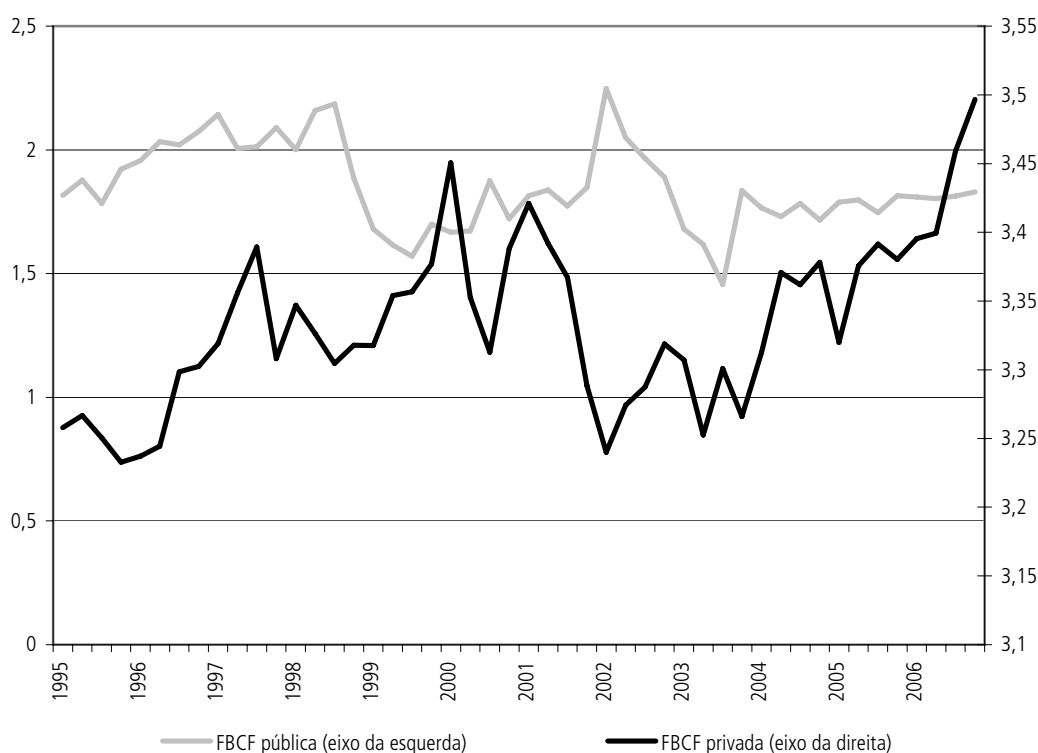
10. Dada a existência de parcela significativa de investimentos não classificados nem como *em máquinas e equipamentos* nem como *em construções*.

11. As contas nacionais anuais desagregam a FBCF da economia em investimentos em *máquinas e equipamentos*, *construções* e *outros*. O pouco que se sabe sobre essa última categoria é que seu peso variou entre 6.9% e 9.0% do total da FBCF ref. 2000 no período 1995-2005. Os dados acima foram obtidos dividindo-se o valor nominal da FBCF em *máquinas e equipamentos* pela soma deste e da FBCF *em construções* – ou seja, eles deixam implícito (tal como DS&P) que é correto assumir *i*) que a categoria *outros* (tipos de FBCF) é composta por uma parcela de produtos cujos preços se comportam da mesma forma dos preços de *máquinas e equipamentos* e outra parcela de produtos cujos preços acompanham os preços das *construções*, e *ii*) que os pesos relativos dessas parcelas são idênticos aos do restante da FBCF.

atacado, conceito de disponibilidade interna (IPA-DI máquinas e equipamentos) e pelo índice nacional de custos de construção (INCC), ambos publicados mensalmente pela FGV. Ainda que tenha as vantagens de ser verdadeiramente trimestral e, pelo menos grosso modo, compatível com procedimentos usualmente adotados na literatura,¹² o deflator proposto por DS&P apresenta alguns problemas potencialmente importantes. Em primeiro lugar, e talvez mais obviamente, as hipóteses *i) a iii)* anteriores são apenas *primeiras aproximações*. Em segundo lugar, a medida de PIB trimestral utilizada por DS&P (e por grande parte da literatura) é o índice *de volume* publicado nas contas nacionais trimestrais que, por sua vez, também é baseado em um *pseudo* deflator trimestral com os mesmos problemas do utilizado pelo IBGE no cálculo do índice de volume trimestral da FBCF total da economia. Em terceiro lugar, o peso do investimento em máquinas e equipamentos na FBCF da administração pública é significativamente menor do que na FBCF total (IBGE, 2007a, tabela sinótica 16), de modo que o mérito da aplicação de um único deflator a ambos os tipos de FBCF é questionável.¹³

GRÁFICO 1

Formação Bruta de Capital Fixo Pública e Privada (logaritmo neperiano do índice de volume com ajuste sazonal)



Elaboração dos autores.

Os dois primeiros problemas citados anteriormente e o fato de as medidas de volume das contas nacionais trimestrais ref. 2000 terem como base o ano de 1995 – e, portanto, não padecerem dos problemas associados aos dados ref. 1985 para esse

12. Ver, por exemplo, Afonso (2004).

13. Esse terceiro problema nos parece incontornável na prática, uma vez que nosso conceito de FBCF pública inclui também os investimentos das estatais federais (cuja composição, até onde sabemos, é desconhecida).

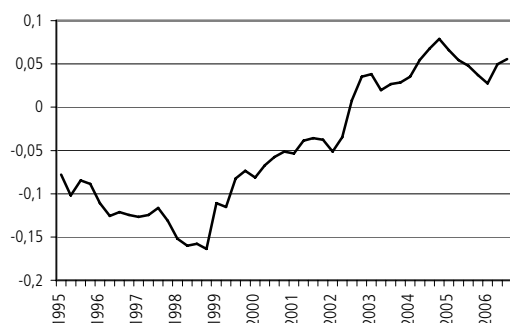
último ano¹⁴ – levam a crer que a melhor prática aplicável aos novos dados ref. 2000 é utilizar o pseudo deflator da FBCF implícito nas contas nacionais trimestrais (ver apêndice 2) para obter medidas de volume para ambos os investimentos público e privado trimestrais compatíveis com a medida de PIB real (na verdade um índice de volume) utilizada nesse trabalho (ver apêndices 1 a 3 e a seção 3 abaixo). Os dados reais dos dois componentes da FBCF da economia brasileira (ver gráfico 1 e apêndice 1) foram, portanto, construídos dessa forma.

3 QUAL A ELASTICIDADE-CARGA TRIBUTÁRIA DA FBCF PRIVADA BRASILEIRA? NOVAS ESTIMATIVAS AGREGADAS

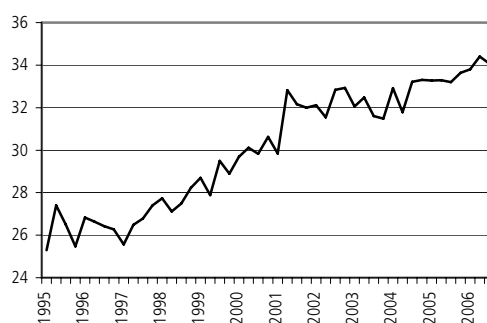
Seguindo o procedimento usual em análises de cointegração (também utilizado por DS&P), começamos por aplicar testes ADF-t e KPSS a fim de verificar a ordem de integração das variáveis utilizadas nas nossas especificações econométricas.¹⁵ Os resultados da aplicação desses testes (subsidiada ainda pela análise dos gráficos acima e abaixo) são reportados na tabela 4.

GRÁFICO 2

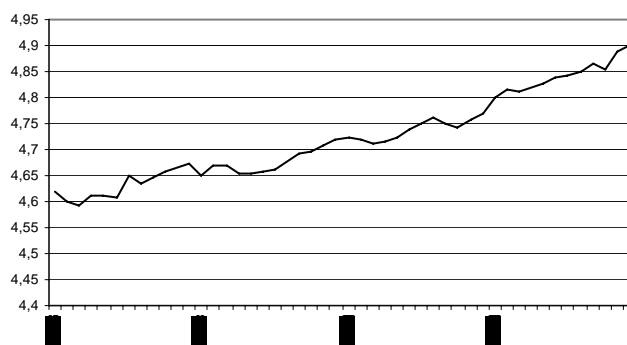
Índice de preço relativo dos bens de capital (em logaritmos neperianos)



Carga tributária bruta como percentagem do PIB (com ajuste sazonal)



PIB (índice de volume com ajuste sazonal)



Elaboração dos autores.

14. O principal problema dos dados *de volume* de 1995 (*ref. 1985*) é que estes foram obtidos a partir da comparação dos dados nominais desse ano com as respectivas séries *a preços médios de 1994* (afetadas, portanto, pela alta inflação nos dois primeiros trimestres de 1994), o que faz que apresentem significativo viés negativo.

15. As referências precisas desses testes são, respectivamente, Dickey e Fuller (1981) e Kwiatkowski *et al.* (1992). Ambos os testes foram realizados no *software* E-Views versão 4.1. O número de defasagens do testes ADF foi selecionado pelo critério de Schwartz, enquanto que o método de estimação espectral utilizado no teste KPSS foi o *Bartlett Kernel* (com *Newey-West Bandwith*).

TABELA 4

Resultados dos testes de raízes unitárias convencionais

Séries/Testes	ADf _t nível	ADf _t 1 ^a dif.	KPSS nível	Decisão provisória
Inv. priv. (excluindo estatais federais) c/ cte.	-1.79	-7.23***	0.401*	I(1)
Inv. priv. (excluindo estatais federais) c/ tend. e cte.	-2.36	-7.21***	0.114*	I(1)
Inv. púb. (incluindo estatais federais) c/ cte.	-2.80*	-7.65***	0.321	Indeterminado, mas com significativa evidência em favor da hipótese I(0)
Inv. púb. (incluindo estatais federais) c/ tend. e cte.	-3.14	-7.56***	0.059	Indeterminado, mas com significativa evidência em favor da hipótese I(0)
Pib c/ tendência e cte.	-2.31	-6.999***	0.198***	I(1)
Carga trib. c/ cte.	-0.36	-11.93***	0.87***	I(1)
Carga trib. c/ tend. e cte.	-2.76	-11.78***	0.186*	I(1)
Preço K c/ cte.	-0.227	-5.90***	0.786***	I(1)
Preço K c/ tend. e cte.	-2.59	-5.310***	0.1355**	I(1)

Elaboração dos autores.

Obs.: Rejeições da hipótese nula aos níveis de significância de 10%, 5% e 1% são denotados, respectivamente, por (*), (**), e (***).

Note-se, entretanto, que os resultados dos testes de raízes unitárias convencionais são notoriamente viesados na presença de quebras estruturais e/ou observações aberrantes nos dados (Perron, 1989; Franses e Haldrup, 1994) e há vários bons motivos para se supor que o período analisado nesse texto tenha sido marcado por fortes quebras estruturais e/ou choques negativos particularmente graves. Com efeito, lembramos ao leitor que os últimos doze anos foram marcados por considerável diminuição do parque produtivo estatal federal (devido às privatizações da segunda metade dos anos 1990 – notadamente do sistema Telebrás em julho de 1998) e por duas graves crises cambiais (em 1999 e 2002) seguidas de aumentos significativos nas alíquotas de tributos importantes e da criação de outros tantos (Giambiagi, 2006) – além de pesados choques negativos nos segundos semestres de 1997 (por conta da crise asiática) e de 2001 (por conta do *apagão* do setor elétrico e dos racionamentos de energia dele decorrentes). E mesmo um breve exame dos gráficos acima já permite constatar que tais episódios coincidiram, grosso modo pelo menos, com mudanças *visíveis a olho nu* no comportamento dos dados.

Com efeito, aplicando-se os testes de Zivot e Andrews (1992), Lanne *et al.* (2003) e Franses e Haldrup (1994) – que levam a existência de quebras estruturais e/ou observações aberrantes explicitamente em consideração (e, nos dois primeiros casos, as estimam) – às séries utilizadas nesse trabalho, obtém-se um quadro mais rico do que o anterior, notadamente no caso da série de investimento público (ver tabela 5¹⁶). Por um lado, a aplicação direta dos testes de Zivot e Andrews e Lanne *et al.* dá suporte à conclusão preliminar sobre essa última variável, uma vez que ambos os testes indicam a rejeição da hipótese de raiz unitária também no caso de quebras estruturais relevantes no quarto trimestre de 1998 e/ou nos primeiros trimestres de 2002/2003. Por outro

16. A ordem do teste de Zivot-Andrews foi escolhida pela utilização do critério de Schwartz. Os valores reportados assumiram quebra estrutural tanto na tendência, quanto na constante e foram obtidos com a utilização da rotina ZIVOT.SRC (disponível gratuitamente em <www.estima.com>) no *software* RATS versão 6.0. Os testes de Lanne *et al.* foram realizados no *software* JMULTI (disponível gratuitamente, também, em <www.jmulti.de>) e assumiram uma *shift dummy*. Os testes de Franses e Haldrup foram realizados no *software* E-Views, versão 4.1.

lado, supondo-se que essas observações não representaram quebras estruturais *per se* e sim a mera ocorrência de choques *aditivos* particularmente grandes *no mesmo modelo*, o resultado do teste de Franses e Haldrup é compatível com a hipótese de raiz unitária. Como não temos *a priori* como saber qual é o caso relevante, continuaremos a tratar o investimento público como variável potencialmente não-estacionária, ainda que tendo em mente os indícios de *estacionaridade* mencionados anteriormente. As demais séries, ao contrário, aparentam ser robustamente não-estacionárias.

TABELA 5

Resultados dos testes de raízes unitárias com quebras estruturais escolhidas com base em conhecimento prévio dos dados e nos resultados dos testes com quebras endógenas

Séries/Testes	Z&A (Hipótese nula: caminho aleatório com tendência)	Lanne <i>et al.</i> (Hipótese nula: caminho aleatório com tendência)	Franses e Haldrup (Hipótese nula: raiz unitária)
Invest. privado (excluindo estatais federais)	-5.04 (1995:1-2006:4 <i>c/</i> quebra est. em 2001:4)	-0.29 (1995:1-2006:4 <i>c/</i> quebra est. em 2001:4)	-2.51 (1995:1-2006:4 modelo <i>c/</i> constante e tendência e <i>outliers</i> aditivos (OAs) em 1996:3, 2000:1 e 2001:4)
	-4.05 (1995:1-2001:3 <i>c/</i> quebra est. em 1996:3)	-2.72* (1995:1-2001:3 <i>c/</i> quebra est. em 2000:1)	-2.21 (1995:1-2006:4 modelo <i>c/</i> constante e tendência e OAs em 1997:4, 2000:1 e 2001:4)
	-4.83 (1998:1-2006:4 <i>c/</i> quebra est. em 2001:4)	-0.65 (2000:1-2006:4 <i>c/</i> quebra est. em 2001:4)	
Invest. público (incluindo estatais federais)	-4.57 (1995:1-2006:4 <i>c/</i> quebra est. em 1998:4)	-1.35 (1995:1-2006:4 <i>c/</i> quebra est. em 2002:1)	-2.51 (1995:1-2006:4 modelo <i>c/</i> constante e tendência e OAs em 1998:4 e 2003:1)
	-5.90** (1999:1-2006:4 <i>c/</i> quebra est. em 2003:1)	-3.13** (1995:1-2001:4 <i>c/</i> quebra est. em 1998:4)	-3.02 (1995:1-2006:4 modelo com constante e OAs em 1998:4, 2002:1 e 2003:1)
	-5.17** (1995:1-2002:3 <i>c/</i> quebra est. em 1998:4)	-1.638 (1999:1-2006:4 <i>c/</i> quebra est. em 2002:1)	
Pib	-4.37 (1995:1-2006:4 <i>c/</i> quebra est. em 2004:1)	-1.80 (1995:1-2006:4 <i>c/</i> quebra est. em 1996:3)	Aplicação desnecessária em nosso julgamento
	-4.87 (1995:1-2003:4 <i>c/</i> quebra est. em 1998:1)	0.91 (1995:1-2006:4 <i>c/</i> quebra est. em 2004:1)	
	-4.90 (1998:1-2006:4 <i>c/</i> quebra est. em 2004:1)		
Carga trib.	Aplicação desnecessária em nosso julgamento	Aplicação desnecessária em nosso julgamento	-0.22 (1995:1-2006:4 modelo <i>c/</i> constante e OAs em 2001:2 e 2003:3) -0.41 (1995:1-2006:4 modelo <i>c/</i> constante e OAs em 2001:2)
Preço do K	-3.16 (1995:1-2006:4 <i>c/</i> quebra est. em 1999:1)	-0.318 (1995:1-2006:4 <i>c/</i> quebra est. em 1999:1)	-0.58 (1995:1-2006:4 modelo <i>c/</i> constante e OAs em 1999:1 e 2002:3)
	-3.96 (1995:1-2006:4 <i>c/</i> quebra est. em 2002:3)	-1.80 (1999:1-2006:4 <i>c/</i> quebra est. em 2002:3)	
	-5.09** (1995:1-2002:2 <i>c/</i> quebra est. em 1999:1)	-1.42 (1995:1-2002:2 <i>c/</i> quebra est. em 1999:1)	

Elaboração dos autores.

Nota: 1. Ainda que com forte evidência de quebra também em 1997:4.

Obs.: Rejeições da hipótese nula aos níveis de significância de 10%, 5% e 1% são denotados, respectivamente, por (*), (**), e (***)

Passando agora aos testes de cointegração propriamente ditos, começamos notando que a evidência de cointegração que obtivemos com a aplicação dos testes *uniequacionais* (ver tabela 6) aos dados mencionados é mais fraca do que a encontrada por DS&P com os dados *ref. 1985*. Com efeito, a hipótese nula de não-cointegração é rejeitada aos níveis de significância usuais apenas no modelo em que o investimento privado depende apenas do PIB e do índice de preço de capital (com ou sem quebra estrutural) e, no caso de ter havido quebra estrutural (na relação de cointegração) no quarto trimestre de 2001, no modelo com a carga tributária entre as variáveis explicativas. Outro fato estilizado encontrado por DS&P que não aparece nos novos dados *ref. 2000* é constância da semi elasticidade-carga tributária do investimento privado (próxima de menos um em praticamente todos os modelos estimados por DS&P, mas bastante variável nos modelos a seguir).

Naturalmente, as equações de cointegração da tabela 6 têm problemas. Mais precisamente, estas não admitem a utilização de testes t e F convencionais para testar hipóteses sobre significância ou não das estimativas que apresentam¹⁷ e, em geral, produzem estimativas fortemente viesadas no caso da existência de múltiplos vetores de cointegração. A fim de obter mais informações sobre os resultados da tabela 6, devemos, portanto, aplicar também testes de cointegração vetoriais (ver tabela 7).

Tomados em conjunto, os resultados dos testes das tabelas 6 e 7 permitem algumas conclusões gerais. Primeiramente, vários dos modelos estimados sugerem fortemente a existência de quebras estruturais no período em questão (como seria de se esperar). Em segundo lugar, cumpre destacar a forte evidência na direção da existência de um vetor de cointegração nas variáveis *priv*, *pk* e *pib*. Com efeito, os testes foram unânimes em apontar uma relação de longo prazo positiva (e forte) entre o PIB e o nível de investimento privado e uma relação negativa (também potencialmente significativa) entre essa última variável e o preço relativo dos bens de capital. Em terceiro lugar, e talvez por conta de erros de medida,¹⁸ o investimento público mostrou-se pouco ou nada importante como variável explicativa do investimento privado.¹⁹ Em quarto lugar, cumpre repetir que os novos dados não são obviamente compatíveis com a hipótese de que a semi elasticidade-carga tributária do investimento privado seria próxima de menos um – talvez o resultado mais intrigante encontrado por DS&P nos dados *ref. 1985*.

Com efeito, a relação da carga tributária com o investimento privado que se extrai dos resultados acima parece ser bastante mais sutil do que a sugerida pelos dados *ref. 1985*. Uma primeira evidência nesse sentido é o fato de que parece haver dois vetores de cointegração entre as variáveis *priv*, *pib*, *pk* e *ct*, mas apenas um vetor de cointegração entre as três primeiras variáveis – note que a existência de dois vetores de cointegração explicaria ainda a estimativa positiva obtida para a semi elasticidade-carga tributária na relação de longo prazo no modelo com as quatro variáveis e um único vetor de cointegração. Em segundo lugar, a realização de testes de cointegração em *pk*, *priv* e *ct* (e mesmo entre *pk* e *ct*) apontam claramente a existência de uma forte relação positiva de longo prazo entre a carga tributária e o preço relativo dos bens de capital²⁰ (ver tabela 8).

17. No caso da existência de um único vetor de cointegração, uma saída para permitir a inferência nesses é a utilização dos chamados estimadores de mínimos quadrados *inteiramente modificados* (propostos por Phillips e Hansen, 1990); e discutidos por Patterson, 2000, cap. 9). Não seguimos esse caminho aqui por entender que a possibilidade de vários vetores de cointegração não pode ser descartada (ver tabela 8).

18. Que, apesar de afetarem também (por construção) nossa série de investimento privado, são menos importantes nesse caso (dadas as magnitudes envolvidas).

19. Cumpre notar, ainda, que o conceito de *formação bruta de capital fixo pública* – a variável de investimento público que utilizamos – é excessivamente amplo para nossos propósitos, abarcando teoricamente, tanto investimentos do governo ou de estatais federais em novas instalações administrativas (*e.g.* a reforma de uma repartição pública ou a construção de mais uma sede faraônica de um tribunal em Brasília) como investimentos em infra-estrutura da administração pública e em máquinas e equipamentos para a produção dos bens finais por estatais federais (desde latas de óleo lubrificante para o mercado doméstico até barris de petróleo bruto para exportação). Como alguns desses investimentos elevam o investimento privado, e outros potencialmente o diminuem, acreditamos que uma análise mais aguda do papel gerador de crescimento dos investimentos públicos terá de esperar dados mais desagregados do que os hoje disponíveis.

20. Uma hipótese formulada também por Afonso (2004).

TABELA 6

Resultados dos testes de cointegração *uniequacionais*²¹

Teste	Especificação	Resultado	Possível relação de cointegração
Engle e Granger	Priv = f(pib, ct, pk, pub)	-3.47	$Priv = -2.31 + 1.28pib - 1.03pk - 0.47ct - 0.17pub$
Engle e Granger	Priv = f(pib, ct, pk)	-3.40	$Priv = -1.49 + 1.02pib - .69pk - 0.17ct$
Engle e Granger	Priv = f(pib, pk, pub)	-3.44	$Priv = -1.99 + 1.18pib - 1.09pk - 0.17pub$
Engle e Granger	Priv = f(pib, pk)	-3.40 (Rejeita a hipótese nula a 15%)	$Priv = -1.38 + 0.99pib - 0.72pk$
Gregory-Hansen	Priv = f(pib, ct, pk, pub)	-5.44. Quebra estimada em 2002:1	$Priv = -3.59 + 1.59pib - 0.50pk - 0.97ct - 0.15pub$ (1995:1-2001:4) $Priv = -2.29 + 1.16pib + 0.06pk + 0.17ct - 0.001pub$ (2002:1-2006:4)
Gregory-Hansen	Priv = f(pib, ct, pk)	-5.78*. Quebra estimada em 2001:4	$Priv = -2.54 + 1.25pib - 0.12pk + 0.07ct$ (antes de 2001:4) $Priv = -2.09 + 1.10pib - 0.07pk + 0.44ct$ (2001:4-2006:4)
Gregory-Hansen	Priv = f(pib, pk, pub)	-5.23. Quebra estimada em 2001:1	$Priv = -2.30 + 1.24pib - .51pk - 0.11pub$ (1995:1-2000:4) $Priv = -2.95 + 1.38pib - 1.29pk - 0.16pub$ (2001:1-2006:4)
Gregory-Hansen	Priv = f(pib, pk)	-5.68**. Quebra estimada em 2001:4	$Priv = -2.63 + 1.28pib - 0.11pk$ (1995:1-2001:3) $Priv = -2.27 + 1.17pib - 0.08pk + (2001:4-2006:4)$

Elaboração dos autores.

Obs.: (*), (**) e (***) indicam, respectivamente, a rejeição da hipótese nula de não-cointegração aos níveis de significância de 10%, 5% e 1%. *Priv* e *Pub* denotam, respectivamente, as séries de FBCF privada (excluindo estatais federais) e pública (incluindo estatais federais), enquanto *ct* e *pk* denotam, respectivamente, a carga tributária bruta e o preço relativo dos bens de capital.

TABELA 7

Resultados dos testes de cointegração de Johansen convencionais²²

VAR de partida (<i>c</i> / termo constante e <i>s</i> / tendência)	Resultado	Relação de cointegração (VECM)
VAR de ordem 2 em <i>priv</i> , <i>pib</i> , <i>pk</i> , <i>pub</i> e <i>ct</i> com alguma evidência de autocorrelação serial e não normalidade (por curtose excessiva) dos resíduos. Testes de quebra estrutural de Chow – <i>breakpoint</i> (BP) e <i>sample split</i> (SS) – apontam quebra em 2000:4	Testes do traço e do autovalor máximo não rejeitam a hipótese de não cointegração aos níveis usuais de significância	VECM de ordem 1 com resíduos bem comportados e vetor de cointegração dado por: $Priv = -1.25 + 0.94pib - 1.18pk + 0.98ct - 0.12pub$. O teste Chow (BP) aponta uma quebra em 2003:3. Os resíduos do modelo com duas relações de cointegração apresentam os mesmos resultados <i>c</i> / quebra em 2003:1
VAR de ordem 3 em <i>priv</i> , <i>pib</i> , <i>pk</i> e <i>ct</i> com alguma evidência de autocorrelação serial e não-normalidade (por curtose excessiva) dos resíduos. Testes de Chow (BP e SS) apontam quebras em 2000:2 e 2000:3	Teste do traço aponta a existência de 2 vetores de cointegração a 5%. O mesmo resultado é obtido com o autovalor máximo com menor significância	VECM de ordem 2 com resíduos bem comportados e vetor de cointegração dado por: $Priv = 2.62 + 1.18pib - 1.46pk + 1.11ct$. Testes de Chow (BP e SS) apontam quebras entre 2000:2 e 2001:2. Os mesmos resultados (<i>c</i> / exceção do vetor de cointegração) foram obtidos no caso do modelo com dois vetores de cointegração
VAR de ordem 1 em <i>priv</i> , <i>pib</i> , <i>pk</i> , e <i>pub</i> com alguma evidência de autocorrelação serial, mas com resíduos aparentemente normais e homocedásticos. Testes de Chow (BP e SS) apontam quebras entre 1998:3 e 2000:3	A hipótese nula de não-cointegração não é rejeitada por nenhum dos testes de Johansen aos níveis usuais de significância	VECM de ordem 0 com alguma evidência de heteroscedasticidade, mas com resíduos aparentemente normais e não-correlacionados, sem quebras estruturais visíveis e com um vetor de cointegração dado por: $Priv = 3.32 + 1.43pib - 1.24pk - 0.08pub$
VAR de ordem 3 em <i>priv</i> , <i>pib</i> e <i>pk</i> com alguma evidência de autocorrelação serial e não-normalidade (por curtose excessiva) dos resíduos. Testes de Chow (BP e SS) apontam várias quebras entre 1999 e 2003	Teste do traço aponta a existência de um vetor de cointegração a 10%. O mesmo resultado é obtido com o autovalor máximo a 5%	VECM de ordem 2 com resíduos bem comportados e vetor de cointegração dado por: $Priv = 4.87 + 1.72pib - 1.67pk$. Testes de Chow (BP e SS) apontam várias quebras entre 1999 e 2000

Elaboração dos autores.

21. Ambos os testes foram realizados no *software* RATS versão 6.0 utilizando, respectivamente, os procedimentos EGTEST.SRC e GREGORYHANSEN.SRC disponíveis gratuitamente em <www.estima.com>. Os testes de Gregory Hansen assumiram quebra estrutural completa no vetor de cointegração e os *lags* desses últimos foram escolhidos com base no critério de Schwartz. Os vetores de cointegração antes e depois da quebra foram estimados no *software* E-Views, versão 4.1.

22. Ordem dos VARs *de partida* foi escolhida de modo a simultaneamente minimizar critérios de perda (Akaike, Schwartz, Hannah-Quinn, Mínimo Erro de Previsão etc), tentar obter modelos tão *congruentes* quanto possível e garantir que nenhuma defasagem fosse excluída, caso se mostrasse significativa no teste de Wald de exclusão de defasagens. A despeito de várias especificações *de partida* terem se mostrado incongruentes (ver tabela), variáveis *dummy* não foram incluídas para não viesar os resultados. Os testes de normalidade, heteroscedasticidade e não auto-correlação utilizados foram, respectivamente, Jarque-Bera, White e Portmanteu e LM. Os testes de Chow (com valores ajustados para pequenas amostras por técnicas de *bootstrapping*) foram realizados no programa Jmulti, versão 4.15, disponível em <www.jmulti.de>. Todos os demais testes foram realizados tanto nesse último programa como no programa E-Views, versão 4.1.

TABELA 8

Um possível segundo vetor de cointegração?

Teste	Especificação	Resultado	Possível relação de cointegração
Engle e Granger	$pk = f(ct, priv)$	-3.48 (rejeição a 15%)	$pk = -0.41 - 0.11priv + 2.44ct$
Engle e Granger	$pk = f(ct)$	-3.31*	$pk = -0.75 + 2.33ct$
Johansen	VAR de ordem 3 em pk , ct e $priv$, sem evidência de quebras e com resíduos aparentemente normais e homocedásticos, mas com alguma evidência de autocorrelação serial	Ambos os testes do traço e do autovalor máximo apontam a existência de um vetor de cointegração a 5%	VECM de ordem 2 com resíduos bem comportados, sem evidência de quebras estruturais e vetor de cointegração dado por: $pk = +0.89 - 0.57priv + 3.19ct$
Johansen	VAR de ordem 4 em pk e ct com alguma evidência de autocorrelação serial, mas com resíduos aparentemente normais e homocedásticos. Teste de Chow (<i>forecast</i>) aponta uma quebra em 1999:1	Ambos os testes do traço e do autovalor máximo rejeitam a hipótese nula de não cointegração a 5%	VECM de ordem 3 com resíduos bem comportados, sem evidência de quebras estruturais e vetor de cointegração dado por: $pk = -0.88 + 2.84ct$

Elaboração dos autores.

Obs.: (*), (**) e (***) indicam, respectivamente, a rejeição da hipótese nula de não-cointegração aos níveis de significância de 10%, 5% e 1%.

A interpretação de múltiplos vetores de cointegração é usualmente difícil. A fim de “identificar” esses vetores é necessário impor restrições não triviais aos coeficientes dos mesmos, procedimento esse frequentemente criticado como arbitrário por céticos em relação ao método econométrico. Ainda assim, notamos que uma possível maneira de “resgatar” a sabedoria convencional vigente – de que a elevação da carga tributária estaria contribuindo para reduzir o investimento privado – seria interpretar um dos vetores de cointegração como uma “função demanda simplificada” por bens de capital (i.e. $priv = f(pib, pk)$) e o segundo como uma “função oferta simplificada” de bens de capital (i.e. $pk = g(priv, ct)$). Ainda que seja difícil testar essa hipótese – dada a influência das quebras estruturais sobre os valores críticos dos testes relevantes – sempre podemos impor essas restrições no processo de estimação de nosso modelo vetorial de correção de erros. Ao fazermos isso, obtemos resultados em linha com a sabedoria convencional mencionada acima (ver quadro abaixo). Mais precisamente, aumentos da carga tributária da ordem de 1% do PIB (i.e. cerca de R\$ 23.2 bilhões em 2006) estariam associados a diminuições da ordem de 12.2% do investimento privado (i.e. cerca de R\$ 42 bilhões em 2006).

QUADRO 1

Resultados obtidos impondo as restrições de identificação discutidas acima ao segundo modelo da tabela 7	
Função Demanda (1)	Função Oferta (2)
$Priv = 3.52 + 1.44 pib - 1.34pk$	$pk = 0.69 + 3.05ct - 0.50priv$
Equilíbrio do mercado obtido resolvendo (1) e (2) para pk .	$Priv = 7.76 + 4.28 pib - 12.2ct$

Elaboração dos autores.

Note-se, entretanto, que o modelo acima tem algumas implicações pouco confortáveis para a teoria convencional. Em primeiro lugar, supõe que a carga tributária não afeta a decisão de investimento (i.e. a demanda por bens de capital) dos capitalistas. Em segundo lugar, sugere uma “curva de oferta de bens de capital longo prazo” marcada por custos médios decrescentes (pelo menos na região relevante). Ambas essas hipóteses carecem ainda de fundamentação econométrica – e são virtualmente impossíveis de testar com os dados que dispomos.

4 QUAL A ELASTICIDADE-CARGA TRIBUTÁRIA DA FBCF PRIVADA BRASILEIRA? NOVAS ESTIMATIVAS DESAGREGADAS

As novas contas nacionais *ref.* 2000 desagregam a carga tributária bruta em cinco categorias, quais sejam, *i*) impostos sobre produção (IPs); *ii*) impostos sobre renda e patrimônio (IRPs); *iii*) contribuições previdenciárias (CPs); *iv*) outros impostos ligados à produção; e *v*) impostos sobre o capital. Destas cinco categorias, as três primeiras são quantitativamente as mais importantes, respondendo por cerca de 95% da carga tributária total no período 1995-2006, de modo que concentraremos nossa análise nestas.²³ E, uma vez que, pelo menos a princípio, apenas as CPs privadas (CPPRIVs) deveriam afetar o investimento privado, trabalharemos ainda com uma *proxy* dessas obtida subtraindo-se as *contribuições patronais* do próprio governo (para a previdência social dos servidores públicos) das CPs totais.²⁴

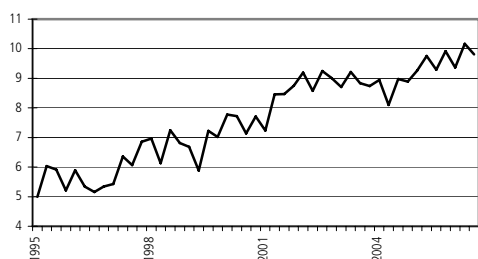
Como apontado anteriormente, há bons motivos para se supor que o investimento privado responda de modo diferente a choques em diferentes tipos de impostos. Com efeito, é possível conjecturar que aumentos nos IPs e nos IRPs tenham efeito negativo sobre o processo de acumulação de capital (dados os impactos desses últimos sobre o preço dos bens de capital e sobre a rentabilidade líquida dos capitalistas), enquanto que aumentos nas CPs (ou, mais precisamente, CPPRIVs) poderiam mesmo estimular a formação bruta de capital ao encarecer o fator trabalho *vis-à-vis* o fator capital. A análise dos efeitos dos componentes desagregados da carga tributária pode, portanto, trazer elementos importantes para a discussão da dinâmica do investimento privado. Nessa seção, procuramos dar alguns passos iniciais nessa direção.

Começamos notando que todas as desagregações da carga tributária bruta calculadas pelo IBGE apresentaram aumentos significativos após o Plano Real (ver gráficos abaixo e apêndice 1). Com efeito, no período em questão as CPs aumentaram quase 2% do PIB e os IPs aumentaram cerca de 1,5% do PIB, enquanto os IRPs aumentaram quase 5% do PIB. A inspeção gráfica das CPs mostra súbito aumento no primeiro trimestre de 1996, enquanto que os IPs experimentaram forte aumento, provavelmente com a elevação da cofins, em 1999 (revertendo a tendência de queda verificada até 1998). A análise da ordem de integração dessas séries com base nos testes convencionais (ver tabela 9) sofre, portanto, dos mesmos problemas discutidos acima e daí a necessidade de complementá-la com a aplicação de testes de raiz unitária que consideram explicitamente a existência de quebras estruturais e observações aberrantes nas séries (ver tabela 10).

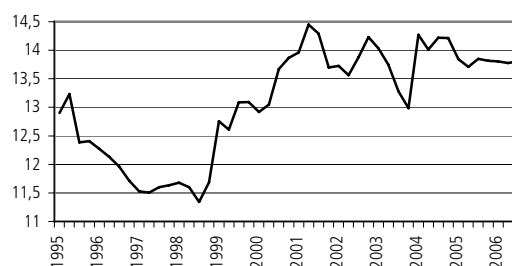
23. Ver Dos Santos e Costa (2007, apêndice 3). No que se segue, os impostos sobre o capital (cerca de 0.5% da carga tributária total) são somados aos impostos sobre a renda e a propriedade (tal como ocorria nas contas nacionais *ref.* 1985).

24. Nossa medida das contribuições previdenciárias do governo foi obtida somando-se as seguintes variáveis publicadas pela Secretaria do Tesouro Nacional (2007): "Contribuição para o plano de seguridade social do servidor" (de 1995 até 2003), "Contribuições previdenciárias dos órgãos do poder público" (de 2003 até 2006), "Contribuição patronal – ativo civil" (de 2003 até 2004), "Contribuição patronal – ativo militar" (em 2003), "Contribuição patronal para o plano seguridade social – pensionista" (em 2004), "Contribuição patronal para plano seguridade social do servidor público." (em 2005) e "Contribuição patronal para plano seguridade social do servidor inativo" (em 2004). Nesse sentido, ela ignora as contribuições patronais de estados, municípios e estatais.

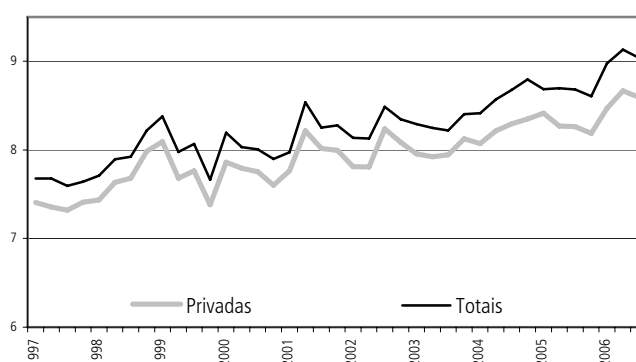
GRÁFICO 3
Imposto sobre a renda e o patrimônio como % do PIB
(c/ ajuste sazonal)



Imposto sobre produtos como % do PIB
(c/ ajuste sazonal)



Contribuições previdenciárias como % do PIB (c/ ajuste sazonal)



Elaboração dos autores.

Tomados em conjunto os resultados das tabelas 9 e 10 (abaixo) indicam que muito provavelmente ambos os impostos sobre produtos e os impostos sobre renda e patrimônio são não-estacionários. O caso das contribuições previdenciárias (totais e privadas) é menos claro, entretanto, com o resultado dependendo do tipo de especificação que se queira utilizar (isto é, da existência ou não de quebras estruturais no sentido estrito da expressão *vis-à-vis* a mera presença de observações aberrantes). Dadas as evidências de estacionaridade reportadas abaixo, devemos, portanto, prosseguir com cuidado no caso dessas últimas variáveis.

TABELA 9

Testes de raízes unitárias convencionais nas desagregações da carga tributária

Séries/Testes	ADfT nível	ADfT 1ª dif.	KPSS nível	Decisão provisória
IPs c/ constante	-1.07	-6.88***	0.64**	I(1)
IPs c/ cte. e tendência	-2.47	-6.90***	0.104 (rejeição a 15%)	I(1)
IRPs c/ cte. e tendência	-2.80	-12.41***	0.11 (rejeição a 15%)	I(1)
CPs c/ constante	-2.39 (rejeição a 15%)	-8.97***	0.87***	Indeterminado
CPs c/ cte. e tendência	-4.28***	-8.94***	0.107 (rejeição a 15%)	Indeterminado
CPs priv. c/ constante	-2.39 (rejeição a 15%)	-6.07***	0.86***	Indeterminado
CPs priv. c/ cte. e tendência	-3.66**	-5.87**	0.13*	Indeterminado

Elaboração dos autores.

Obs.: Rejeições da hipótese nula aos níveis de significância de 10%, 5% e 1% são denotados, respectivamente, por (*), (**), e (***).

TABELA 10

Resultados dos testes de raízes unitárias com quebras estruturais para amostras escolhidas com base em conhecimento prévio dos dados e nos resultados dos testes com quebras endógenas

Séries/Testes	Zivot e Andrews (Hipótese nula: caminho aleatório com tendência)	Lanne <i>et al.</i> (Hipótese nula: caminho aleatório com tendência)	Franses e Haldrup (Hipótese nula: raiz unitária)
IPs	-4.40 (1995:1-2006:4 <i>c/</i> quebra estimada em 1999:1) -4.90 (1999:1-2006:4 <i>c/</i> quebra estimada em 2001:4) -3.90 (1995:1-2001:3 <i>c/</i> quebra estimada em 1997:4)	-1.53 (1995:1-2006:4 <i>c/</i> quebra estimada em 2004:1) -1.79 (1995:1-2003:4 <i>c/</i> quebra estimada em 1999:1) -1.36 (1999:1-2006:4 <i>c/</i> quebra estimada em 2004:1)	-0.13 (1995:1-2006:4 modelo <i>c/</i> constante e <i>outliers</i> aditivos em 1999:1, 2001:4 e 2004:1) -0.99 (1995:1-2006:4 modelo <i>c/</i> constante, tendência e <i>outliers</i> aditivos em 1999:1, 2001:4 e 2004:1)
IRPs	-4.15 (1995:1-2006:4 <i>c/</i> quebra estimada em 2001:2) -6.09*** (1995:1-2001:1 <i>c/</i> quebra estimada em 1997:2) -3.93 (1997:2-2006:4 <i>c/</i> quebra estimada em 2001:2)	-1.20 (1995:1-2006:4 <i>c/</i> quebra estimada em 2001:2) -1.28 (1995:1-2001:1 <i>c/</i> quebra estimada em 1997:2) -0.86 (1997:2-2006:4 <i>c/</i> quebra estimada em 2001:2)	-2.35 (1995:1-2006:4 modelo <i>c/</i> constante, tendência e <i>outliers</i> aditivos em 1997:2 e 2001:2) -0.36 (1995:1-2006:4 modelo <i>c/</i> constante e <i>outliers</i> aditivos em 1997:2 e 2001:2)
CPS totais	-5.29** (1995:1-2006:4 <i>c/</i> quebra estimada em 1997:1) -5.36** (1997:2-2006:4 <i>c/</i> quebra estimada em 1999:2) -5.93** (1999:2-2006:4 <i>c/</i> quebra estimada em 2003:2)	-4.45*** (1995:1-2006:4 <i>c/</i> quebra estimada em 2001:2) -5.41*** (1995:1-2001:1 <i>c/</i> quebra estimada em 2000:1) -0.10 (2000:1-2006:4 <i>c/</i> quebra estimada em 2001:2)	-2.00 (1995:1-2006:4 modelo <i>c/</i> tendência, constante e <i>outliers</i> aditivos em 1996:1, 1999:2, 2000:1 e 2001:2) -0.61 (1995:1-2006:4 modelo <i>c/</i> constante e <i>outliers</i> aditivos em 1996:1, 1999:2, 2000:1 e 2001:2)
CPS privadas	Resultados muito similares aos reportados para as CPS totais	-4.97*** (1995:1-2006:4 <i>c/</i> quebra estimada em 2001:2) -4.31*** (1995:1-2001:1 <i>c/</i> quebra estimada em 1996:4) -1.95 (1997:1-2006:4 <i>c/</i> quebra estimada em 2001:2)	-3.00 (1995:1-2006:4 modelo <i>c/</i> tendência, constante e <i>outliers</i> aditivos em 1996:4 e 2001:2) -1.05 (1995:1-2006:4 modelo <i>c/</i> constante e <i>outliers</i> aditivos em 1996:4 e 2001:2)

Elaboração dos autores.

Obs.: Rejeições da hipótese nula aos níveis de significância de 10%, 5% e 1% são denotados, respectivamente, por (*), (**), e (***). AD indica aplicação desnecessária em nosso julgamento.

A interpretação dos resultados dos testes de cointegração convencionais (tabelas 11 e 12 a seguir) também é dificultada pela forte evidência de quebras estruturais tanto nas séries tomadas isoladamente (ver anteriormente) como nos modelos vetoriais autoregressivos que serviram de *base* para a aplicação dos testes de cointegração de Johansen (ver tabela 12) e mesmo nas próprias relações de cointegração (tal como evidenciado, na tabela 11, pelos resultados dos testes de Gregory e Hansen).

TABELA 11

Resultados dos testes de cointegração *uniequacionais*

Teste	Especificação	Resultado	Possível relação de cointegração
Engle e Granger	Priv = f(pib, pk, cp)	-3.40	$Priv = -1.35 + 0.98pib - 0.71pk + 0.10cp$
Engle e Granger	Priv = f(pib, pk, cppriv)	-3.40	$Priv = -1.39 + 0.99pib - 0.72pk - 0.02cppriv$
Engle e Granger	Priv = f(pib, pk, ip)	-3.71	$Priv = -2.00 + 1.05pib - 1.05pk + 2.51ip$
Engle e Granger	Priv = f(pib, pk, irp)	-3.54	$Priv = -2.12 + 1.17pib - 0.64pk - 1.45irp$
Gregory-Hansen	Priv = f(pib, pk, ip)	-6.23***. Quebra estimada em 2001:4 (e evidência de quebra também em 2000:3)	$Priv = -2.62 + 1.31pib + 0.12pk - 1.07ip$ (1995:1 - 2001:3) $Priv = -2.74 + 1.16pib - 0.21pk + 3.7ip$ (2001:4 - 2006:4)
Gregory-Hansen	Priv = f(pib, pk, irp)	-5.56. Quebra estimada em 2001:4 (e evidência de quebra também em 2000:1)	$Priv = -2.14 + 1.16pib - 0.13pk + .58irp$ (1995:1 - 2001:3) $Priv = -2.72 + 1.30pib - 0.17pk - 1.64irp$ (2001:4 - 2006:4)
Gregory-Hansen	Priv = f(pib, pk, cp)	-5.88*. Quebra estimada em 2001:3	$Priv = -2.41 + 1.22pib - 0.04pk + 0.67cp$ (1995:1 - 2001:2) $Priv = -0.48 + 0.62pib - .30pk + 9.95cp$ (2001:3 - 2006:4)
Gregory-Hansen	Priv = f(pib, pk, cppriv)	-6.07***. Quebra estimada em 2001:3	$Priv = -2.53 + 1.25pib - .05pk + 0.37cppriv$ (1995:1 - 2001:2) $Priv = -0.92 + 0.71pib - .33pk + 10.71cppriv$ (2001:3-2006:4)

Elaboração dos autores.

Obs.: (*), (**) e (***) indicam, respectivamente, a rejeição da hipótese nula de não-cointegração aos níveis de significância de 10%, 5% e 1%.

TABELA 12

Resultados dos testes de cointegração de Johansen convencionais

VAR de partida (<i>c</i> / termo constante e <i>s</i> / tendência)	Resultado
VAR de ordem 1 em <i>priv</i> , <i>piib</i> , <i>pk</i> e <i>ip</i> com evidência de autocorrelação e não normalidade dos resíduos. Testes de Chow indicam quebras entre 1998 e 2002	Testes do traço e do autovalor máximo não rejeitam a hipótese de não-cointegração aos níveis usuais de significância
VAR de ordem 1 em <i>priv</i> , <i>piib</i> , <i>pk</i> e <i>irp</i> com evidência de autocorrelação dos resíduos. Testes de Chow indicam quebras entre 1999 e 2002	Testes do traço e do autovalor máximo apontam a existência de um vetor de cointegração apenas em níveis pouco usuais de significância (cerca de 20%)
VAR de ordem 2 em <i>priv</i> , <i>piib</i> , <i>pk</i> e <i>ip</i> com evidência de autocorrelação e não normalidade dos resíduos. Testes de Chow indicam quebras entre 2000 e 2002	Testes do traço e do autovalor máximo não rejeitam a hipótese de não-cointegração aos níveis usuais de significância
VAR de ordem 2 em <i>priv</i> , <i>piib</i> , <i>pk</i> e <i>cppriv</i> com resíduos aparentemente bem-comportados. Testes de Chow apontam quebras entre 1999 e 2001	Testes do traço e do autovalor máximo não rejeitam a hipótese de não-cointegração aos níveis usuais de significância

Elaboração dos autores.

TABELA 13

Um possível segundo vetor de cointegração também com os dados desagregados? Evidência dos testes sem quebras estruturais

Teste	Especificação (<i>s</i> / tendência determinística)	Resultado	Possível relação de cointegração
Engle e Granger	$pk = f(ip)$	-2.18	$pk = -.92 + 6.68 ip$
Engle e Granger	$pk = f(irp)$	-3.13*	$pk = -.36 + 4.17 irp$
Engle e Granger	$pk = f(cp)$	-2.34	$pk = -.76 + 8.87 cp$
Engle e Granger	$pk = f(cppriv)$	-2.22	$pk = -.74 + 8.96 cppriv$
Johansen	VAR de ordem 1 em <i>pk</i> e <i>ip</i> , sem evidência de autocorrelação serial ou heteroscedasticidade, mas com alguma evidência de resíduos assimétricos. Testes de Chow apontam quebras em 1999, 2000 e 2002	Testes do traço e do autovalor máximo não rejeitam a não cointegração aos níveis usuais de significância	VECM de ordem 0 com resíduos aparentemente não normais, ainda que homocedásticos e independentes. O vetor de cointegração é dado por: $pk = -1.26 + 9.40 ip$. Testes de Chow apontam quebras em 1999, 2002 e 2004
Johansen	VAR de ordem 4 em <i>pk</i> e <i>ip</i> , sem evidências de quebras estruturais ou heteroscedasticidade, mas com alguma evidência de autocorrelação serial (no teste de Portmanteau, ainda que não nos testes LM), e não normalidade (apenas por causa de curtose excessiva)	Teste do traço aponta a existência de 1 vetor de cointegração a 5%. O mesmo resultado é obtido com o teste de autovalor máximo	VECM de ordem 3, sem evidências de quebras, com resíduos aparentemente normais, não autocorrelacionados e homocedásticos. Vetor de cointegração dado por: $pk = 0.46 + 5.65 ip$.
Johansen	VAR de ordem 4 em <i>pk</i> e <i>cp</i> , com resíduos aparentemente normais e homocedásticos, mas com alguma autocorrelação serial (no teste de Portmanteau, mas não nos testes LM). Testes de Chow apontam quebras entre 1999 e 2001	Testes do traço e do autovalor máximo apontam a existência de 1 vetor de cointegração a 1%	VECM de ordem 3 sem evidências de quebra, com resíduos aparentemente bem-comportados e vetor de cointegração dado por: $pk = -1.69 + 19.89 cp$.
Johansen	VAR de ordem 4 em <i>pk</i> e <i>cppriv</i> , com resíduos aparentemente normais e homocedásticos, mas com autocorrelação serial (no teste de Portmanteau, e não nos testes LM). Testes de Chow apontam quebras entre 1999 e 2000	Testes do traço e do autovalor máximo apontam a existência de 1 vetor de cointegração a 1%	VECM de ordem 3 sem evidências de quebra, com resíduos aparentemente bem-comportados e vetor de cointegração dado por: $pk = -1.88 + 23.01 cp$

Elaboração dos autores.

Obs.: (*), (**) e (***) indicam, respectivamente, a rejeição da hipótese nula de não-cointegração aos níveis de significância de 10%, 5% e 1%.

Ainda que nenhum dos testes acima tenha detectado a presença de múltiplos vetores de cointegração – mesmo porque apenas o teste de Johansen estaria equipado para fazê-lo, e mesmo assim somente na ausência de quebras estruturais²⁵ –, acreditamos que os resultados obtidos acima não são incompatíveis com os resultados que obtivemos com as especificações agregadas (ver seção 3). Primeiramente, a

25. Infelizmente, o *software* JMulti não nos permite ainda implementar o teste de Johansen *et al.* (2000) para cointegração na presença de quebras estruturais no caso de um modelo VAR de partida com termo constante e assumindo ainda uma constante na relação de cointegração.

hipótese de não-cointegração em *priv*, *pib* e *pk* e *ip* (e ainda em *cp* e *cppriv*) parece ser fortemente rejeitada em um contexto de quebra estrutural (ver tabela 11). Em segundo lugar, os resultados obtidos com a estimação de modelos com um único vetor de cointegração corroboram as elasticidades positiva e negativa do investimento privado com relação ao PIB e ao preço relativo dos bens de capital (respectivamente) observada anteriormente, ainda que freqüentemente reportem sinais (teoricamente) trocados para o estimador da elasticidade dos (vários tipos de) impostos. Finalmente, parece haver considerável evidência de que aumentos nas várias desagregações da carga tributária estão positivamente correlacionados com o encarecimento dos bens de capital (ver tabelas 13 e 14). Tomados em conjunto esses resultados podem ser interpretados como compatíveis com a hipótese de dois vetores de cointegração, sendo um dos quais dado pelas referidas *função (demanda por) investimento de longo prazo* e outro dado por uma *função oferta de bens de capital* que captaria a influência da tributação sobre o preço relativo dos bens de capital.

TABELA 14

**Um possível segundo vetor de cointegração também com os dados desagregados?
Evidência dos testes com quebras estruturais**

Teste	Especificação	Resultado	Possível relação de cointegração (estimadas por OLS)
Gregory-Hansen	$pk = f(ip)$	-4.81*. Quebra estimada em 2002:4	$pk = -0.62 + 4.16ip$ (1995:1-2002:3) $pk = 0.25 + 2.19ip$ (2002:4-2006:4)
Johansen c/ quebras	VAR de ordem 1 em pk e ip , sem evidência de autocorrelação serial ou heteroscedasticidade, mas com alguma evidência de resíduos assimétricos. Testes de Chow apontam quebras em 1999, 2000 e 2002	23.99* c/ quebra em 1999:1 e 29.38* c/ quebras em 1999:1 e 2002:4	$pk = -0.56 + 3.69ip$ (1995:1-1999:1) $pk = -0.62 + 4.16ip$ (1995:1-2002:3) $pk = 0.25 + 2.19ip$ (2002:4-2006:4)

Elaboração dos autores.

Nota: O teste de Johansen com quebra estrutural foi realizado no *software* Jmulti, versão 4.15. A referência deste é Johansen *et al.* (2000).

Obs.: (*), (**) e (***) indicam, respectivamente, a rejeição da hipótese nula de não-cointegração aos níveis de significância de 10%, 5% e 1%.

5 NOTAS FINAIS

As principais conclusões deste artigo são três. Em primeiro lugar, praticamente todos os modelos estimados acima corroboram a hipótese de elevada elasticidade-produto do investimento privado brasileiro encontrada por vários outros autores em vários outros contextos (ver, por exemplo, a resenha da literatura apresentada na seção 1 de DS&P). Em segundo lugar, e ainda que tenhamos encontrado evidências de que a semi elasticidade-carga tributária de longo prazo do investimento privado brasileiro pode, de fato, ser negativa, o cálculo preciso dela é dificultado tanto pela evidência de existência de mais de um vetor de cointegração entre as variáveis relevantes (e, portanto, pelas dificuldades inerentes à *identificação* desses vetores), como pela evidência de quebras estruturais nessas relações de longo prazo. Em particular, a hipótese de semi elasticidade-carga tributária unitária (em valor absoluto) do investimento privado – bastante robusta nos dados antigos (tal como reportado por DS&P) – parece agora tão provável quanto qualquer outra. Finalmente, encontraram-se fortes evidências de que aumentos em *todos* os componentes da carga tributária estão (forte e) positivamente correlacionados com o encarecimento dos bens de capital *vis-à-vis* os demais bens da economia (tal como discutido em Afonso, 2004), podendo, portanto, estar contribuindo para a diminuição do investimento privado.

Naturalmente, tais conclusões devem ser vistas com cuidado, pois não podemos afastar a hipótese de que nossos resultados se devam às inúmeras hipóteses simplificadoras que tivemos de fazer para construir nossa base de dados. Por outro lado, os resultados reportados nesse trabalho nos parecem sugestivos o suficiente para, pelo menos, incentivar outros pesquisadores a reavaliarem nossas hipóteses de outras maneiras e com outros (e preferencialmente melhores) dados.

REFERÊNCIAS

- AFONSO, J. R. **Maior inflação nos investimentos fixos**. Rio de Janeiro, RJ: Instituto Teotônio Villela, 2004 (Nota Técnica Preliminar).
- CONTROLADORIA GERAL DA UNIÃO. **Balanço Geral da União**. Brasília, DF: CGU, 1995-2006.
- MINISTÉRIO DO PLANEJAMENTO, ORÇAMENTO E GESTÃO. Departamento de Coordenação e Controle das Empresas Estatais.. Brasília, DF: vários números e anos.
- DOS SANTOS, C. H.; COSTA, F. R. **Uma metodologia simplificada de estimação da carga tributária brasileira trimestral**. Brasília, DF: Ipea, 2007 (Texto para Discussão, n. 1.281).
- DOS SANTOS, C. H.; PIRES, M. C. C. **Qual a sensibilidade do investimento privado à carga tributária?** Uma investigação econométrica. Brasília, DF: Ipea, 2007 (Texto para Discussão a ser publicado).
- DICKEY, D.; FULLER, W. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v. 49, p. 1022-1057, 1981.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, v. 55, p. 251-276, 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, p. 471-478, 1994.
- GIAMBIAGI, F. **A política fiscal do governo Lula em perspectiva histórica: qual é o limite para o aumento do gasto público?** Rio de Janeiro, RJ: Ipea, 2006 (Texto para Discussão, n. 1169).
- GOBETTI, S. **Estimativa dos investimentos públicos: um novo modelo de análise de execução orçamentária aplicado às contas nacionais**. Brasília: Secretaria do Tesouro Nacional, 2006. Mimeografado.
- GREGORY, Allan; HANSEN, Bruce. Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, v. 70, p. 99-126, 1996.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Regionalização das transações do setor público 1999: atividade de administração pública**. Rio de Janeiro, RJ: Coordenação de Contas Nacionais, 2001.
- _____. **Regionalização das transações do setor público 2000: atividade de administração pública**. Rio de Janeiro, RJ: Coordenação de Contas Nacionais, 2003a.
- _____. **Regionalização das transações do setor público 2001: atividade empresarial do governo**. Rio de Janeiro, RJ: Coordenação de Contas Nacionais, 2003b.
- _____. **Contas nacionais trimestrais**. Rio de Janeiro, RJ: Coordenação de Contas Nacionais, 2004a. Série Relatórios Metodológicos, v. 28.

_____. **Finanças públicas do Brasil 2001-2002**. Rio de Janeiro, RJ: Coordenação de Contas Nacionais, 2004b.

_____. **Apresentação da nova série do sistema de contas nacionais, referência 2000**. Coordenação de Contas Nacionais: Rio de Janeiro, 2006a. Nota Metodológica, n. 1. Preliminar.

_____. **Finanças Públicas do Brasil 2002-2003**. Rio de Janeiro, RJ: Coordenação de Contas Nacionais, 2006b.

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

_____. **Notas metodológicas da nova série do Sistema de Contas Nacionais (SCN) referência 2000**. Rio de Janeiro, RJ: Coordenação de Contas Nacionais, 2007b. Preliminar.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Boletim de finanças públicas**, Brasília, n. 5, ano II, dez. 1998. Coordenação de Finanças Públicas.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegrating vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, p. 231-254, 1988.

_____. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, v. 59, p. 1551-1580, 1991.

JOHANSEN, S.; MOSCONI, R.; NIELSEN, B. Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend. **Econometrics Journal**, v. 3, p. 216-249, 2000.

JUSELIUS, K. **The cointegrated VAR model: methodology and applications**. Oxford: Oxford University Press, 2007.

KWIATKOWSKI, D. *et al.* Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. **Journal of Econometrics**, v. 54, p. 159-178, 1992.

LANNE, M.; LÜTKEPOHL, H.; SAIKKONEN, P. Test procedures for unit roots in time series with level shifts at unknown time. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 65, p. 91-115, 2003.

LUTKEPOHL, H.; KRATZIG, M. (Orgs.). **Applied time series econometrics**. Cambridge: Cambridge University Press, 2004.

PATTERSON, K. **Introduction to applied econometrics: a times series approach**. Nova York: St. Martin's Press, 2000.

PEREIRA, R. Investment and uncertainty in a quadratic adjustment cost model: evidence from **Brazil**. **Revista Brasileira de Economia**, 55(2).

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

PHILLIPS, P.; HANSEN, B. Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. **Review of Economic Studies**, v. 57, p. 99-125, 1990

ORGANIZAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS (ONU). **The 1993 system of national accounts**. Nova York: ONU, 1993.

QUANTITATIVE MICRO SOFTWARE (QMS). (2001). **E-Views 4.1 Users' Guide**. Irvine, Califórnia.

SECRETARIA DO TESOURO NACIONAL. **Demonstração da execução das receitas de contribuições** – orçamentos fiscal e da seguridade social. Brasília, DF, 2007.

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

ANEXOS

APÊNDICE 1

Dados utilizados nas regressões econométricas deste texto

TABELA A.1.1

Variáveis utilizadas nas análises agregadas

Trimestre	CT (como razão do Pib e c/ ajuste sazón.)	Pib em logs. neperianos e com ajuste sazonal	Priv em logs. neperianos e com ajuste sazonal	PK em logs. neperianos e com ajuste sazonal	Pub em logs. neperianos e com ajuste sazonal
1995 T1	0.25300	4.61851	3.25776	-0.07796	1.81533
1995 T2	0.27400	4.59907	3.26678	-0.10203	1.87805
1995 T3	0.26500	4.59195	3.25029	-0.08447	1.78408
1995 T4	0.25470	4.61087	3.23265	-0.08883	1.92195
1996 T1	0.26830	4.61077	3.23708	-0.11093	1.95687
1996 T2	0.26640	4.60899	3.24432	-0.12556	2.03358
1996 T3	0.26420	4.65084	3.29851	-0.12104	2.01958
1996 T4	0.26280	4.63553	3.30248	-0.12443	2.07514
1997 T1	0.25560	4.64506	3.31910	-0.12670	2.14337
1997 T2	0.26490	4.65588	3.35616	-0.12443	2.00533
1997 T3	0.26780	4.66727	3.38943	-0.11653	2.01240
1997 T4	0.27410	4.67193	3.30822	-0.13125	2.08990
1998 T1	0.27740	4.65086	3.34704	-0.15199	2.00119
1998 T2	0.27120	4.66854	3.32649	-0.16017	2.15909
1998 T3	0.27490	4.66828	3.30461	-0.15782	2.18599
1998 T4	0.28230	4.65474	3.31795	-0.16370	1.88566
1999 T1	0.28700	4.65275	3.31771	-0.11093	1.67979
1999 T2	0.27880	4.65907	3.35398	-0.11541	1.61565
1999 T3	0.29490	4.66241	3.35678	-0.08230	1.57058
1999 T4	0.28900	4.67791	3.37709	-0.07365	1.69990
2000 T1	0.29690	4.69355	3.45054	-0.08121	1.66758
2000 T2	0.30110	4.69735	3.35253	-0.06721	1.67168
2000 T3	0.29830	4.70803	3.31270	-0.05763	1.87470
2000 T4	0.30630	4.72088	3.38831	-0.05129	1.72164
2001 T1	0.29840	4.72494	3.42097	-0.05340	1.81499
2001 T2	0.32830	4.71981	3.39205	-0.03874	1.83820
2001 T3	0.32160	4.71311	3.36714	-0.03563	1.77311
2001 T4	0.32000	4.71402	3.28843	-0.03770	1.84831
2002 T1	0.32110	4.72478	3.23995	-0.05129	2.24832
2002 T2	0.31550	4.73691	3.27428	-0.03459	2.04813
2002 T3	0.32840	4.75186	3.28729	0.00797	1.96554
2002 T4	0.32930	4.76258	3.31879	0.03537	1.88970
2003 T1	0.32050	4.74875	3.30710	0.03826	1.68032
2003 T2	0.32480	4.74355	3.25250	0.01980	1.61799
2003 T3	0.31600	4.75943	3.30095	0.02664	1.45596
2003 T4	0.31490	4.77098	3.26603	0.02859	1.83493
2004 T1	0.32910	4.79866	3.31266	0.03537	1.76585
2004 T2	0.31780	4.81399	3.37064	0.05449	1.73073
2004 T3	0.33210	4.81134	3.36197	0.06766	1.78323
2004 T4	0.33300	4.82036	3.37815	0.07881	1.71629
2005 T1	0.33280	4.82575	3.31998	0.06579	1.78819
2005 T2	0.33290	4.84029	3.37574	0.05449	1.79798
2005 T3	0.33200	4.84251	3.39140	0.04784	1.74569
2005 T4	0.33640	4.85173	3.38026	0.03730	1.81404
2006 T1	0.33800	4.86452	3.39534	0.02762	1.80983
2006 T2	0.34400	4.85449	3.39927	0.04974	1.80349
2006 T3	0.34080	4.88720	3.45899	0.05543	1.81388
2006 T4	0.34280	4.89861	3.49678	0.05259	1.83017

Elaboração dos autores.

TABELA A.1.2

Variáveis adicionais utilizadas nas análises desagregadas

Trimestre	IPs (como razão do PIB e com ajuste sazonal)	IRPs (como razão do PIB e com ajuste sazonal)	CPs totais (como razão do PIB e com ajuste sazonal)	CPs privadas (como razão do PIB e com ajuste sazonal)
1995 T1	0.129031	0.049946	0.065370	0.062511
1995 T2	0.132330	0.060298	0.067534	0.064529
1995 T3	0.123877	0.059117	0.069110	0.066273
1995 T4	0.124106	0.052153	0.066683	0.063473
1996 T1	0.122709	0.058951	0.076847	0.073816
1996 T2	0.121325	0.053467	0.077631	0.074604
1996 T3	0.119624	0.051599	0.079188	0.075921
1996 T4	0.117106	0.053406	0.078817	0.075853
1997 T1	0.115297	0.054237	0.076770	0.074047
1997 T2	0.115064	0.063588	0.076794	0.073554
1997 T3	0.115979	0.060702	0.075931	0.073194
1997 T4	0.116312	0.068568	0.076433	0.074103
1998 T1	0.116762	0.069600	0.077105	0.074348
1998 T2	0.115976	0.061341	0.078944	0.076357
1998 T3	0.113401	0.072433	0.079252	0.076826
1998 T4	0.116832	0.068158	0.082204	0.079843
1999 T1	0.127539	0.066884	0.083808	0.080918
1999 T2	0.126098	0.058848	0.079766	0.076812
1999 T3	0.130873	0.072234	0.080698	0.077639
1999 T4	0.130903	0.070224	0.076619	0.073819
2000 T1	0.129190	0.077731	0.081956	0.078616
2000 T2	0.130475	0.077183	0.080333	0.077947
2000 T3	0.136678	0.071382	0.080058	0.077533
2000 T4	0.138640	0.077072	0.078997	0.076021
2001 T1	0.139596	0.072372	0.079727	0.077634
2001 T2	0.144478	0.084623	0.085399	0.082147
2001 T3	0.142949	0.084656	0.082529	0.080191
2001 T4	0.136989	0.087463	0.082783	0.079975
2002 T1	0.137260	0.091929	0.081381	0.078107
2002 T2	0.135630	0.085733	0.081307	0.078070
2002 T3	0.138789	0.092506	0.084884	0.082374
2002 T4	0.142299	0.090069	0.083473	0.080852
2003 T1	0.140362	0.087055	0.082927	0.079553
2003 T2	0.137473	0.092160	0.082499	0.079240
2003 T3	0.132800	0.088406	0.082200	0.079453
2003 T4	0.129844	0.087362	0.084027	0.081260
2004 T1	0.142725	0.089399	0.084137	0.080723
2004 T2	0.140147	0.080958	0.085721	0.082168
2004 T3	0.142211	0.089721	0.086801	0.082971
2004 T4	0.142163	0.088898	0.087953	0.083508
2005 T1	0.138416	0.092578	0.086875	0.084150
2005 T2	0.137089	0.097611	0.086983	0.082703
2005 T3	0.138513	0.092933	0.086829	0.082652
2005 T4	0.138133	0.099233	0.086083	0.081861
2006 T1	0.138017	0.093619	0.089744	0.084712
2006 T2	0.137775	0.101704	0.091294	0.086698
2006 T3	0.138054	0.098058	0.090422	0.085944
2006 T4	0.142518	0.095035	0.090663	0.087205

Elaboração dos autores.

APÊNDICE 2

Cálculo do *pseudo* deflator implícito do IBGE

TABELA A.2.1

Cálculo do *pseudo* deflator implícito trimestral da FBCF

Dado	FBCF nominal (em R\$ bilhões correntes)	FBCF nominal média anual	FBCF índice de volume (1995=100)	FBCF ind. de volume média anual	FBCF ind. de volume. Diferença % em relação à média do ano anterior	FBCF a preços do ano anterior	FBCF variação puramente nominal = (1)-(6)	Deflator da FBCF (em %) = (7)/(6)	<i>Pseudo</i> deflator trimestral da FBCF (Δ%) = 1/4 do valor da coluna (8)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)*	(7)	(8)	(9)
1995 T1	31.36	32.32	105.67	100.00	ND	ND	ND	ND	ND
1995 T2	33.79	32.32	105.40	100.00	ND	ND	ND	ND	ND
1995 T3	32.14	32.32	95.90	100.00	ND	ND	ND	ND	ND
1995 T4	32.01	32.32	93.03	100.00	ND	ND	ND	ND	ND
1996 T1	31.82	35.60	92.52	101.50	-7.480	29.906	1.918	5.93	1.483
1996 T2	35.16	35.60	101.37	101.50	1.370	32.767	2.397	7.42	1.854
1996 T3	36.92	35.60	105.88	101.50	5.880	34.225	2.697	8.34	2.086
1996 T4	38.47	35.60	106.24	101.50	6.240	34.341	4.131	12.78	3.195
1997 T1	38.21	40.78	104.11	110.37	2.569	36.510	1.702	4.78	1.195
1997 T2	41.39	40.78	112.73	110.37	11.061	39.533	1.853	5.21	1.302
1997 T3	42.39	40.78	114.86	110.37	13.160	40.280	2.114	5.94	1.485
1997 T4	41.14	40.78	109.76	110.37	8.135	38.491	2.652	7.45	1.862
1998 T1	40.78	41.54	107.34	109.99	-2.741	39.666	1.109	2.72	0.680
1998 T2	43.25	41.54	114.78	109.99	4.000	42.415	0.835	2.05	0.512
1998 T3	42.58	41.54	113.30	109.99	2.659	41.868	0.715	1.75	0.438
1998 T4	39.57	41.54	104.53	109.99	-5.287	38.628	0.938	2.30	0.575
1999 T1	39.77	41.69	98.87	100.97	-10.108	37.344	2.423	5.83	1.458
1999 T2	42.50	41.69	103.66	100.97	-5.753	39.154	3.348	8.06	2.015
1999 T3	41.79	41.69	101.31	100.97	-7.890	38.266	3.522	8.48	2.120
1999 T4	42.69	41.69	100.05	100.97	-9.035	37.790	4.899	11.79	2.948
2000 T1	51.23	49.54	99.03	106.06	-1.924	40.885	10.341	24.81	6.202
2000 T2	48.57	49.54	107.98	106.06	6.940	44.580	3.988	9.57	2.392
2000 T3	48.65	49.54	108.30	106.06	7.257	44.712	3.940	9.45	2.363
2000 T4	49.71	49.54	108.91	106.06	7.861	44.963	4.742	11.37	2.844
2001 T1	55.81	55.44	109.18	106.52	2.947	50.997	4.813	9.71	2.429
2001 T2	56.55	55.44	109.78	106.52	3.512	51.278	5.276	10.65	2.663
2001 T3	55.51	55.44	108.42	106.52	2.230	50.642	4.865	9.82	2.455
2001 T4	53.90	55.44	98.69	106.52	-6.945	46.098	7.804	15.75	3.939
2002 T1	56.54	60.54	97.12	100.95	-8.822	50.552	5.984	10.79	2.698
2002 T2	59.45	60.54	100.81	100.95	-5.358	52.472	6.977	12.58	3.146
2002 T3	61.83	60.54	103.48	100.95	-2.852	53.862	7.970	14.37	3.594
2002 T4	64.34	60.54	102.37	100.95	-3.894	53.284	11.060	19.95	4.987
2003 T1	63.491	64.929	97.64	96.31	-3.274	58.558	4.933	8.15	2.037
2003 T2	62.201	64.929	92.69	96.31	-8.178	55.589	6.612	10.92	2.730
2003 T3	65.402	64.929	96.29	96.31	-4.611	57.748	7.654	12.64	3.161
2003 T4	68.621	64.929	98.61	96.31	-2.313	59.140	9.481	15.66	3.915
2004 T1	72.122	78.129	99.06	105.09	2.858	66.784	5.338	8.22	2.055
2004 T2	78.513	78.129	105.66	105.09	9.711	71.234	7.279	11.21	2.803
2004 T3	81.653	78.129	109.17	105.09	13.356	73.600	8.053	12.40	3.101
2004 T4	80.229	78.129	106.48	105.09	10.563	71.787	8.442	13.00	3.251
2005 T1	80.805	87.366	101.79	108.87	-3.142	75.674	5.131	6.57	1.642
2005 T2	87.785	87.366	109.29	108.87	3.994	81.250	6.535	8.36	2.091
2005 T3	91.214	87.366	113.45	108.87	7.953	84.342	6.872	8.80	2.199
2005 T4	89.659	87.366	110.95	108.87	5.574	82.484	7.175	9.18	2.296
2006 T1	92.725	97.534	113.82	118.39	4.547	91.338	1.387	1.59	0.397
2006 T2	94.629	97.534	115.26	118.39	5.869	92.494	2.135	2.44	0.611
2006 T3	101.847	97.534	122.86	118.39	12.850	98.592	3.255	3.73	0.931
2006 T4	100.933	97.534	121.63	118.39	11.720	97.605	3.328	3.81	0.952

Elaboração dos autores.

Nota: * Os valores dessa coluna são obtidos multiplicando-se a média da FBCF nominal do ano anterior por um menos o valor da coluna (5) dividido por 100.

Obs.: Dados das Colunas (1) e (3) foram extraídos das contas nacionais trimestrais. Os demais dados foram calculados pelos autores.

APÊNDICE 3

Estimativas trimestrais da FBCF pública e privada nominais

Começamos por apresentar, na tabela A.3.1 a seguir, os valores nominais anuais da FBCF da administração pública e das empresas estatais federais assumidos neste trabalho. Tais valores são a base para nossas estimativas trimestrais por dois motivos básicos. Em primeiro lugar, eles nos fornecem um parâmetro para medir o quão boas são as *despesas com investimento* como aproximação do conceito distinto de *formação bruta de capital fixo*.²⁶ Em segundo lugar, dados trimestrais minimamente consistentes têm necessariamente de implicar valores anuais iguais aos efetivamente observados, de modo que – uma vez constatada a boa aproximação de uma série pela outra – um procedimento natural para obter estimativas trimestrais da FBCF pública é aplicar os pesos sazonais observados nas séries de alta frequência sobre as *despesas de investimento* aos valores anuais das FBCF abaixo.²⁷

TABELA A.3.1

Valores nominais anuais das séries de FBCF e *despesas de investimento* públicas

(Em R\$ bilhões correntes)

Ano	FBCF adm. pública	Despesas de investimento adm. pública	FBCF estatais fed.	Desp. inv. estatais fed.	FBCF pública total	Desp. inv. pública total
1995 [*]	16.38	16.65 (+1.65%)	9.39	8.95 (-4.69%)	25.77	25.60 (-0.66%)
1996 [*]	17.97	18.60 (+3.51%)	11.8	12.84 (+8.81%)	29.77	31.44 (+5.61%)
1997 [*]	17.21	19.04 (+10.63%)	13.98	15.03 (+7.51%)	31.19	34.07 (+9.23%)
1998 [*]	25.63	24.46 (-4.53%)	6.55	14.11 (+115%)	32.18	38.57 (+19.86%)
1999 [*]	16.86	18.17 (+7.77%)	6.19	9.02 (+45.7%)	23.05	27.19 (+17.96%)
2000 ^{**}	21.29	26.47 (+24.33%)	7.08	9.97 (+40.8%)	28.37	36.44 (+28.45%)
2001 ^{**}	25.93	33.15 (+27.84%)	8.86	12.98 (+46.5%)	34.79	46.13 (+32.60%)
2002 ^{**}	30.47	34.51 (+13.26%)	14.06	18.87 (+34.2%)	44.53	53.38 (+19.87%)
2003 ^{**}	25.6	27.38 (+6.95%)	15.33	21.76 (+41.9%)	40.93	49.14 (+20.06%)
2004 ^{***}	35.78	37.74 (+5.48%)	17.44 PH	24.75 (+41.9%)	53.22	62.49 (+17.42%)
2005 ^{***}	40.93	46.25(+ 13.00%)	19.80 PH	28.10 (+41.9%)	60.73	74.35 (+22.43%)
2006	41.74	52.644 (+26%)	23.13PH	32.82(+41.9%)	64.87	85.46 (+31.75%)

Elaboração dos autores.

Notas: * Os dados para os anos 1995-1999 são todos *ref. 1985*.

** Os dados para os anos 2000-2003 são *ref. 2000* no caso da FBCF da administração pública e *ref. 1985* no caso da FBCF das empresas estatais federais.

*** Os dados para os anos 2004-2005 são estimativas de Gobetti (2006) no caso da FBCF da administração pública e, estimativas nossas no caso da FBCF das empresas estatais federais. Tais estimativas foram construídas assumindo-se que a relação entre o valor anual da série de *despesas de investimento* das empresas estatais federais da STN/DEST e o valor anual da FBCF das empresas estatais nesses anos foram iguais ao observado em 2003 (isto é, 70.47%).

Obs.: Note que os valores *totais* da FBCF pública e das *despesas de investimentos* públicas excluem os dados das empresas estatais de estados e municípios²⁸ e que PH significa *dado construído por hipótese*.

É, pois, com algum desapontamento que notamos que hipóteses simplificadoras tiveram de ser utilizadas mesmo na construção da tabela A.3.1. Com efeito, o fato do IBGE ter disponibilizado dados *ref. 2000* apenas para a FBCF da administração pública e, mesmo assim, apenas para os anos 2000-2003, nos obrigou a: *i)* utilizar dados *ref. 1985* em várias observações de ambas as séries da FBCF; *ii)* utilizar estimativas de Gobetti (2006) para a FBCF da administração pública nos anos 2004 e 2005; e *iii)*

28. Ver DS&P (seção 2.2) ou, preferencialmente, Gobetti (2006) sobre os detalhes dessa distinção.

29. No caso da série das *despesas de investimento* da união, optamos por ajustar a sazonalidade dos dados originais da STN, a fim de levar em conta o problema das *liquidações forçadas* apontado por Gobetti (2006). O procedimento utilizado aqui foi o mesmo discutido na seção 2.2 de DS&P.

30. Tal como os dados utilizados por DS&P.

assumir que a relação entre a FBCF anual de ambos os componentes do setor público e os valores anuais obtidos das respectivas séries *primárias* de *despesas de investimento* da STN permaneceram constantes nos anos para os quais não dispúnhamos de dados das contas nacionais (2004-2006, no caso da FBCF das estatais, e 2006, no caso da FBCF do setor público). Além disso, o fato de algumas das referidas séries *primárias* terminarem no terceiro trimestre de 2006²⁹ fez que tivéssemos de assumir ainda que o padrão sazonal apresentado por essas séries nesse ano foi idêntico ao apresentado em 2005.³⁰

Felizmente, há alguns bons motivos para se supor que as séries “primárias” de “despesas de investimento” são aproximações razoáveis da série de FBCF e que o viés introduzido pelas hipóteses simplificadoras mencionadas acima é pequeno. Sobre o primeiro ponto, já discutido na seção 2.2 de DS&P, temos a acrescentar apenas que a “quebra estrutural” que ocorre na relação entre as “despesas de investimento” e a FBCF das empresas estatais federais em 1998 (ver tabela acima) tem como explicação as privatizações (notadamente do sistema Telebrás) ocorridas nesse ano.³¹ Com efeito, no período 1999-2003 as *despesas de investimento* das estatais federais passam a apresentar valores cerca de 40% maiores do que a FBCF dessas empresas. Sobre o segundo ponto, notamos que o cálculo dos componentes da FBCF *pública* é baseado nas demonstrações contábeis das administrações públicas e das empresas estatais e, portanto, não foi particularmente afetado pelas mudanças metodológicas introduzidas nas novas contas nacionais. Como vimos na tabela 1, as revisões na FBCF das administrações públicas foram mínimas e é plausível que tenham sido causadas pela disponibilidade de novos dados sobre as administrações municipais (que geralmente são de baixa qualidade e divulgados com atraso). Uma vez que os dados das empresas estatais federais não apresentam essa dificuldade, é

31. Notadamente as séries das *despesas de investimento* das três esferas da administração pública direta obtidas por meio de comunicação pessoal com a SPE. Os dados das *despesas de investimento* das estatais federais são publicados no sítio do DEST-MPOG e no Balanço Geral da União na Internet e, portanto, estão disponíveis até o quarto trimestre de 2006.

32. Mais precisamente, aplicamos o padrão sazonal verificado em 2005 à média (ajustada) dos três valores *anualizados* obtidos pela multiplicação dos dados de cada trimestre de 2006 pelos seus respectivos pesos trimestrais em 2005. Descrito dessa forma, o procedimento parece mais complexo do que de fato é, entretanto. A fim de entendê-lo melhor suponha que: *i*) os valores nominais da série de *despesas de investimento*, digamos dos estados, nos três primeiros trimestres de 2006 tenham sido, respectivamente 100, 200 e 300; e que *ii*) os *pesos sazonais* observados para essa série em 2005 tenham sido, respectivamente, 15%, 20%, 30% e 35% (nessa ordem). Nossa estimativa para o valor anual das *despesas de investimento* dos estados em 2006 seria, então, 888.9 – isto é, a média de 666.66 (=100/0.15), 1000 (=200/0.2) e 1000 (=300/0.3). Suponha, agora, que em 2005 a FBCF dos estados tenha sido igual a 70% das *despesas de investimento* desses. Nesse caso, nossas estimativas para a FBCF dos estados em 2006 e nos quatro trimestres desse ano seriam dadas, respectivamente, por 622.2 (=0.7*888.9), 93.3(=0.15*622.2), 124.4 (=0.2*622.2), 186.7 (=0.3*622.2) e 217.8 (=0.35*622.2).

33. Em particular, a enorme discrepância observada entre as duas séries em 1998 é explicada pelo fato de os dados mensais das *despesas de investimento* das empresas estatais federais incluírem os cerca de R\$ 5 bilhões investidos pelo grupo Telebrás nesse ano, enquanto que tais investimentos não são incluídos no dado anual da FBCF dessas empresas (em vista do grupo Telebrás ter sido privatizado nesse período). Uma vez que os investimentos da Telebrás tiveram significativa antecipação em 1998 – se concentrando nos dois primeiros trimestres do ano e, portanto, precedendo a privatização do grupo em julho (ver Ipea, 1998, p. 35) – optamos por empregar os pesos sazonais observados nos dados das *despesas de investimento* em 1999 (um ano aparentemente menos afetado por antecipações) também ao dado anual de FBCF de 1998.

possível conjecturar que as revisões na FBCF dessas últimas serão ainda menores em termos relativos do que as revisões na FBCF das administrações públicas.

As considerações já feitas nos levam a crer que, embora inevitáveis, os erros de medida cometidos na construção das nossas estimativas trimestrais da FBCF *pública* (e, por resíduo, da FBCF *privada*) são pequenos o suficiente para justificar o uso delas como *primeiras aproximações aceitáveis*. Acreditamos ainda que o mesmo pode ser dito também das séries de *volume* utilizadas neste trabalho (e reproduzidas no apêndice 1) obtidas deflacionando-se as séries nominais pelo *pseudo* deflator trimestral da FBCF derivado no apêndice 2.

EDITORIAL

Coordenação

Iranilde Rego

Supervisão

Aeromilson Mesquita

Revisão

Karla Danielle dos Angelos

Maria Aparecida Taboza

Ângela Pereira da Silva de Oliveria (estagiária)

Camila de Paula Santos (estagiária)

Melina Karen Silva Torres (estagiária)

Nathalia Martins Peres Costa (estagiária)

Editoração

Bernar José Vieira

Cláudia Mattosinhos Cordeiro

Everson da Silva Moura

Jeovah Herculano Szervinsk Júnior

Luis Carlos da Silva Marques

Rosa Maria Banuth Arendt

Brasília

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

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5090

Fax: (61) 3315-5314

Correio eletrônico: editbsb@ipea.gov.br

Rio de Janeiro

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

20044-900 – Rio de Janeiro – RJ

Fone: (21) 3515-8433

Fax: (21) 3515-8402

Correio eletrônico: editrj@ipea.gov.br

COMITÊ EDITORIAL

Secretário-Executivo

Marco Aurélio Dias Pires

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,
9ª andar, sala 908

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5406

Correio eletrônico: madp@ipea.gov.br

Tiragem: 130 exemplares