

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1297

REESTIMATIVAS DO INVESTIMENTO PRIVADO BRASILEIRO I): QUAL A SENSIBILIDADE DO INVESTIMENTO PRIVADO “REFERÊNCIA 1985” A AUMENTOS NA CARGA TRIBUTÁRIA?

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

Brasília, agosto de 2007

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1297

REESTIMATIVAS DO INVESTIMENTO PRIVADO BRASILEIRO I): QUAL A SENSIBILIDADE DO INVESTIMENTO PRIVADO “REFERÊNCIA 1985” A AUMENTOS NA CARGA TRIBUTÁRIA?*

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

Brasília, agosto de 2007

* Os autores gostariam de agradecer a Alexandre Manoel, Alexandre Ywata, Bruno Cruz, Fernanda Reginatto Costa, Márcio Bruno Ribeiro, Mérida Medina, Thiago Magalhães Velloso e Waldery Rodrigues Jr. por valiosas contribuições em diversas etapas dessa pesquisa. Naturalmente, os erros remanescentes no texto são de exclusiva responsabilidade dos autores.

** Técnicos de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos Regionais e Urbanos (Dirur) do Ipea.

Governo Federal

Secretaria de Planejamento de Longo Prazo da Presidência da República

Ministro – Roberto Mangabeira Unger



Fundação pública vinculada à Secretaria de Planejamento de Longo Prazo 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 Estudos Sociais

Anna Maria T. Medeiros Peliano

Diretora de Administração e Finanças

Cinara Maria Fonseca de Lima

Diretor de Estudos Setoriais

João Alberto De Negri

Diretor de Estudos Regionais e Urbanos

José Aroudo Mota (substituto)

Diretor de Estudos Macroeconômicos

Paulo Mansur Levy

Diretor de Cooperação e Desenvolvimento

Renato Lóes Moreira (substituto)

Chefe de Gabinete

Persio Marco Antonio Davison

Assessor-Chefe de Comunicação

Murilo Lôbo

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 da Secretaria de Planejamento de Longo Prazo 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

NOTA

1	INTRODUÇÃO	7
2	COMO ESSE TRABALHO SE INSERE NA LITERATURA ECONOMÉTRICA RECENTE SOBRE OS DETERMINANTES DO INVESTIMENTOS PRIVADO NO BRASIL	8
3	MEDIDAS APROXIMADAS DO INVESTIMENTO PRIVADO TRIMESTRAL E OS DEMAIS DADOS UTILIZADOS NESSE TRABALHO	11
4	REVISITANDO A “FUNÇÃO INVESTIMENTO PRIVADO” DO BRASIL APÓS O PLANO REAL COM DADOS TRIMESTRAIS APROXIMADOS	19
5	NOTAS FINAIS: ALGUMAS CONCLUSÕES PARCIAIS E O ESBOÇO DE UMA AGENDA DE PESQUISA	28
	REFERÊNCIAS	30
	ANEXOS	

SINOPSE

Esse texto visa contribuir para o aprofundamento do debate sobre os impactos macroeconômicos da tributação no Brasil – e dos termos do “trade-off” entre tributação/distribuição e crescimento à disposição da sociedade brasileira – de três maneiras. Primeiramente, propõe uma tipologia simplificada para “mapear” a (relativamente pequena) literatura econométrica recente sobre os determinantes do investimento no Brasil e discute brevemente algumas características centrais dessa última. Em segundo lugar, tece considerações sobre os dados “de investimento” brasileiros e apresenta uma série trimestral (aproximada) para o investimento privado brasileiro baseada em dados compilados pelo Ministério do Planejamento e pela Secretaria de Política Econômica (SPE) e no estudo de Gobetti (2006). Finalmente, utiliza essa última série – além de aproximações da carga tributária brasileira trimestral apresentadas em Dos Santos e Costa (2007) e outras variáveis mais tradicionais – para obter estimativas econométricas dos determinantes do investimento privado brasileiro no período após a implantação do Plano Real. Um achado potencialmente importante desse estudo é que a elasticidade-carga tributária do investimento privado brasileiro parece ser próxima de menos um.

ABSTRACT

This article attempts to offer three specific contributions to the current debate on the macroeconomic impacts of taxation in Brazil and the “trade-off” between taxation/income distribution and growth available to Brazilians. First, it attempts to “map” the (relatively small) recent econometric literature on the behavior of aggregate investment in Brazil. Second, it discusses the (problematic) Brazilian data on aggregate investment and presents brand new quarterly estimates of Brazilian private investment based on primary data compiled by government agencies (more specifically, the Ministry of Finance and the Ministry of Planning) and on the work by Gobetti (2006). Third, it uses these estimates – and quarterly estimates of the aggregate tax rate produced by Dos Santos and Costa (2007) and other, more traditional, variables – to produce econometric specifications of the post-Real plan behavior of Brazil’s aggregate private investment. A potentially important finding is that the long-run aggregate tax rate elasticity of Brazilian private investment seems to be close to minus one.

NOTA

Em 22 de dezembro de 2006, o IBGE divulgou que iria revisar as contas nacionais no período 1995-2005. Os novos dados das contas nacionais (“referência 2000”) foram divulgados em 21 de março de 2007, quando esse texto para discussão (doravante TD) já havia sido concluído e encaminhado ao Ipea para publicação. Para os fins desse TD, as mudanças mais importantes nas contas nacionais foram os novos dados de PIB, Formação Bruta de Capital Fixo e pequenas revisões na carga tributária (que motivaram o *post-scriptum* em Dos Santos e Costa (2007)). Assim sendo, os dados (“referência 1985”) utilizados neste texto não podem mais ser considerados boas aproximações da realidade.

Entretanto, a publicação desse TD com “dados ultrapassados” justifica-se por vários motivos, em nossa opinião. Em primeiro lugar, o texto descreve a perspectiva possível no período anterior à publicação das novas contas nacionais, e, portanto, tem algum valor histórico. Em segundo lugar, frisamos que a metodologia econométrica descrita no texto continua nos parecendo a mais adequada ao fenômeno estudado. Em terceiro lugar, acreditamos que muitas das perguntas apresentadas nesse TD são relevantes e não devem ser subestimadas, ainda que as respostas aqui apresentadas não mais correspondam à realidade.

1 INTRODUÇÃO

Os últimos 12 anos testemunharam uma elevação da carga tributária bruta brasileira da ordem de nove pontos percentuais do PIB, fenômeno esse citado por muitos economistas (*e.g.*, PASTORE e PINOTTI 2006; GIAMBIAGI, 2006; VELLOSO, 2006, *inter alia*) como uma das causas das baixas taxas de investimento e crescimento registradas no período. A efetividade da argumentação desses autores em favor de cortes significativos nos gastos públicos e na carga tributária é prejudicada, entretanto, pela inexistência (até onde sabemos) de estimativas sobre a ordem de grandeza das elasticidades envolvidas. Com efeito, quanto menor for a sensibilidade do investimento privado a elevações na carga tributária, menor será, *ceteris paribus*, o aumento do crescimento associado ao corte de impostos.

Ainda que a preocupação com o cálculo da “elasticidade-carga tributária do investimento privado” possa soar como uma tecnicidade, a importância prática desse tópico não deve ser subestimada. Uma vez que i) o aumento da carga tributária nos últimos anos tem sido destinado a financiar a elevação dos gastos públicos com previdência e assistência social (GIAMBIAGI, 2006); e ii) esses últimos gastos têm contribuído decisivamente para a redução da desigualdade de renda no país (SOARES, 2006), o debate atual nos parece de muitas maneiras semelhante ao gerado pela famosa “teoria do bolo” atribuída (justa ou injustamente) ao ex-ministro Delfim Netto nos anos 1970. Em particular, a relativa pouca importância dada à magnitude da referida elasticidade e à elevação presente do bem-estar da população decorrente da elevação da oferta de bens públicos proporcionada pelo aumento da carga tributária parecem indicar que os autores supracitados trabalham (implicitamente) com uma função de bem-estar social em que a preocupação com o crescimento econômico tem um peso maior que a redução da desigualdade.

Esse texto visa contribuir para o aprofundamento do debate sobre os impactos macroeconômicos da tributação no Brasil – e dos termos do “trade-off” entre tributação/distribuição e crescimento à disposição da sociedade brasileira – de três

maneiras. Primeiramente, na seção 2, propomos uma tipologia simplificada para “mapear” a (relativamente pequena) literatura econométrica recente sobre os determinantes do investimento no Brasil e discutimos brevemente algumas características centrais dessa última. Na seção 3, tecemos algumas considerações sobre os dados brasileiros e apresentamos uma série trimestral (aproximada) para o investimento privado brasileiro baseada em dados compilados pelo Ministério do Planejamento e pela Secretaria de Política Econômica (SPE) e no estudo de Gobetti (2006).¹ Na seção 4, utilizamos essa última série – além de aproximações da carga tributária brasileira trimestral apresentadas em Dos Santos e Costa (2007) e outras variáveis mais tradicionais – para obter estimativas econométricas dos determinantes do investimento privado brasileiro no período após a implantação do Plano Real. Notas finais são apresentadas na seção 5 à guisa de conclusão.

2 COMO ESSE TRABALHO SE INSERE NA LITERATURA ECONOMÉTRICA RECENTE SOBRE OS DETERMINANTES DO INVESTIMENTO PRIVADO NO BRASIL?

Ainda que assumindo o risco de simplificação excessiva, parece ser possível dividir a literatura econométrica recente sobre o investimento agregado brasileiro em dois grandes grupos (ver tabela 1), quais sejam, um composto por textos com “funções investimento” tradicionais (de cunho essencialmente “neoclássico-keynesiano”) e outro – de cunho bem mais “clássico” e fortemente influenciado pelo seminal artigo de Feldstein e Horioka (1980) – mais preocupado em estimar relações de co-integração entre os níveis de poupança interna e investimento doméstico e testar a(s) hipótese(s) de (vários tipos de) exogeneidade da primeira variável em relação à última.²

TABELA 1

Uma lista parcial (mas representativa) dos estudos econométricos recentes sobre o investimento privado brasileiro (divididos de acordo com a tipologia simplificada proposta acima)

“Funções Investimento Independentes”	“Funções Poupança Independentes”
Rocha e Teixeira (1996)	Sachsida (1999)
Melo e Rodrigues Jr. (1998)	Sachsida e Abi-Ramia (2000)
Reis <i>et al.</i> (1999)	Sachsida e Mendonça (2006)
Cruz e Teixeira (1999)	
Pereira (2001) – dados trim.	
Ribeiro e Teixeira (2001)	
Cavalcanti <i>et al.</i> (2002) – dados trim.	
Muinhos e Alves (2003) – dados trim.	

Elaboração dos autores.

1. A maior parte desse artigo foi produzida antes que o IBGE anunciasse, no final de dezembro de 2006, a publicação das novas CEI-IBGE (“referência 2000”) em março de 2007. Até o início de fevereiro de 2007, quando essa versão ficou pronta, a informação que se tinha era a de que inicialmente o IBGE publicará apenas os dados revisados para o período 1995-2003 (IBGE, 2006), uma vez que a publicação dos dados de 2004 dependeria de dados primários ainda indisponíveis sobre o recolhimento do imposto de renda de pessoa jurídica. Naturalmente, as estimativas apresentadas aqui terão de ser (trivialmente) revistas quando as novas CEI e as novas contas nacionais trimestrais ficarem disponíveis.

2. Naturalmente, a “equação de Feldstein-Horioka” (1981) – que sugere uma forte correlação entre a poupança doméstica e o investimento *total* da economia – é, a princípio, perfeitamente compatível com a posição Keynesiana de que, em modelos macroeconômicos *completos e de curto prazo*, o investimento *total* da economia (ou, mais precisamente, o nível de demanda efetiva) determina a poupança *total* da mesma.

Mesmo sendo relativamente pequena do ponto de vista do número de artigos publicados, a literatura mencionada acima envolve temas notoriamente complexos e importantes, de modo que uma resenha cuidadosa da mesma certamente requereria um espaço maior do que o pequeno número de parágrafos de que dispomos. Assim sendo, nosso objetivo aqui será apenas sublinhar alguns pontos gerais – mas de grande importância, em nossa opinião – sobre a literatura em questão, a fim de explicitar quais exatamente são as contribuições que entendemos estar oferecendo à mesma.

Começamos notando que as estimativas da “função investimento privado” brasileira são usualmente baseadas nas teorias tradicionais neoclássico-keynesianas sobre os determinantes do investimento agregado e, portanto, supõem que essa última variável está correlacionada com *i*) o PIB e/ou o grau de utilização da capacidade produtiva da economia (positivamente); *ii*) a disponibilidade de crédito da economia (positivamente); *iii*) o “custo de utilização do capital” (negativamente); *iv*) o grau de incerteza da economia (positiva ou negativamente); e *v*) o nível dos investimentos públicos (positiva ou negativamente). Uma vez que os modelos básicos dessa literatura são bastante conhecidos³ – e, por outro lado, permitem uma miríade de sofisticações não triviais e essencialmente inconclusivas (SUMMERS, 1991; KRUGMAN, 2000, BOUCEKKINE e CRUZ, 2006) – não nos preocuparemos aqui em apresentar uma “resenha teórica” acerca dos determinantes do investimento privado.⁴ As séries mais freqüentemente utilizadas na literatura brasileira como aproximações empíricas para as variáveis teóricas mencionadas acima estão listadas na tabela 2 a seguir.

Em segundo lugar, notamos que o fato de as contas nacionais trimestrais do IBGE não desagregarem a Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF) da economia em seus componentes público e privado tem se mostrado um obstáculo formidável ao estudo dos determinantes do investimento privado no Brasil. Com efeito, o estudioso que se restringir às estatísticas oficiais sobre essa última variável terá necessariamente que trabalhar com dados anuais para o período 1947-2003 e, ainda assim, ter claro que alguns desses dados são preliminares (pelo menos até fevereiro de 2007, quando a versão final desse trabalho ficou pronta – ver IBGE, 2006a) e controversos (GOBETTI, 2006). Dadas essas dificuldades, e a crescente popularidade de modelos “calibrados” (de várias formas) entre macroeconomistas, não é de se estranhar que relativamente poucos estudos econométricos no sentido estrito do termo tenham sido publicados sobre os determinantes do investimento privado no Brasil.⁵

3. Ver Romer (1996, cap. 8) para uma exposição representativa dos mesmos em nível intermediário.

4. Tomando-se por base a resenha de Boucekkine e Cruz (2006) acerca dos desenvolvimentos recentes na teoria neoclássica dos microfundamentos do investimento, parece-nos forçoso concluir que os textos listados na tabela 1 acima estão significativamente defasados em termos da “fronteira teórica”. Dado o amplo reconhecimento na literatura de que os modelos tradicionais se ajustam aos dados muito melhor do que modelos baseados em microfundamentos “modernos” (BOUCEKKINE e CRUZ, 2006; MANKIW, 1990 e 2006; KRUGMAN, 2000), isso está longe de ser necessariamente mau, entretanto. Note ainda que, embora obviamente complexa, a discussão sobre a teoria subjacente a especificações alternativas da “função demanda por investimento” é bem diferente da discussão sobre as variadas formas pelas quais uma dada função demanda por investimento se combina com outras hipóteses (igualmente diversas) subjacentes a modelos macroeconômicos completos (de vários tipos) e as implicações dessas diferentes combinações para as “equações em forma reduzida” desses modelos. Naturalmente, uma discussão mais aprofundada dos resultados apresentados nos textos listados na tabela 1 acima pressupõe a discussão do segundo tipo de questão, estando assim fora do escopo desse trabalho.

5. Kydland e Prescott (*e.g.*, 1996), dois grandes defensores do uso de modelos calibrados, advogam – com base na definição clássica de Frisch (1933) – que o adjetivo “econométricos” pode e deve ser aplicado também a modelos “calibrados”. Dadas as flagrantes diferenças entre os (vários e freqüentemente arbitrários) métodos de calibragem

De fato, a grande maioria dos artigos citados acima utiliza dados anuais sobre a formação bruta de capital fixa privada da economia. As exceções que confirmam a regra são Pereira (2001) – que utiliza os dados trimestrais do IBGE sobre a FBCF total da economia como *proxy* para a FBCF privada da mesma – e os trabalhos para discussão de Cavalcanti *et al.* (2002) e Muinhos e Alves (2003) que trabalham com dados trimestrais não especificados sobre o investimento público e a carga tributária. Os dois últimos artigos (e o de Reis *et al.* 1999) diferem dos demais ainda por *i)* trabalharem com séries desagregadas do investimento em “máquinas e equipamentos” e em “construção civil”, disponíveis no Ipeadata e elaboradas pela Diretoria de Estudos Macroeconômicos do Ipea (a partir dos dados anuais das contas nacionais, de dados da pesquisa industrial mensal e do índice de insumos da construção civil do IBGE e das exportações e importações de bens de capital da Funcex); e *ii)* não estarem particularmente interessados em julgar se é ou não possível rejeitar a teoria A ou B sobre os determinantes do investimento privado – e sim em apresentar uma equação para essa última variável que se ajuste da melhor forma possível aos dados sem ser incompatível com a “sabedoria convencional teórica” (no caso, neoclássica-keynesiano) subjacente aos modelos que apresentam.

Em terceiro lugar, cumpre notar que nenhum dos estudos acima inclui a carga tributária da economia diretamente entre os determinantes do investimento privado –ainda que Muinhos e Alves (2003) incluam as receitas do governo com impostos como determinantes dos investimentos públicos e que vários dos autores acima incluam os investimentos públicos como determinantes do investimento privado. Com efeito, o “custo de utilização do capital” é usualmente aproximado nesses modelos simplesmente pela taxa (básica) de juros real da economia e/ou alguma medida do “preço relativo dos bens de capital” (tabela 2). Ainda que a exclusão da carga tributária possa fazer sentido em períodos nos quais a mesma ficou mais ou menos constante como percentagem do PIB (*e.g.*, entre os anos 1970-1995), há poucos motivos para se achar que a significativa elevação da carga tributária entre os anos 1951-1970 e 1995-2006 tenha sido neutra do ponto de vista dos incentivos ao investimento.⁶

TABELA 2

Uma lista parcial (mas, a nosso ver, representativa) das aproximações dos “determinantes teóricos do investimento privado real” utilizadas na literatura brasileira

Variável Teórica	Algumas das aproximações utilizadas
Investimento privado	FBCF total das contas nacionais trimestrais, FBCF privada real anual (geralmente a preços de 1980), Proxies da DIMAC-Ipea para os investimentos totais trimestrais reais em máquinas e equipamentos e em construções.
Produto	PIB real (a preços constantes de 1980 ou encadeado). PIB nominal (em estudos que utilizam variáveis medidas como proporção do PIB).
Disponibilidade de crédito	Dívida externa (como proporção do PIB); empréstimos do BNDES.
Custo de utilização do capital	Taxa de Juros Real (Selic ou CDB nominal dividida pelo IGP-DI); preço dos bens de capital (medido pela razão IPA-DI/IGP-DI); taxa de câmbio real.
“Incerteza”	Taxa de inflação (IGP-DI). Volatilidades dos componentes imprevisíveis (no sentido de Sèrven (1998) das séries das variáveis explicativas.
Investimentos públicos	FBCF anual real da administração pública (adicionada ou não de estimativas do investimento anual das empresas estatais).

Elaboração dos autores.

utilizados por macroeconomistas de diversos tipos e a chamada “econometria das séries temporais” – tal como apresentada, por exemplo, em Juselius (2007) ou Lutkepohl (2005) – acreditamos que a utilização da expressão “econométricos no sentido estrito do termo” para diferenciar modelos que seguem essa segunda tradição de modelos “calibrados” pode evitar mal-entendidos potencialmente sérios.

6. Séries longas (e ligeiramente diferentes) sobre a carga tributária anual podem ser encontradas em Hernández (1998) e Giambiagi *et al.*, 2005.

Em quarto lugar, enquanto a grande maioria dos trabalhos acima conclui que tanto as séries de investimento privado quanto seus determinantes são integradas de ordem um e cointegram, pouca atenção é dada nessa literatura aos problemas associados à existência de quebras estruturais nas séries relevantes. Com efeito, ainda que alguns dos trabalhos acima (*e.g.*, PEREIRA, 2001; RIBEIRO e TEIXEIRA, 2001) tomem o cuidado de aplicar testes de Perron (1989) para garantir que os resultados dos testes de raiz unitária que apresentam não estão contaminados pela existência de quebras estruturais, as implicações dessas últimas também para os resultados dos testes de co-integração convencionais (*e.g.*, LEYBOURNE e NEWBOLD, 2003; HOGLUND e OSTERMARK, 2003; NOH e KIM, 2003) são essencialmente ignoradas nessa literatura. Naturalmente, esses problemas se colocam de forma menos dramática (mas ainda importante) para os artigos com amostras pequenas (*e.g.* MELO e RODRIGUES JR. 1998; ROCHA e TEIXEIRA, 1996), mas a evidência de estudos de Monte Carlo leva a crer que dificilmente as estimativas contidas nesses artigos puderam se beneficiar da propriedade de superconsistência dos estimadores de Engle e Granger (1987).⁷

Dadas as considerações acima, acreditamos que o presente trabalho apresenta três contribuições básicas para a literatura econométrica brasileira sobre os determinantes do investimento privado, a saber, *i*) o trabalho discute a utilização de dados de “despesas de investimento” coletados pelo Ministério do Planejamento e pela SPE na construção de aproximações trimestrais da formação bruta de capital fixo do setor público; *ii*) o trabalho apresenta resultados econométricos inéditos – e teoricamente robustos à existência de quebras estruturais nas séries relevantes – sobre os determinantes do investimento privado brasileiro baseados nas referidas aproximações trimestrais (para o período 1995:1 – 2006:3, ou seja, em uma amostra de 47 observações); e *iii*) o trabalho discute especificamente a sensibilidade do investimento privado brasileiro a variações na carga tributária trimestral (tal como medida em Dos Santos e Costa, 2007) para o mesmo período.

3 MEDIDAS APROXIMADAS DO INVESTIMENTO PRIVADO TRIMESTRAL E OS DEMAIS DADOS UTILIZADOS NESSE TRABALHO

Felizmente, três desenvolvimentos recentes contribuíram para atenuar parcialmente o problema da escassez de dados de alta frequência sobre o investimento privado e variáveis relacionadas no Brasil. Primeiramente, a Secretaria do Tesouro Nacional (STN) tem feito um louvável esforço no sentido de ampliar a base de dados disponíveis sobre a execução orçamentária-financeira de estados e municípios (no contexto da implementação dos mecanismos de controle previstos na Lei de Responsabilidade Fiscal). Em segundo lugar, o excelente estudo de Gobetti (2006) iluminou consideravelmente a relação entre os dados contábeis das “despesas de investimento” da execução orçamentária-financeira da união/estados/municípios/estatais e os dados sobre a “formação bruta de capital fixo” (da administração pública) das contas nacionais – além de apresentar estimativas confiáveis dessa última variável (usando a metodologia do IBGE) para os anos de 2004 e 2005 e uma lista detalhada tanto dos problemas associados à mesma quanto dos possíveis modos de atenuá-los.

7. Ver, a esse respeito, Patterson p. 358-366 (2000).

Finalmente, e novamente em virtude da saudável disposição da STN de tornar transparentes os dados relativos à execução orçamentária-financeira da União, estimativas bastante razoáveis da carga tributária brasileira trimestral estão agora ao alcance dos pesquisadores (ver DOS SANTOS e COSTA, 2007).

Na seção 3.2, descrevemos os procedimentos que seguimos para obter aproximações trimestrais do nível de investimentos privados a partir de *i)* dados de alta frequência da SPE e do Ministério do Planejamento sobre as “despesas de investimento” da União, estados e municípios e sobre a execução orçamentária das empresas estatais federais; *ii)* dados das contas nacionais trimestrais sobre a FBCF agregada da economia; e *iii)* informações e estimativas contidas no trabalho de Gobetti (2006). Antes disso, porém, discutimos rapidamente alguns detalhes importantes sobre os dados brasileiros.⁸

3.1 ALGUNS CUIDADOS A TOMAR COM OS DADOS DE INVESTIMENTO BRASILEIROS

Os dados brasileiros sobre investimentos têm pelo menos três limitações importantes, a saber, *i)* o IBGE não calcula o deflator do PIB em bases trimestrais – a série “encadeada” trimestral publicada pelo instituto tem como referência os valores nominais do ano calendário anterior; *ii)* os dados trimestrais do IBGE não permitem desagregar a FBCF da economia nem por tipo de investimento (i.e., em máquinas e equipamentos e em construções) nem por setor institucional (i.e., em investimentos públicos e privados e esses últimos em investimentos das firmas e das famílias); e, finalmente; *iii)* os dados das contas nacionais anuais do IBGE permitem algumas das desagregações anteriores, mas seguem as convenções das Nações Unidas e, portanto, tratam o investimento de empresas estatais como parte do investimento do setor privado. Uma vez que essas limitações podem gerar mal-entendidos importantes, cumpre gastar alguns parágrafos discutindo-as.

Começamos relembrando o leitor que o conceito de “formação bruta de capital fixo da economia” – a variável de investimento publicada trimestralmente pelo IBGE – é muito amplo, abarcando teoricamente; *i)* investimentos familiares em residências; *ii)* investimentos de empresas e/ou do governo em novas instalações administrativas (e.g., em um novo galpão ou na reforma de um andar de um prédio); *iii)* investimentos do governo em infra-estrutura (e.g., de energia e transportes); e, finalmente; *iv)* investimentos de empresas em novas máquinas e equipamentos. Uma vez que esses investimentos tendem a ser determinados por variáveis bastante diferentes entre si, a tentativa de se estimar “uma função investimento” que explique o agregado dos mesmos é, já de saída, um exercício problemático. Alguma luz pode ser lançada sobre o assunto utilizando-se também as estimativas de investimento trimestral em “máquinas e equipamentos” e em “construções” do Ipea, mas, ainda assim, julgamentos sobre a complementaridade ou não dos investimentos públicos e dos investimentos privados no Brasil, por exemplo, são complicados sobremaneira pela impossibilidade de se desagregar as referidas estimativas por setores institucionais

8. Com a exceção das medidas de volatilidade dos componentes imprevisíveis das séries (não utilizadas no presente trabalho e discutidas em Pereira, 2001), as variáveis listadas na tabela 2 nos parecem familiares o suficiente para dispensarem maiores apresentações. Nada temos de importante, ainda, a acrescentar à detalhada explanação de Dos Santos e Costa (2007) sobre a metodologia de construção dos dados trimestrais (dos componentes) da carga tributária trimestral que utilizaremos aqui.

(e pela ambigüidade do papel das empresas estatais).⁹ Poder-se-ia conjecturar, por exemplo, que investimentos públicos (excluindo estatais) em infra-estrutura são complementares ao investimento privado em máquinas e equipamentos, enquanto que investimentos públicos (incluindo estatais) na produção de bens finais (como latas de óleo lubrificante para veículos, por exemplo) são substitutos dos investimentos privados. Uma vez que somente os dados agregados (tanto da formação bruta de capital pública como da privada) estão (precariamente) disponíveis, não temos a princípio como testar essas hipóteses.

Notamos ainda que a inexistência de deflatores do investimento propriamente trimestrais dificulta sobremaneira a interpretação das medidas “de volume” publicadas pelo IBGE. Analisando-se, por exemplo, os dados nominais e os índices de volume da FBCF publicados pelo IBGE para os quatro trimestres de 1995 (respectivamente, R\$ 31.5, R\$ 34.3, R\$ 33.51 e R\$ 33.46 bilhões e 121.8, 120.8, 112.0 e 109.3, com média de 1990 = 100) poder-se-ia supor que a variação do deflator do investimento foi próxima de 2.4% no quarto trimestre desse ano.¹⁰ Uma vez que o IBGE não calcula oficialmente um deflator trimestral do investimento, essa conclusão seria equivocada, entretanto. O que a queda do índice encadeado do IBGE de 112 para 109.3 realmente traduz é o fato de que a composição dos investimentos no terceiro e no quarto trimestres de 1995 foi tal que os últimos foram 2.7% menores que os primeiros se ambos são medidos a preços médios de 1994 (IBGE, 2004a, p. 14-15).¹¹ Felizmente, aproximações verdadeiramente trimestrais do “deflator do investimento” podem ser construídas utilizando-se as variações (mensais) de índices de preço de máquinas e equipamentos e materiais de construção¹² ponderadas pelos pesos desses setores na FBCF anual da economia (para os quais existem dados até 2003). De posse dessas aproximações podemos, então, construir medidas “a preços constantes” dos investimentos públicos e privados a partir dos valores nominais dessas variáveis.

3.2 CONSTRUINDO SÉRIES DE INVESTIMENTO TRIMESTRAIS

Como mencionado acima, o ponto de partida das nossas estimativas são dados (mensais) compilados pela SPE sobre as “despesas de investimento” (tal como medidas pelos sistemas de contabilidade pública) das três esferas de governo e das empresas estatais. Em bases anuais tais dados são a princípio: *i*) no caso da União, iguais às despesas com investimentos da União reportadas nas publicações “Despesas da União por Grupo” (STN, 2006a) e “Consolidação das Contas Públicas (STN, 2006b); *ii*) no caso dos estados, iguais às despesas com investimentos dos estados reportadas na “Execução

9. Essa ambigüidade dificulta, ainda, a interpretação dos resultados obtidos na literatura. Por exemplo, enquanto Mello e Rodrigues (1998) e Cruz e Teixeira (1999) incluem os investimentos estatais na definição de “investimento público” (obtendo resultados diferentes, por sinal), isso não ocorre nos estudos de Rocha e Teixeira (1996) e Ribeiro e Teixeira (2001).

10. Dado que o valor nominal da formação bruta de capital fixo permaneceu essencialmente constante com relação ao terceiro trimestre e o índice de volume caiu de 112 para 109.3.

11. Isso não impede, obviamente, que se calcule o deflator implicitado pelo valor nominal do investimento e o índice de volume, ambos, publicados pelo IBGE (ver apêndice). O Ipea, de fato, calcula esse número e o apresenta como uma série trimestral do “deflator da FBCF” (disponível no Ipeadata). Note-se, entretanto, que os valores dessa última série para 1995 são muito altos – uma vez que os dados dos vários trimestres de 1995 são comparados à FBCF nominal do ano de 1994 (que inclui os valores muito baixos dos dois primeiros trimestres desse último ano) – de modo a tornar seu uso desaconselhável para nossos propósitos.

12. Tal como Afonso (2004), utilizamos o índice de preços de máquinas e equipamentos no atacado – disponibilidade interna (IPA-DI máquinas e equipamentos) e o índice nacional de custos de construção (INCC), ambos da Fundação Getúlio Vargas.

Orçamentária dos Estados” (STN, 2006c); *iii*) no caso dos municípios, iguais ao total das “despesas de investimento” municipais reportado nas “Finanças do Brasil” (Finbra, STN, 2006d);¹³ e, finalmente, *iv*) no caso das empresas estatais federais, compatíveis com os relatórios bimestrais de execução orçamentária dessas empresas elaborados pelo Departamento de Coordenação e Controle das Empresas Estatais (Dest, vários números) do Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão (MPOG). Note-se, entretanto, que em alguns casos (discutidos mais a frente) houve discrepâncias relevantes entre o valor anualizado das séries de alta frequência da SPE e o valor anual publicado nos documentos oficiais mencionados.

Uma vez que os dados mensais da SPE (e, naturalmente, a metodologia de construção dos mesmos) não estão disponíveis na página oficial da SPE na Internet,¹⁴ o restante dessa seção é fortemente baseado no estudo de Gobetti (2006) sobre o tema. Como aponta esse autor (*ibid.*, p. 34 e p. 37-39), as definições de “despesas de investimento” (da contabilidade das administrações públicas) e de “formação bruta de capital fixo” (do IBGE) são significativamente diferentes, ainda que a segunda possa ser aproximada pelas despesas listadas no “grupo natureza de despesa nº 4” (GND 4) das normas brasileiras de contabilidade pública¹⁵ (*ibid.*, p. 42). No caso da união, tais dados estão disponíveis no Siafi.¹⁶ No caso dos estados e municípios, Gobetti (*ibid.*, p. 42-43) também conseguiu aproximações bastante razoáveis dos valores anuais publicados pelo IBGE¹⁷ a partir dos dados da “Execução Orçamentária dos Estados” e das Finbra, ainda que o próprio IBGE utilize pesquisas próprias para obter informações sobre os estados, capitais de estado e municípios integrantes de regiões metropolitanas – utilizando dados das Finbra apenas no caso dos demais municípios. Em suma, Gobetti (2006) demonstrou ser possível utilizar os dados contábeis das “despesas de investimentos” para obter aproximações anuais dos dados do IBGE sobre a FBCF das três esferas de governo (*i.e.*, federal, estadual e municipal) que compõem a “administração pública” nas contas nacionais.¹⁸

É possível, ainda, utilizar os dados (mensais) da SPE também para obter aproximações trimestrais da FBCF da administração pública (tal como definida nas contas nacionais do IBGE). Com efeito, a tabela 3 abaixo deixa claro que as aproximações (anuais) obtidas no caso de estados e municípios são bastante razoáveis, com o governo federal respondendo pela maior parte da imprecisão total. Esse fato é facilmente explicável, entretanto. O motivo é que os dados contábeis (da SPE) de

13. Curiosamente, os dados de investimento dos municípios das Finbra não batem com os mesmos dados reportados na “Consolidação das Contas Públicas”.

14. Obtivemos os referidos dados por meio de comunicação pessoal com a SPE.

15. De acordo com Gobetti (2006, p. 38), no GND 4 “entram todos os elementos de despesa tipicamente de investimentos, como “Obras e Instalações” e “Equipamentos e Material Permanente”, além de outros indiretamente relacionados às construções, como “Material de Consumo” e “Outros Serviços Terceiros – Pessoa Jurídica”. Mas também fazem parte do GND 4 as transferências de capital (por exemplo, da União para Estados e Municípios realizarem seus próprios investimentos), as quais representam valores significativos na execução orçamentária mas não fazem parte da FBCF”.

16. O acrônimo Siafi significa “Sistema Integrado de Administração Financeira” (*i.e.*, o sistema de contabilidade pública do governo federal).

17. Note que as contas nacionais não desagregam o investimento público por esfera do governo, de modo que os dados desagregados dessa última variável citados por Gobetti (2006, p. 39) foram obtidos nas publicações “Regionalização de Transações do Setor Público” (para os anos 1995-2000) e “Finanças Públicas do Brasil” (para os anos 2001-2003) do IBGE. Note ainda que as bases de dados tanto do IBGE quanto da STN estão disponíveis nos sítios dessas instituições na Internet.

18. Note que, como mencionado acima, as contas nacionais consideram as empresas estatais como parte do setor privado, não contabilizando, pois, o investimento das mesmas como parte da FBCF da administração pública.

“despesas de investimentos” incluem não somente as despesas listadas no GND4 como também “transferências de capital” (de cada esfera de governo para as outras e para outros setores institucionais) que não são consideradas “formação bruta de capital fixo” pelo IBGE. Uma vez que a união é de longe o ente da federação que mais transfere recursos para investimento para outras esferas de governo, é natural que as distorções sejam maiores com os dados federais.

TABELA 3

Grau de Precisão (Anualizado) da FBCF pública obtida com o uso dos dados da SPE (Dados em R\$ bilhões correntes)¹

Dado/Ano	Investimentos da União		Investimentos dos Estados		Investimentos dos Municípios		Investimento Público Total		FBCF Pública CEI/IBGE
	Dados IBGE*	Dados SPE	Dados IBGE*	Dados SPE	Dados IBGE*	Dados SPE	Dados IBGE*	Dados SPE	
1995	4.06	4.93	3.71	4.40	8.07	7.32	15.84	16.65	16.38
1996	4.06	5.73	5.72	4.15	9.64	8.72	19.42	18.60	17.97
1997	4.89	7.54	7.82	6.21	6.47	5.29	19.18	19.04	17.21
1998	5.07	8.28	12.72	9.18	8.05	6.99	25.84	24.46	25.63
1999	4.11	6.93	6.01	4.89	8.41	6.34	18.53	18.17	16.86
2000	5.62	10.10	8.39	7.67	9.18	8.70	23.19	26.47	20.87
2001	6.54	14.58	11.35	10.48	8.61	8.09	26.5	33.15	26.42
2002	5.45	10.13	11.62	10.80	14.17	13.58	31.24	34.51	29.64
2003	4.22	6.45	9.24	8.67	12.73	12.27	26.19	27.38	26.40
2004*	7.19	10.87	12.36	13.99	16.23	12.89	35.78	37.74	ND
2005*	11.28	17.14	15.91	18.34	13.74	10.77	40.93	46.25	ND
Total	62.49	102.67	104.85	98.78	115.30	100.97	282.64	302.42	ND

Elaboração dos autores.

Obs.:* Estimado por Gobetti (2006).

Nota: ¹ Uma vez que as contas nacionais não desagregam o investimento público por esfera do governo, os “dados do IBGE” citados na tabela 3 foram obtidos, salvo menção em contrário, nas publicações “Regionalização de Transações do Setor Público” (para os anos 1995-2000) e “Finanças Públicas do Brasil” (para os anos 2001-2003).

Antes de seguirmos adiante, cumpre mencionar quatro pontos importantes sobre a tabela acima. Em primeiro lugar, os valores dos “dados do IBGE” para 2004 e 2005 são estimativas construídas por Gobetti (2006). Em segundo lugar, as séries mensais da SPE sobre o investimento dos estados e municípios apresentam quebras estruturais em 2004. Com efeito, enquanto a série municipal passa a refletir mais de perto a definição de formação bruta de capital fixo nesse ano (ao invés do conceito contábil de “despesas de investimento” como até 2003), o contrário ocorre com a série estadual (que até 2003 refletia mais de perto o conceito de FBCF e a partir de 2004 aumenta significativamente, passando a refletir as “despesas de investimento” reportadas na “Execução Orçamentária dos Estados”). Dado que o viés introduzido pelas transferências de capital é menos importante no caso dessas esferas de governo, os valores anualizados das séries após as quebras ainda aproximam razoavelmente os valores do IBGE. Em terceiro lugar, cumpre notar que os dados anteriores ignoram os problemas na contabilização dos gastos de investimento público apontados convincentemente por Gobetti (2006), assim como os sensatos ajustes propostos por esse autor – isso porque os dados do IBGE também ignoram esses problemas e ajustes (Gobetti, 2006), de modo que a comparação dos mesmos com dados da SPE ajustados não seria particularmente útil para os nossos propósitos imediatos. Finalmente, em quarto e último lugar, cumpre notar que, com exceção dos problemas apontados por Gobetti (discutidos mais à frente), as qualificações acima dizem respeito somente ao nível e não à sazonalidade trimestral das séries em questão. Com efeito, a despeito das referidas quebras estruturais, o padrão sazonal das séries da SPE para o “investimento” de estados e municípios não muda radicalmente em 2004 e

2005, sugerindo que a sazonalidade exibida pelas despesas com formação bruta de capital fixo desses entes da federação não é particularmente diferente da exibida pelas “despesas de investimento” meramente contábeis dos mesmos. Assim sendo, parece-nos razoável obter séries trimestrais aproximadas para a FBCF de estados e municípios aplicando os pesos sazonais das séries da SPE aos valores anuais dessas variáveis reportados pelo IBGE (ver tabela acima e apêndice).¹⁹

Antes de passarmos aos dados da união, cumpre notar que os dados mensais da SPE nos permitiram ainda obter séries trimestrais da FBCF das empresas estatais federais (ver apêndice). O procedimento que adotamos nesse caso foi muito similar ao adotado no caso dos dados de estados e municípios. As diferenças principais aqui foram duas. Primeiramente, pudemos checar a compatibilidade dos dados mensais da SPE com os dados bimestrais publicados nos relatórios sobre a execução dos investimentos publicados nas portarias bimestrais do Departamento de Coordenação e Controle das Empresas Estatais (DEST) do Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão (MPOG, vários números). Tendo verificado a compatibilidade das duas séries (ambas de “despesas de investimento”), aplicamos o padrão sazonal das mesmas aos dados anuais do IBGE sobre a formação bruta de capital fixo das empresas estatais federais no período 1996-2003 – publicados nas pesquisas “Finanças Públicas” (IBGE, 2004c e 2006) e “Regionalização das Transações do Setor Público: Atividade Empresarial do Governo” (IBGE, 2003)²⁰. O fato de levarem em conta apenas a FBCF das empresas estatais federais é a segunda diferença crucial entre os dados de investimento das estatais e os demais dados utilizados nesse trabalho. Infelizmente, não nos foi possível encontrar dados de alta frequência para as empresas estatais estaduais e municipais – cuja participação na FBCF total das empresas estatais é muito relevante, tendo oscilado entre cerca de 55% (em 1999) e 23% (em 2003) no período 1997-2003, de acordo com dados das “Finanças Públicas do Brasil” (IBGE, 2004c e 2006).

Voltando nossa atenção agora para os procedimentos que utilizamos para construir nossa série aproximada da FBCF trimestral da União, começamos notando que preferimos não aplicar (nesse caso) a sazonalidade dos dados contábeis “de despesas de investimento” aos dados da FBCF anual. O motivo é que, de acordo com Gobetti (2006), tem-se crescentemente contabilizado como “despesas de investimento da União” valores que efetivamente não foram gastos. Mais precisamente, a crescente importância dos “contingenciamentos” de despesas da União nos últimos anos (de forte e contínuo ajuste fiscal) – e, conseqüentemente, do procedimento contábil conhecido como “liquidação forçada” – vem gerando um forte viés nos registros contábeis das despesas de investimento da União.

A fim de entender o argumento de Gobetti é importante ter em mente algumas particularidades da execução orçamentária brasileira. Primeiramente, cumpre lembrar que essa última consiste de duas etapas básicas, quais sejam, *i*) o “empenho” de um

19. Para construir estimativas para o ano de 2006 assumimos que tanto os pesos sazonais dessas séries quanto as discrepâncias relativas observadas entre os valores anualizados das mesmas e as estimativas de Gobetti para os números do IBGE em 2005 se mantiveram constantes.

20. Mais uma vez usando a hipótese simplificadora de que a sazonalidade das despesas de investimento “puramente contábeis” não foi particularmente diferente das despesas com a formação bruta de capital fixo propriamente dita. Para construir estimativas para os anos de 2004-2006 (1995-1996) assumimos que tanto os pesos sazonais quanto o peso das “despesas puramente contábeis” da série nesses anos foram iguais aos de 2003 (1997).

dados recurso, que ocorre quando o governo se compromete a fazer determinada despesa (para a qual existe dotação orçamentária) e, portanto procede a compra/licitação dos bens e/ou serviços em questão; e *ii*) a “liquidação” desse recurso, que consiste no reconhecimento por parte do governo de sua obrigação de pagar os fornecedores pelo total ou por partes dos bens e/ou serviços comprados/licitados com base em algum comprovante que os mesmos foram, de fato, entregues/feitos (parcial ou completamente).²¹ Em segundo lugar, cumpre lembrar que o governo tem freqüentemente “contingenciado” recursos no começo do ano, a fim de garantir o cumprimento de suas metas fiscais anuais, liberando uma grande parte desses recursos no final de cada ano, após obter estimativas mais confiáveis da arrecadação tributária do mesmo. Assim sendo, tem havido um aumento considerável dos empenhos no final de cada ano calendário. Finalmente, deve-se ter em mente ainda que, a despeito da legislação brasileira obrigar que os empenhos não liquidados ao final de cada ano sejam cancelados, “na prática, (...) cancelamentos raramente ocorrem e, em vez da anulação dos empenhos, a STN procede à automática [ou “forçada”] liquidação de toda a despesa que não estava liquidada até então” (Gobetti, *ibid.*, p. 12). O procedimento de “liquidação forçada” – cujos valores são contabilizados “em uma rubrica específica do Siafi, criada especialmente para isso e identificada como subitem 98, chamado ‘restos a pagar’ (Gobetti, *ibid.*) – nada mais é, portanto, que o “jeitinho” dado pelos administradores públicos brasileiros para evitar que os empenhos liberados no final do ano sejam cancelados. Uma vez que as despesas de investimento estão entre as mais atingidas pelos contingenciamentos (cada vez maiores) feitos pelo governo no início de cada ano, Gobetti conclui, então, que uma parcela grande e crescente das “despesas de investimentos” liquidadas pela União em um dado ano tem sido “forçada”, ou seja, só será executada, de fato, mais à frente.²²

Tendo identificado o problema acima, Gobetti se propõe a mensurá-lo analisando duas séries de dados, a saber, *i*) a série obtida somando-se os investimentos efetivamente pagos em um dado ano e “os restos a pagar processados” desse ano; e *ii*) a série obtida pela exclusão “dos restos a pagar não processados” dos investimentos liquidados totais em um dado ano (incluindo as liquidações forçadas). Cruciais para entender a racionalidade subjacente ao procedimento de Gobetti são a distinção entre “restos a pagar processados” (i.e., as despesas liquidadas e ainda não pagas, a despeito dos fornecedores/prestadores dos bens/serviços em questão já terem comprovado a entrega/prestação dos mesmos) e os “restos a pagar não processados” (i.e., as despesas liquidadas forçadamente sem que os fornecedores/prestadores dos bens/serviços em questão tenham comprovado a entrega/prestação dos mesmos) e *ii*) o fato de que os “restos a pagar não processados” de um dado ano podem perfeitamente ser novamente liquidados forçadamente em anos posteriores.²³ Assim sendo, ambas as séries de Gobetti seriam excelentes aproximações das despesas de investimento efetivamente realizadas em um dado ano se os “restos a pagar processados” de um dado

21. Naturalmente, do ponto de vista econômico, a etapa mais importante é a liquidação, pois é nela que o “investimento” ocorre de fato.

22. O procedimento de “liquidação forçada” já ocorre há muito tempo no governo central e nunca foi tema para discussão, dada a irrelevância dos valores. Entretanto, com a necessidade de realização de superávits primários, o contingenciamento das despesas públicas fez com que esses valores se acumulassem ao fim do ano, motivo pelo qual seus valores passaram a influenciar de forma decisiva as estatísticas de investimento público.

23. Restos a pagar “não processados” podem também ser processados e pagos, ou processados e não pagos, virando assim “restos a pagar processados”, ou ainda serem cancelados nos exercícios posteriores.

ano fossem todos efetivamente pagos. No entanto, Gobetti nota que as duas séries passaram a divergir de forma significativa a partir de 2001 quando os restos a pagar de vários anos se acumularam, propondo então um mapeamento dos restos a pagar dos vários anos de forma a poder calcular as despesas de investimento efetivas de cada ano.

Com base nas considerações de Gobetti, propomos a seguinte metodologia de cálculo das “despesas de investimento” da União:

$$i_F^{**} = i_F^*, t=1,2,3 \quad (1)$$

$$i_F^{**} = i_F^* - (i_{FL} - i_{FP} - i_{FRPP}), t=4 \quad (2)$$

$$i_F = i_F^{**} + (i_E - i_C)/4 \quad (3)$$

Em palavras, sempre que o dado se refere ao investimento do quarto trimestre ($t=4$), é feito o expurgo da “liquidação forçada” [i.e., o total das despesas de investimento “liquidadas” nesse trimestre (i_{FL}) menos as despesas de investimento efetivamente pagas (i_{FP}) e as contabilizadas como “restos a pagar processados” (i_{FRPP})]. Em seguida, o estoque de restos a pagar de anos anteriores – calculado como a diferença entre o investimento efetivo (i_E) e o investimento pelo primeiro critério (i_C , que consiste na soma do investimento pago e dos restos a pagar processados) – foi distribuído entre os quatro trimestres de forma igual. Buscando avaliar a validade das adaptações feitas, comparamos nossos resultados (anualizados) com valores da base da SPE e de Gobetti (2006), o que é mostrado na tabela e no gráfico a seguir. Pode-se perceber que o ajuste dos investimentos reduz a sazonalidade na série original. Além disso, a série sem ajuste tende a subestimar o investimento no início do ano.

TABELA 4

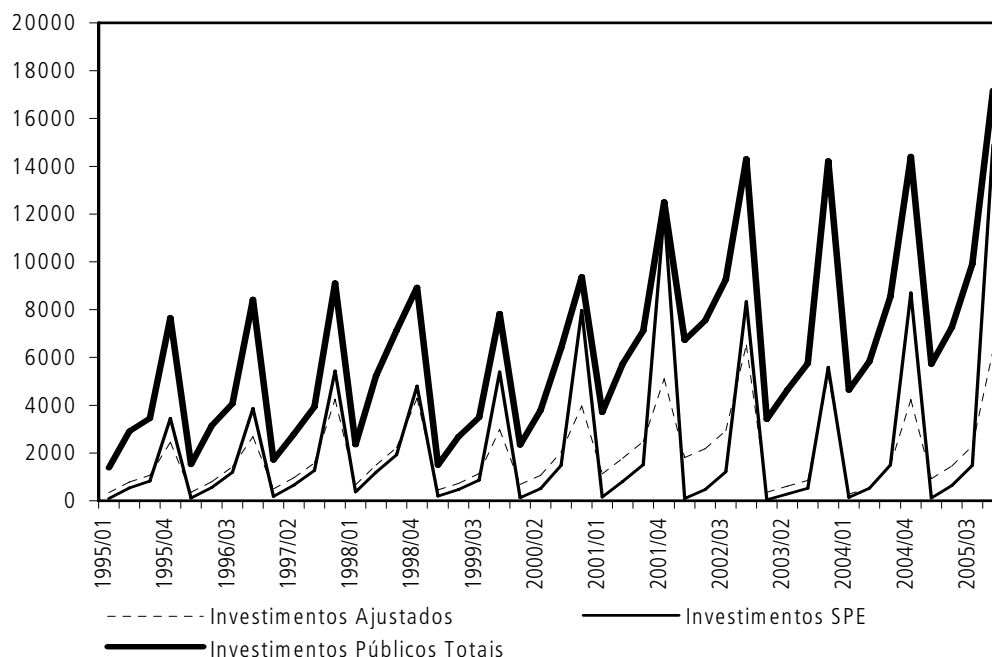
Comparação dos dados de investimento ajustado – anual

	SPE	Gobetti (2006)	Ajustado
1995	4.927	4.440	4.651
1996	5.730	5.257	5.259
1997	7.537	7.252	7.315
1998	8.284	8.493	8.685
1999	6.931	5.349	5.307
2000	10.099	7.736	7.760
2001	14.580	10.509	10.509
2002	10.126	13.448	13.450
2003	6.452	7.070	7.070
2004	10.865	6.975	6.538
2005	17.133	11.158	10.970

Elaboração dos autores.

De posse da série ajustada acima, podemos então obter aproximações trimestrais para a formação bruta de capital fixo da União. Com efeito, essas últimas foram obtidas pela aplicação da sazonalidade trimestral da série ajustada acima (das “despesas de investimento” da União) às estimativas anuais ajustadas de Gobetti para a formação bruta de capital fixo da União (GOBETTI, 2006, p. 45).

GRÁFICO 1

Despesas trimestrais de investimento da União (contábeis e ajustadas)

Elaboração dos autores com base em dados primários da SPE e do SIAFI.

4 REVISITANDO A “FUNÇÃO INVESTIMENTO PRIVADO” DO BRASIL APÓS O PLANO REAL COM DADOS TRIMESTRAIS APROXIMADOS

As considerações acima deixam claro que existem vários conceitos possíveis para os “investimentos públicos” nominais. Aqui usaremos dois, quais sejam, *i*) o conceito de investimento público das contas nacionais, i.e., a FBCF somente da “administração pública” (i.e., os governos municipais, estaduais e municipais); e *ii*) a série anterior adicionada da FBCF das empresas federais estatais. Naturalmente, isso implica que usaremos dois conceitos diferentes também para o investimento privado, uma vez que essa última variável é, por definição, dada pela diferença entre a FBCF total da economia (divulgada oficialmente pelo IBGE) e o investimento público. Os dois pares de séries foram deflacionados por uma média ponderada do “IPA-DI Máquinas e Equipamentos” (IPA-ME) e do “Índice Nacional de Custos de Construção” (INCC), ambos da FGV. Os pesos utilizados na ponderação foram 1/3 para o primeiro índice e 2/3 para o segundo, de modo a refletir a média da composição da FBCF (das contas nacionais anuais) no período coberto por nossa amostra (1995:1 – 2006:3).

Além dos logaritmos neperianos das medidas de investimento mencionadas acima (dessazonalizadas pelo método X-12 multiplicativo do software E-Views 4.1),²⁴ trabalhamos ainda com as seguintes variáveis: *i*) a estimativa da carga tributária bruta trimestral total da economia apresentada em Dos Santos e Costa (2007) medida como percentagem do PIB; *ii*) uma proxy do preço relativo dos bens de capital dada pelo logaritmo neperiano da razão entre o “IPA-DI Bens de Produção” e o “IGP-DI”, ambos da FGV (que não apresenta características sazonais); *iii*) a série encadeada trimestral do logaritmo neperiano do PIB dessazonalizado “em volume” publicada pelo IBGE.²⁵ Todas as séries utilizadas em nossos exercícios econométricos aparecem reproduzidas no apêndice.

Seguindo o procedimento padrão em análises de co-integração, começamos por apresentar os resultados que obtivemos com a aplicação de testes de raízes unitárias. Em seguida, passamos aos resultados dos testes de co-integração propriamente ditos. O número relativamente elevado de modelos econométricos que se segue se explica pela nossa intenção de obter conclusões gerais tão independentes quanto possível das hipóteses específicas de cada modelo avaliado.

4.1 TESTES DE RAIZ UNITÁRIA COM E SEM QUEBRAS ESTRUTURAIS

Começando pela análise gráfica dos dados (ver gráficos abaixo), poder-se-ia concluir inicialmente que, com exceção do PIB real e da carga tributária medida como percentagem do PIB (que apresentam tendências positivas bastante evidentes), as demais séries poderiam, a princípio, ter sido geradas tanto por “caminhos aleatórios” puros (i.e., sem tendência determinística) como por séries estacionárias com raízes próximas de um.²⁶ Dadas essas hipóteses, os resultados obtidos com a aplicação de testes convencionais de raízes unitárias parecem indicar as séries de investimento privado, PIB e preço do capital são não-estacionárias, enquanto a carga tributária e nível de investimento público aparentam ser estacionárias (ver tabela 5).²⁷

24. A utilização de dados dessazonalizados visa atenuar os possíveis efeitos deletérios da falsificação de nossas hipóteses simplificadoras sobre a sazonalidade dos componentes “puramente contábeis” das séries da SPE e do MPOG sobre nossas aproximações trimestrais para o investimento público (ver Dos Santos e Costa, 2007 para mais detalhes). Trabalhar com dados dessazonalizados tem ainda a vantagem de permitir ao analista ignorar complicações relacionadas com raízes unitárias sazonais (Hyllebrandt *et al.* 1990), ainda que usualmente implique um significativo viés no sentido de não rejeição nos testes de raízes unitárias convencionais (ver Patterson, 2000, cap. 7). Ver Quantitative Micro Software (2001) para detalhes sobre o método X-12 multiplicativo.

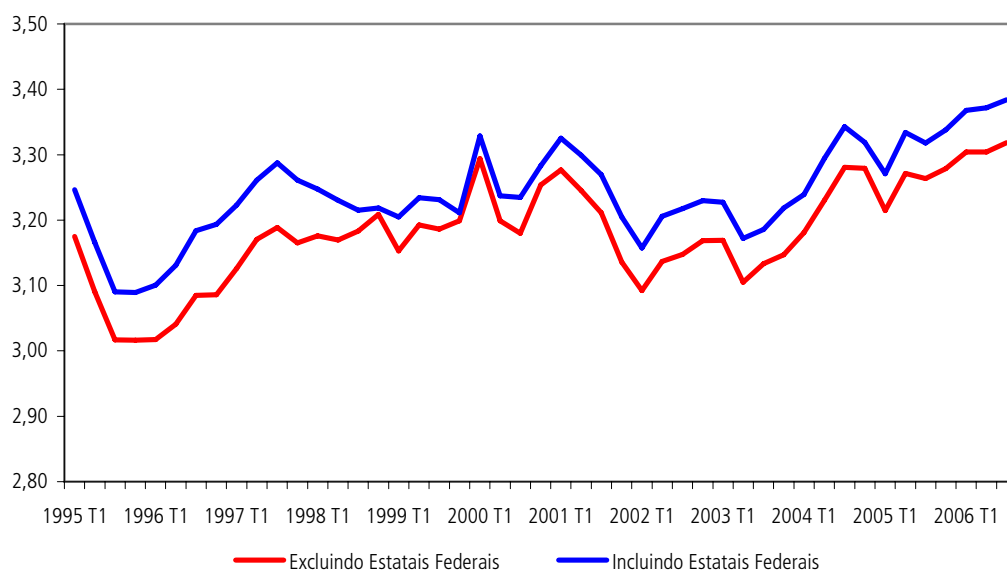
25. Experimentamos ainda com *i*) as taxas selic e “tjlp” medidas em termos reais; *ii*) a taxa de câmbio real efetiva medida pelo IPA-DI (publicada pelo Banco Central); e *iii*) os desembolsos do BNDES medidos como percentagem do PIB também publicados pelo Banco Central). Os resultados obtidos com essa última variável (utilizada em Ribeiro e Teixeira, 2001) não foram bons, entretanto, enquanto que as duas primeiras levaram a resultados inferiores aos obtidos com a especificação utilizada acima.

26. A média do investimento público real, em particular, permanece praticamente constante ao longo de todo o período (a despeito dos picos nos últimos anos das administrações FHC), fato esse reconhecido quase consensualmente como um grave entrave ao crescimento da economia no período em questão (GIAMBIAGI, 2006; Almeida *et al.* 2006; SPE 2006a; Presidência da República, 2007).

27. Todos os testes da tabela 4 foram realizados no software E-Views 4.1. O número de defasagens do teste de ADF foi determinado com base no critério de informação de Schwartz. O teste KPSS utilizou o método Kernel (Bartlett) na estimativa do espectro residual.

GRÁFICO 2

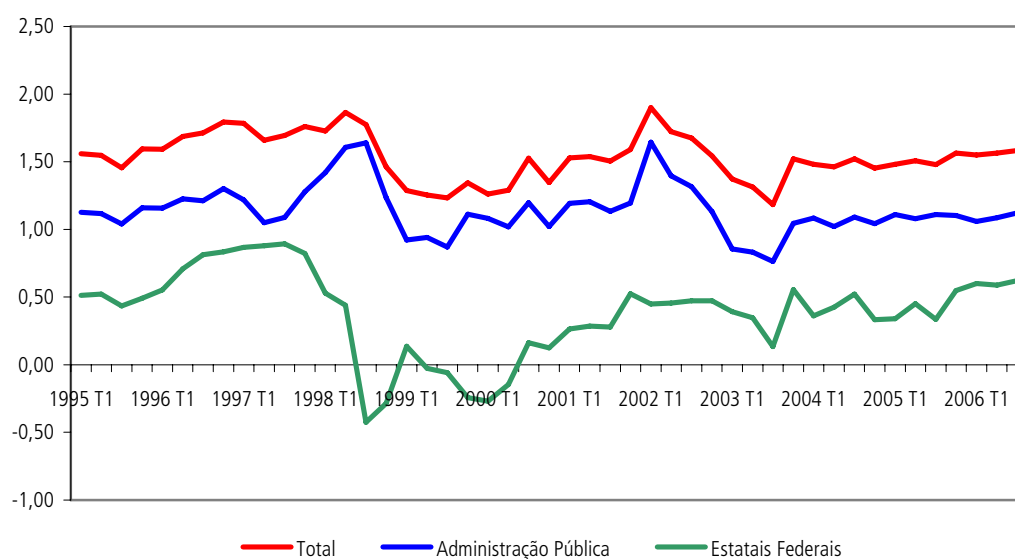
FBCF Privada: diferentes conceitos (logaritmo neperiano das séries a preços constantes de 08/1994 e dessazonalizadas)



Elaboração dos autores com base em dados primários do IBGE, da SPE e do MPO (ver texto para detalhes).

GRÁFICO 3

FBCF Pública: diferentes conceitos (logaritmo neperiano das séries a preços constantes de 08/1994 e dessazonalizadas)



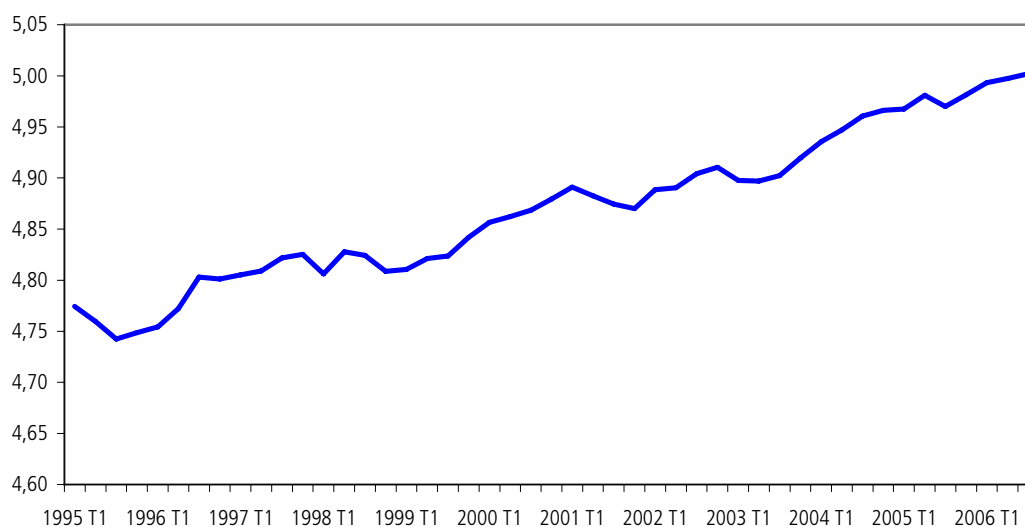
Elaboração dos autores com base em dados primários do IBGE, da SPE e do MPO (ver texto para detalhes).

Há, entretanto, bons motivos teóricos e históricos para se suspeitar da existência de quebras estruturais nas séries em questão – e, portanto, que os resultados da tabela 1 não devem ser tomados como definitivos (PERRON, 1989). Com efeito, *i)* nossos dados cobrem três administrações federais diferentes, separadas por períodos de grande instabilidade que provocaram mudanças significativas na política macroeconômica (GIAMBIAGI, 2006); *ii)* é teoricamente improvável que tanto a acentuada tendência positiva apresentada pela série da carga tributária como razão do PIB como a ausência

de tendência apresentada pelas séries da FBCF pública real da economia sejam características permanentes das mesmas; e *iii*) é visível que a carga tributária dá um salto como percentagem do PIB a partir da crise de 1999 e outro em 2002 (GIAMBIAGI, 2006), enquanto que as séries da FBCF pública real da economia caem pesadamente um pouco antes da crise de 1999 e no começo do primeiro governo Lula. Assim sendo, uma discussão rigorosa da ordem de integração das séries em questão pressupõe a aplicação de testes de raiz unitária que levam explicitamente em consideração a possibilidade de quebras estruturais (tabela 6).

GRÁFICO 4

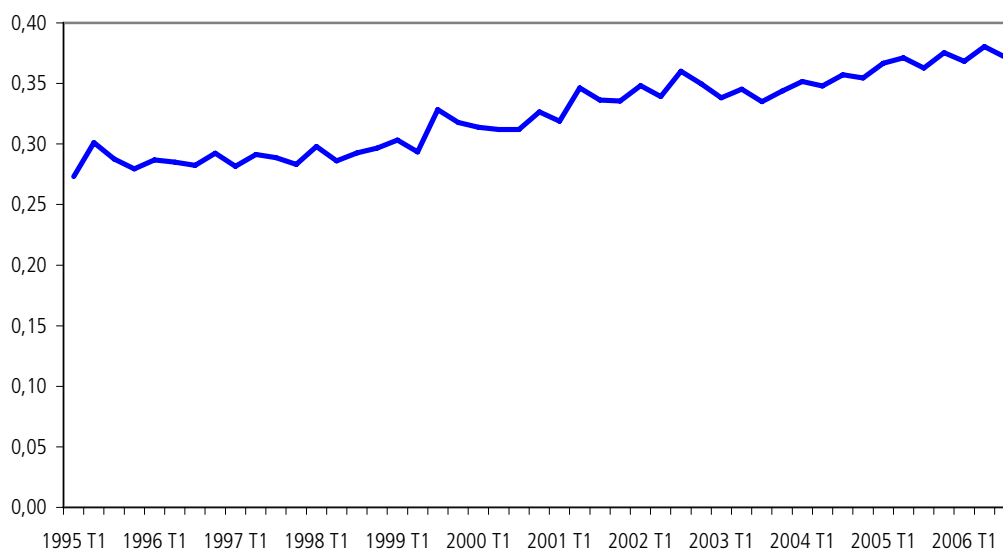
Logaritmo neperiano do índice encadeado de volume do PIB dessazonalizado



Elaboração dos autores a partir de dados do IBGE.

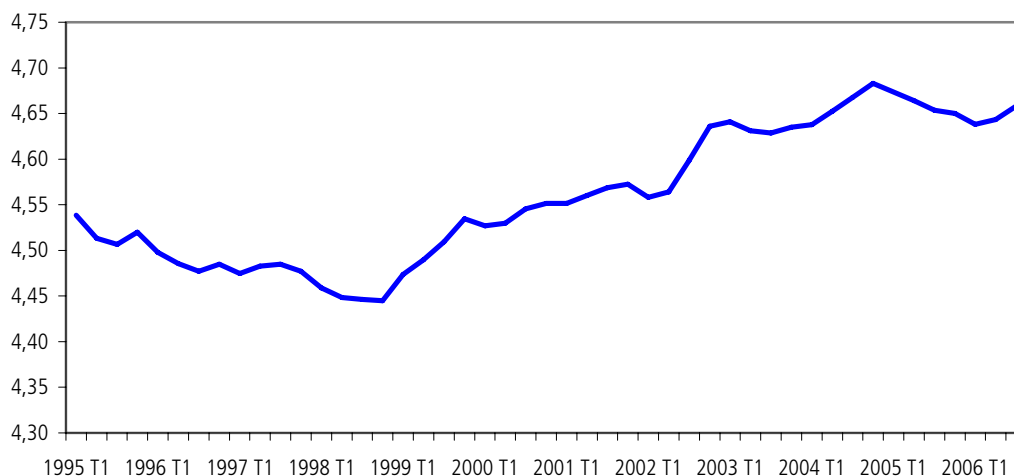
GRÁFICO 5

Carga tributária bruta como percentagem do PIB



Fonte: Dos Santos e Costa (2007).

GRÁFICO 6

Logaritmo neperiano da razão entre o IPA-DI bens de produção e IGP-M

Elaboração dos autores a partir de dados da FGV.

De fato, são pelo menos três os problemas com os testes de raízes unitárias tradicionais na presença de quebras estruturais. Em primeiro lugar, a presença de uma quebra estrutural em uma série tendência-estacionária faz com que seja difícil rejeitar a hipótese de que a série em questão é, na verdade, um caminho aleatório em torno de uma tendência (PERRON, 1989). Em segundo lugar, a presença de observações aberrantes em um caminho aleatório em torno de uma tendência pode fazer com que se rejeite a hipótese de que a série em questão é não-estacionária (Franses e Haldrup, 1994, chamam esse caso de “estacionaridade espúria”). Em terceiro lugar, a presença de quebras estruturais em caminhos aleatórios “puros” pode tornar difícil a rejeição da hipótese de que a série em questão é tendência-estacionária.

A fim de investigar a possibilidade dos resultados que obtivemos na tabela 4 para as séries do PIB e do investimento privado terem sido causados pelo primeiro problema acima, aplicamos os testes de Zivot-Andrews (1992) e Lanne *et al.* (2003) a subamostras das mesmas escolhidas de modo a refletir nosso “conhecimento prévio” de que cada série poderia perfeitamente ter sofrido até duas quebras estruturais ao longo de nossa amostra total (a primeira ocorrendo possivelmente perto do final do primeiro governo FHC e a segunda perto do final do segundo governo FHC). Note-se que ambos esses testes são aperfeiçoamentos – para o caso de uma quebra estrutural em data desconhecida *a priori* – do teste seminal proposto por Perron (1989), diferindo apenas no algoritmo de busca pela quebra que utilizam e nos tipos de quebra que supõem.²⁸ A aplicação dos mesmos nos permite, assim, obter *insights* valiosos sobre os pontos de quebra mais prováveis em cada série/subamostra e testar a hipótese nula de raiz unitária nesses casos (tabela 6).

28. Os testes de Zivot e Andrews foram executados no software RATS versão 6.0 utilizando o procedimento ZIVOT.SRC disponível gratuitamente em www.estima.com. Os testes de Lanne *et al.* foram realizados no software JMULTI versão 4.15 disponível gratuitamente em www.jmulti.de. Patterson (2000, seção 7.8) discute a intuição por trás dos testes de Perron (1989) e Zivot e Andrews, enquanto que uma referência amigável sobre o teste de Lanne *et al.* (2003) é Lutkepohl e Kratzig p. 58-63 (2004).

TABELA 5

Resultados dos testes de raízes unitárias com quebras estruturais para amostras escolhidas com base em conhecimento prévio dos dados²⁹. *() indica rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 5% (1%). AD indica aplicação desnecessária em nosso julgamento**

Séries/ Testes	Z&A (Hipótese Nula: Caminho Aleatório com Tendência)	Lanne <i>et al.</i> (Hipótese Nula: Caminho Aleatório com Tendência)	F&H (Hipótese Nula: Raiz Unitária)
Inv. Privado (Cont. Nac)	-4.95 (1995:1-2006:3 <i>c/</i> quebra est. em 2001:4); -4.8 (1995:1-2001:3 <i>c/</i> quebra est. em 1998:1); -5.15* (1998:1-2006:3 <i>c/</i> quebra est. em 2001:4).	-1.86 (1995:1-2006:3 <i>c/</i> quebra est. em 2000:1); -2.94** (2000:1-2006:3 <i>c/</i> quebra est. em 2005:2);	-2.29 (1998:1-2006:3, modelo <i>c/</i> tendência e <i>outliers</i> em 2000:1, 2001:4 e 2005:2).
Inv. Privado (exclusivo estatais federais)	-5.83** (1995:1-2006:3 <i>c/</i> quebra est. em 2001:4); -4.5 (1995:1-2001:3 <i>c/</i> quebra est. em 1998:1); -5.27* (1998:1-2006:3 <i>c/</i> quebra est. em 2001:4).	-1.92 (1995:1-2006:3 <i>c/</i> quebra est. em 2000:2); -1.96 (1995:1-2001:4 <i>c/</i> quebra est. em 2000:1); 3.19* (2000:1-2006:3 <i>c/</i> quebra est. em 2005:2).	-2.39 (1998:1-2006:3, modelo <i>c/</i> tendência e <i>outliers</i> em 2000:1, 2001:4 e 2005:2).
Inv. Público (Cont. Nac)	-4.79 (1995:1-2006:3 <i>c/</i> quebra est. em 2003:1); -5.00 (1995:1-2002:4 <i>c/</i> quebra est. em 1999:1); -5.83** (1999:1-2006:3 <i>c/</i> quebra est. em 2002:4).	-1.57 (1995:1-2006:3 <i>c/</i> quebra est. em 2002:1); -1.26 (1995:1-2001:4 <i>c/</i> quebra est. em 1999:1); -1.42 (1999:1-2006:3 <i>c/</i> quebra est. em 2002:1).	-3.91** (1999:1-2006:3, modelo <i>s/</i> tend. e <i>c/</i> <i>outliers</i> em 2002:1 e 2003:1); -3.85** (1999:1-2006:3, modelo <i>c/</i> tend. e <i>outliers</i> em 2002:1 e 2003:1).
Inv. Público (inclusive. estatais federais)	-3.65 (1995:1-2006:3 <i>c/</i> quebra est. em 1998:4); 5.91** (1999:1-2006:3 <i>c/</i> quebra est. em 2003:1); -5.05 (1995:1-2002:4 <i>c/</i> quebra est. em 1998:4).	-2.58 (1995:1-2006:3 <i>c/</i> quebra est. em 1998:4); -2.35 (1999:1-2006:3 <i>c/</i> quebra est. em 2003:1); -1.83 (1995:1-2002:4 <i>c/</i> quebra est. em 1998:4).	-3.297 (1999:1-2006:3, modelo <i>s/</i> tend. e <i>c/</i> <i>outliers</i> em 2002:1 e 2003:1); -3.372 (1999:1-2006:3, modelo <i>c/</i> tend. e <i>outliers</i> em 2002:1 e 2003:1).
PIB	-4.2 (1995:1-2006:3 <i>c/</i> quebra est. em 1998:1); -4.59 (1998:2-2006:3 <i>c/</i> quebra est. em 2001:2); -3.93 (1995:1-2001:1 <i>c/</i> quebra est. em 1998:4).	-0.45 (1995:1-2006:3 <i>c/</i> quebra est. em 1998:2); -2.2 (1995:1-2001:4 <i>c/</i> quebra est. em 2001:1); e 0.54 (1999:1-2006:3 <i>c/</i> quebra est. em 2005:3).	AD
Preço do K	-3.5 (1995:1-2006:3 <i>c/</i> quebra est. em 1999:1); -4.2 (1999:1-2006:3 <i>c/</i> quebra est. em 2004:4); -4.4 (1995:1-2004:3 <i>c/</i> quebra est. em 1998:1).	-0.21 (1995:1-2006:3 <i>c/</i> quebra est. em 1999:1); -1.97 (1999:1-2006:3 <i>c/</i> quebra est. em 2004:4); e 0.56 (1995:1-2004:3 <i>c/</i> quebra est. em 1999:1).	AD
Carga Tributária	AD	AD	-0.75 e -2.61 (1995:1-2006:3, especificações <i>s/</i> e <i>c/</i> tendência e <i>c/</i> <i>outliers</i> em 1999:2 e 2003:1).

Elaboração dos autores.

TABELA 6

Resultados dos testes de raízes unitárias convencionais. *() indica rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 5%(1%). AD indica aplicação desnecessária à luz da inspeção gráfica das séries e/ou dos demais resultados. ^o indica decisão duvidosa**

Séries/ Testes	ADFt Nível	ADFt 1 ^o Dif	KPSS Nível	Decisão Provisória
Inv. Privado (Contas Nacionais) <i>c/</i> constante	-1.29	-6.44**	0.509*	
Inv. Priv. (Contas Nac) <i>c/</i> tendência e cte	-2.66	AD	0.10	
Inv. Priv. (excluindo estatais federais) <i>c/</i> cte	-1.39	-6.76**	0.508*	I(1)
Inv. Priv. (excluindo est. federais) <i>c/</i> tend e cte	-2.79	AD	0.10	
Inv. Público (Contas Nacionais) <i>c/</i> constante	-2.76	AD	0.22	
Inv. Pub. (Contas Nacionais) <i>c/</i> tend. e cte	-2.94	AD	0.09	I(0) ^o no modelo <i>c/</i> constante e I(1) ^o no modelo <i>c/</i> tendência e constante
Inv. Pub. (incluindo estatais federais) <i>c/</i> cte	-2.54	AD	0.18	
Inv. Pub. (incluindo est. federais) <i>c/</i> tend e cte	-2.69	AD	0.05	
PIB <i>c/</i> tendência e cte	-3.06	AD	0.10	I(1) ^o
Carga Trib. <i>c/</i> cte	0.016	-13.24**	0.87**	I(1) no modelo <i>c/</i> cte e I(0) no modelo <i>c/</i> tend e cte.
Carga Trib. <i>c/</i> tend. e cte	-5.25**	AD	0.09	
Preço K <i>c/</i> cte	-0.27	-4.39**	0.76**	I(1)
Preço K <i>c/</i> tend e cte	-2.5	AD	0.15*	

Elaboração dos autores.

29. Em todos os testes de Zivot e Andrews assumiu-se que tanto a constante quanto o intercepto das séries foram alterados pela quebra e utilizou-se o critério de Akaike para selecionar a especificação precisa da equação de teste. Em todos os testes de Lanne *et al.* a "função quebra" utilizada foi a exponencial (ver LUTKEPOHL e KRATZIG, 2004, p. 59-60) e utilizou-se o critério de Akaike para selecionar a especificação precisa da equação de teste.

Com efeito, analisando-se a tabela 6, percebe-se que os resultados obtidos com os testes de Zivot e Andrews e de Lanne *et al.* são freqüentemente parecidos e, grosso modo, compatíveis com a interpretação “histórica” mencionada acima. Esses resultados reforçam os resultados apresentados na tabela 4 no caso das variáveis PIB e PK, mas lançam dúvidas sobre as conclusões obtidas com as variáveis de investimento, que parecem ter se tornado estacionárias a partir do final do segundo governo FHC. A fim de verificar a possibilidade da evidência de estacionaridade que obtivemos para as variáveis de investimento (principalmente após 1999) ter sido “espúria” no sentido de Franses e Haldrup (1994), decidimos então aplicar o teste sugerido por esses autores nas séries em questão. Note-se que o teste de Franses e Haldrup consiste basicamente em rodar a regressão do teste ADF-t tradicional (de ordem p) adicionada de variáveis *dummy* de impulso para as supostas observações aberrantes e para p defasagens dessas últimas, uma vez que os autores demonstraram que a variável ADF-t obtida desse modo tem a mesma distribuição assintótica da variável ADF-t tradicional se a hipótese nula de não estacionaridade for verdadeira. Conforme se observa na tabela 6, nossos resultados para as séries de investimento privado reforçam nossa conclusão anterior de que as mesmas não são estacionárias (se levarmos em conta os choques “aberrantes” a que essas parecem ter sido submetidas ao longo de nossa amostra). O caso das séries de investimento público é menos claro, entretanto, uma vez que a aplicação do teste de Franses e Haldrup não rejeita (ainda que por pouco) a hipótese de não-estacionariedade do investimento público incluindo estatais, mas rejeita cabalmente a hipótese de não-estacionariedade do investimento público excluindo estatais. De todo modo, e a despeito das incertezas associadas à identificação de “observações aberrantes” e do tipo de quebra estrutural relevante (diretamente responsáveis pela diferença de resultados obtidos com os testes de Zivot e Andrews e de Lanne *et al.*), as evidências acima não nos permitem afastar a hipótese de que os investimentos públicos (notadamente a série que inclui os investimentos das empresas estatais federais) são não-estacionários.

Finalmente, a fim de investigar a hipótese de que a carga tributária medida como percentagem do PIB é um caminho aleatório (ou “puro” ou com tendência) que sofreu “choques” positivos no meio de 1999 e no começo de 2003 – ou, de outro modo, que a evidência de estacionaridade encontrada na tabela 4 é espúria no sentido de Franses e Haldrup – rodamos o teste proposto por esses autores também nessa variável. Conforme se observa na tabela 5 acima, os resultados do teste de Franses e Haldrup reforçam a tese de que a variável carga tributária tem, de fato, uma raiz unitária.

4.2 TESTES DE CO-INTEGRAÇÃO COM E SEM QUEBRAS ESTRUTURAIS

Começamos por lembrar que a simples presença de quebra estrutural em séries individuais não implica a presença de quebra estrutural na relação de co-integração entre essas variáveis caso essa exista. Dito de outro modo, é perfeitamente possível que duas variáveis passem a se comportar de modo diferente em um dado momento do tempo sem que a relação de longo prazo entre as mesmas também tenha mudado. Essa distinção é importante por pelo menos três motivos, quais sejam, *i*) o poder do teste de co-integração de Engle e Granger (1987) diminui consideravelmente na presença de quebra estrutural na relação de co-integração (GREGORY e HANSEN, 1996); *ii*) a presença de quebra estrutural nas séries individuais freqüentemente leva a “não-rejeições” de hipóteses de “não-co-integração” nos testes de co-integração

convencionais (i.e., ENGLE e GRANGER, 1987; Johansen, 1991; e BANERJEE *et al.* 1986) mesmo que as séries em questão sejam inteiramente independentes (Leybourne e Newbold, 2003); e *iii*) essa última afirmação é verdadeira também para o teste de Gregory e Hansen (1996) – que leva explicitamente em consideração a existência de quebra estrutural na relação de co-integração (COOK, 2004).

Embora as considerações anteriores possam soar algo pessimista, cumpre notar que a literatura recente sobre as implicações de quebras estruturais para os testes de co-integração é ainda incipiente (sendo baseada em estudos de Monte Carlo particularmente simplificados) e parece indicar que os diferentes testes são afetados de forma diferente por diferentes quebras (LEYBOURNE e NEWBOLD, 2003; COOK, 2004) – de modo a fornecer alguma base para a avaliação dos resultados dos mesmos. Além disso, um número crescente de testes de constância paramétrica vem sendo disponibilizado para modelos vetoriais de correção de erros,³⁰ fornecendo assim insumos adicionais para se avaliar diversas questões relacionadas a quebras estruturais. Longe de ser niilista, portanto, a mensagem básica dessa literatura parece ser a de que análises de co-integração na presença de quebras estruturais – como a que apresentaremos a seguir – devem necessariamente se basear em um julgamento cuidadoso dos resultados de um número relativamente grande de testes de co-integração com e sem quebras estruturais e de testes de constância paramétrica dos modelos vetoriais de correção de erros associados.

Começamos, pois, aplicando testes de co-integração “uniequacionais” (ver tabela 7) às series descritas na seção 3.1 (incluindo as empresas estatais no setor público). A despeito dos conhecidos problemas de testes uniequacionais no caso da existência de mais de um vetor de co-integração, os resultados obtidos com a aplicação do teste de Engle e Granger são particularmente importantes para o nosso objeto, uma vez que esse último teste se mostrou o mais eficiente na presença de quebras estruturais nas séries envolvidas (LEYBOURNE e NEWBOLD, 2003).

Analisando-se a tabela 7, conclui-se que os testes uniequacionais parecem indicar fortemente a existência de um vetor de co-integração entre as séries apresentadas acima, notadamente se tiver havido, de fato, uma quebra estrutural no mesmo em 2001:4, como parecem indicar os testes de Zivot e Andrews e de Gregory e Hansen e os resultados obtidos estimando-se os vetores por mínimos quadrados ordinários nas duas subamostras (não apresentados aqui). Cumpre notar, ainda, que a tabela 7 acima apresenta fortes evidências em favor de elevadas elasticidade-produto (positiva) e elasticidade-carga tributária (negativa) do investimento privado. As evidências acerca das elasticidades preço do capital e investimento público são bem menos contundentes, dada a mudança de sinais que se obtém para ambas as variáveis após a (aparente) quebra de 2001:4 apesar de reconhecermos a significativa redução de graus de liberdade com a redução do período amostral.

30. Juselius (cap. 9, 2007) apresenta uma excelente revisão dos principais testes disponíveis.

TABELA 7

Resultados dos testes de co-integração "uniequacionais"³¹. * () indica rejeição da hipótese nula de não-co-integração ao nível de significância de 5% (1%). *Priv* e *Pub* denotam, respectivamente, as séries de FBCF privada (excluindo estatais) e pública (incluindo estatais)**

Teste	Especificação	Resultado	Relação de Co-integração
Engle e Granger	$Priv = f(pib, ct, pk, pub)$	-4.53 (rejeita a hipótese nula a 10% mas não a 5%)	$Priv = -1.87 + 1.92 pib - .81pk - 1.09ct - .14pub$
Engle e Granger	$Priv = f(pib, ct, pk)$	-3.93 (rejeita a hipótese nula a 15% mas não a 10%)	$Priv = -2.15 + 1.74 pib - .62pk - 0.95ct$
Engle e Granger	$Priv = f(pib, pk, pub)$	-4.84*	$Priv = -.025 + 1.6pib - .96pk - .13pub$
Engle e Granger	$Priv = f(pib, pk)$	-4.15*	$Priv = -.52 + 1.47 pib - .76pk$
Gregory-Hansen	$Priv = f(pib, ct, pk, pub)$	-6.61*. Quebra estimada em 2001:4.	$Priv = -3.62 + 1.78pib - .33pk - 0.61ct - .1pub$ (antes de 2001:4) e $Priv = -6.81 + 2.05pib + .06pk - 1.41ct + .04pub$ (depois de 2001:4).
Gregory-Hansen	$Priv = f(pib, ct, pk)$	-6.15*. Quebra estimada em 2001:4.	$Priv = -3.81 + 1.65pib - .21pk - 0.03ct$ (antes de 2001:4) e $Priv = -6.15 + 2.08pib - 1.18pk - 0.0125ct$ (depois de 2001:4).
Gregory-Hansen	$Priv = f(pib, pk, pub)$	-6.79**. Quebra estimada em 2001:4.	$Priv = -2.7 + 1.63pib - .41pk - 0.08pub$ (antes de 2001:4) e $Priv = -5.25 + 1.6pib + .115pk + 0.15pub$ (depois de 2001:4).
Gregory-Hansen	$Priv = f(pib, pk)$	-6.09**. Quebra estimada em 2001:4.	$Priv = -3.9 + 1.66pib - .21pk$ (até 2001:4) e $Priv = -5.11 + 1.64pib + .04pk +$ (depois de 2001:4).

Elaboração dos autores.

TABELA 8

Resultados dos testes de co-integração de Johansen convencionais³²

VAR de partida (c/ termo constante e s/tendência)	Resultado	Relação de Co-integração (VECM)
VAR de ordem 2 e com resíduos aparentemente normais, homocedásticos e não correlacionados e composto por <i>priv</i> , <i>pib</i> , <i>pk</i> , <i>ct</i> e <i>pub</i> . Testes de quebra estrutural de Chow ("breakpoint" e "sample split") apontam quebras em 2000:4 e 2001:2.	Teste do traço rejeita a não-co-integração a 21.3%. Outras hipóteses são rejeitadas	VECM de ordem 1 com resíduos aparentemente normais, homocedásticos e independentes e vetor de co-integração dado por: $Priv = -1.68 + 2.22pib - 1.18pk - 0.91ct - .16pub$ Modelo aparentemente estável.
VAR de ordem 2 com resíduos aparentemente normais, homocedásticos e independentes composto por <i>priv</i> , <i>pib</i> , <i>pk</i> e <i>ct</i> . Testes de quebra estrutural de Chow (i.e. testes "breakpoint", "sample split" e "forecast") apontam várias quebras no período 1999:1-2001:4.	Teste do traço rejeita a não-co-integração a 16.5%. Outras hipóteses são rejeitadas.	VECM de ordem 1 com resíduos aparentemente normais, homocedásticos e independentes e vetor de co-integração dado por: $Priv = 4.72 + 2.72pib - 1.01pk - 2.31ct$ O teste de quebra estrutural ("breakpoint test") de Chow aponta uma quebra em 2001:3.
VAR de ordem 2 "congruente" (i.e., aparentemente estável e com resíduos aparentemente normais, homocedásticos e independentes), composto por <i>priv</i> , <i>pib</i> , <i>pk</i> e <i>pub</i> .	Teste do traço rejeita a não-co-integração a 25%. Outras hipóteses são rejeitadas	VECM de ordem 1 congruente e com vetor de co-integração dado por: $Priv = 14 + 1.95pib - 1.3pk - 0.15pub$.
VAR de ordem 2 com resíduos aparentemente normais, e não correlacionados (mas com alguma evidência de heterocedasticidade) composto por <i>priv</i> , <i>pib</i> e <i>pk</i> . Testes de quebra estrutural de Chow (i.e. testes "breakpoint" e "sample split") apontam quebras em 1998:3, 2001:3 e 2003:2.	Teste do traço rejeita a não-co-integração a 21.5%. Outras hipóteses são rejeitadas.	VECM de ordem 1 com resíduos aparentemente normais e não correlacionados (mas com alguma evidência de heterocedasticidade) e vetor de co-integração dado por: $Priv = 0.76 + 2.09pib - 1.37pk$. Modelo aparentemente estável.

Elaboração dos autores.

31. 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 uma quebra estrutural completa no vetor de co-integração e os lags desses últimos foram escolhidos com base no critério de Schwartz. Os vetores de co-integração antes e depois da quebra foram estimados no software E-Views versão 4.1.

32. Ordem dos VARs "de partida" foi escolhida de modo a simultaneamente minimizar critérios de perda (Akaike, Schwartz, Hannah-Quinn, Mínimo Erro de Previsão, etc) e garantir que nenhuma defasagem fosse excluída caso se mostrasse significativa no teste de Wald de exclusão de defasagens. A despeito de várias especificações terem se mostrado incongruentes (ver tabela), variáveis *dummy* não foram incluídas para não viesar os resultados. Os testes de normalidade, heterocedasticidade e não auto-correlação utilizados foram, respectivamente, Jarque-Bera, White e Portmanteu e LM. Os testes de Chow 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.

Dada a possibilidade da existência de mais de um vetor de co-integração entre as variáveis em questão e as diferentes sensibilidades dos testes de co-integração à existência de quebras estruturais nas séries, é importante verificar os resultados obtidos na tabela 7 com os resultados obtidos com a aplicação de testes de co-integração baseados no trabalho de Johansen (1988, 1991). Tais resultados são apresentados na tabela 8. Apesar dos níveis de significância que garantem a rejeição da hipótese de nenhum vetor de co-integração terem sido todos bem maiores do que os convencionais (resultado esse explicável pela “incongruência” da maioria dos VARs que serviram de base para os testes), cumpre notar que os vetores de co-integração normalizados encontrados na estimação dos modelos vetoriais de correção de erro relevantes foram similares aos obtidos pela aplicação dos testes de Engle e Granger. Em particular, os fatos estilizados das altas elasticidade-produto e elasticidade carga tributária (em valor absoluto) dos investimentos privados brasileiros foram uma vez mais corroborados.

Naturalmente, a princípio não há porque se supor que os valores obtidos na tabela 8 são necessariamente boas aproximações da realidade, principalmente em vista da instabilidade dos modelos VAR utilizados como base para os testes (que interpretamos como uma evidência adicional de mudança estrutural nos dados brasileiros). O fato de os resultados obtidos pelos testes de Engle e Granger e Johansen terem sido similares – apesar da evidência experimental de que os mesmos reagem de modos diferentes a presença de quebras estruturais nos dados (LEYBOURNE e NEWBOLD, 2003) – e os próprios resultados que obtivemos com a aplicação dos testes de Gregory e Hansen parecem indicar, entretanto, que os resultados pouco contundentes que obtivemos com a aplicação dos testes de co-integração convencionais se devem à presença de uma quebra estrutural na relação de co-integração (GREGORY e HANSEN, 1996; LUTKEPOHL e KRATZIG, 2004, cap. 3, p. 118).

5 NOTAS FINAIS: ALGUMAS CONCLUSÕES PARCIAIS E O ESBOÇO DE UMA AGENDA DE PESQUISA

As duas conclusões mais importantes desse estudo são que: *i*) a elasticidade-produto do investimento privado brasileiro (excluindo empresas estatais) parece ser particularmente elevada, sendo maior que 1.5 em praticamente todos os modelos estimados nesse texto e ficando próxima de 2 em vários desses últimos; e *ii*) a elasticidade-carga tributária do investimento privado brasileiro também parece ser significativa, ficando próxima de menos um em grande parte dos modelos estimados acima. Enquanto a primeira conclusão apenas reafirma os resultados obtidos em 9 entre 10 estudos anteriores (particularmente os de Melo e Rodrigues Jr., 1998; e Cruz e Teixeira, 1999, que utilizam conceitos de investimento privado similares ao nosso), a segunda conclusão é, até onde sabemos, inédita.

Naturalmente, as conclusões acima devem ser vistas com cuidado. Ainda que seja razoavelmente improvável que dados muito ruins gerem conclusões simultaneamente robustas a diferentes especificações econométricas e de acordo com a teoria econômica, não podemos afastar a hipótese de que nossos resultados se devam às inúmeras hipóteses simplificadoras que tivemos que fazer para construir nossa base de dados. Por outro lado, nossos resultados 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. O lançamento dos dados revisados das contas nacionais trimestrais do IBGE no final de março de 2007 certamente proporcionará uma oportunidade desse tipo.

Finalmente, cumpre notar que, apesar de admitidamente imperfeita, a base de dados trimestral discutida anteriormente possibilita um sem número de experimentos mais detalhados do que os apresentados nesse artigo. Não há nenhum motivo, por exemplo, para acharmos que os diferentes componentes da carga tributária bruta afetam o investimento privado da mesma forma,³³ ou que diferentes conceitos dessa última variável sejam descritos pelas mesmas especificações econométricas. A nosso ver, tal fato evidencia a existência de uma linha de pesquisa de considerável importância para o esclarecimento dos determinantes da dinâmica da economia brasileira e dos “trade-offs” à disposição da sociedade brasileira.

33. Dos Santos e Costa (2007) seguem a tabela 26 das Contas Econômicas Integradas do IBGE (IBGE, 2004), desagregando a “carga tributária bruta” da economia em impostos “sobre produtos”, “impostos sobre a renda e patrimônio”, “contribuições previdenciárias” (incluindo a arrecadação bruta do FGTS) e “outros impostos ligados a produção”. Tais variáveis são, obviamente, bastante diferentes entre si. Além disso, inúmeras outras desagregações das (literalmente) dezenas de impostos, contribuições e taxas que formam a carga tributária brasileira podem ser estudadas.

REFERÊNCIAS

- AFONSO, J. R. *Maior inflação nos investimentos fixos*. Rio de Janeiro: Instituto Teotônio Vilela, 2004. Nota Técnica Preliminar.
- ALMEIDA, M.; GIAMBIAGI, F.; PESSOA, S. Expansão e dilemas no controle do gasto público federal. *Boletim de Conjuntura do Ipea*, n. 73, p. 89-98, 2006.
- BANERJEE, A. *et al.* Exploring equilibrium relationships in econometrics through static models: some Monte Carlo evidence. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, p. 253-277, 1986.
- BOUCEKINE, R.; CRUZ, B. *Technological Progress and Investment: Microeconomic Foundations and Macroeconomic Implications*. Brasília: Ipea, 2006 (Texto para Discussão, n. 1.170).
- CAVALCANTI, M. A. F. H.; KAI, H.; CARVALHO, L. *Principais características do modelo macroeconômico do Ipea*. Seminários Dimac-Ipea, 2002 (Seminário apresentado em 26 de junho de 2002).
- COOK, S. Spurious rejection by cointegration tests incorporating structural change in the cointegrating relationship. *Applied Economics Letters*, 11, p. 879-884, 2004.
- CRUZ, B. O.; TEIXEIRA, J. R. The impact of public investment on private investment in Brazil, 1947-1990. *Cepal Review*, 67, p. 71-80, 1999.
- Departamento de Coordenação e Controle das Empresas Estatais. Relatório de Execução do Orçamento de Investimento das Empresas Estatais (vários números e anos) . Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão. Brasília-DF.
- Dos SANTOS, C. H.; COSTA, F. R. *Uma metodologia simplificada de estimação da carga tributária brasileira trimestral*. Brasília: Ipea, 2007 (Texto para Discussão, n. 1.281). No prelo.
- DICKEY, D.; FULLER, W. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Econometrica*. v. 49, p. 1.022-1.057, 1981.
- DICKEY, D.; PANTULA, S. Determining the Order of Differencing in Autoregressive Processes. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 5, p. 455-461, 1987.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55, p. 251-276, 1987.
- FELDSTEIN, M.; HORIOKA, C. Domestic saving and international capital flows. *The Economic Journal*, v. 90, n. 358, p. 314-329, 1980.
- 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.
- FRISCH, R. Editorial. *Econometrica*, v.1, p. 1-4, 1933.
- 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, 2006 (Texto para Discussão, n. 1.169).

GIAMBIAGI, F. *et al.* (Orgs.). *Economia brasileira contemporânea (1945-2004)*. Rio de Janeiro: Ed. Campus/Elsevier, 2005.

GOBETTI, S. *Estimativa dos investimentos públicos: um novo modelo de análise de execução orçamentária aplicado às contas nacionais*. Secretaria do Tesouro Nacional, 2006. Mimeografado.

GREGORY; HANSEN. Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, 70, p. 99-126, 1996.

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

HOGLUND, R.; OSTERMARK, R. Size and power of cointegration tests under structural breaks and heteroskedastic noise. *Statistical Papers*, 44. p. 1-22, 2003.

HYLLEBERG, S. *et al.* Seasonal Integration and Cointegration. *Journal of Econometrics*, v. 44. p. 215-228, 1990.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). *Regionalização das transações do setor público 1994-1997: atividade de administração pública*. Coordenação de Contas Nacionais. Rio de Janeiro, 2000.

_____. *Regionalização das transações do setor público 2000: atividade de administração pública*. Coordenação de Contas Nacionais. Rio de Janeiro, 2003a.

_____. *Regionalização das transações do setor público 2001: atividade de atividade empresarial do governo*. Coordenação de Contas Nacionais. Rio de Janeiro, 2003b.

_____. *Contas nacionais trimestrais*. Coordenação de Contas Nacionais. Rio de Janeiro, 2004a. Série Relatórios Metodológicos, v. 28).

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

_____. *Apresentação da nova série do sistema de contas nacionais, referência 2000 (versão para informação e comentários)*. Rio de Janeiro, 2006a. Nota Metodológica, n. 1.

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

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

_____. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59, p. 1.551-1.580, 1991.

JUSELIUS, K. *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*. Oxford: Oxford University Press, 2007.

KRUGMAN, P. How Complicated Does the Model Have to Be? *Oxford Review of Economic Policy*, v. 16, n. 4, p. 33-42, inverno 2000.

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.

- KYDLAND, F.; PRESCOTT, E. The Computation Experiment: An Econometric Tool. *Journal of Economic Perspectives*, v. 10, n. 1, p. 69-85, Inverno 1996.
- 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*, 65, p. 91-115, 2003.
- LEYBOURNE, S.; NEWBOLD, P. Spurious rejections by cointegration tests induced by structural breaks. *Applied Economics*, 35, p. 1.117-1.121, 2003.
- LUTKEPOHL, H.; KRATZIG, M. (Orgs.). *Applied Time Series Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press, 2004.
- LUTKEPOHL, H. *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin: Springer-Verlag, 2005.
- MANIKW, G. A quick refresher course in macroeconomics. *Journal of Economic Literature*, v. 28, n. 4, p. 1.645-1.660, 1990.
- MANIKW, G. *The Macroeconomist as Scientist and Engineer*. Cambridge, Massachusetts: Harvard Institute of Economic Research, 2006 (Working Paper, n. 2.121).
- MELO, G. M.; RODRIGUES Jr., W. *Determinantes do investimento privado no Brasil: 1970-1995*. Brasília: Ipea, 1998 (Texto para Discussão, n. 605).
- MUINHOS, M. K.; ALVES, S. A. L. *Medium Size Macroeconomic Model for the Brazilian Economy*. Brasília: Banco Central do Brasil, 2003 (Working Paper Series, n. 64).
- NOH; KIM. Behaviour of cointegration tests in the presence of structural breaks in variance. *Applied Economics Letters*. 10, p. 999-1.002. 2003.
- PATTERSON, K. *Introduction to Applied Econometrics: A Times Series Approach*. Nova York: St. Martin's Press, 2000.
- PASTORE. A. C.; PINOTTI, M. C. *Política macroeconômica, choque externo e crescimento*. Rio de Janeiro: Instituto Nacional de Altos Estudos, 2006 (Estudos e Pesquisas, n. 141).
- PEREIRA, R. M. Investment and Uncertainty in a Quadratic Adjustment Model. *Revista Brasileira de Economia*, v. 55, n. 2, p. 283-311, Abr./Jun. 2001.
- PERRON, P. The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57, p. 1.361-1.401, 1989.
- PRESIDÊNCIA DA REPÚBLICA DO BRASIL. *Programa de Aceleração do Crescimento 2007-2010: material para a imprensa*. Brasília, 2007.
- 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, 1999 (Texto para Discussão, n. 619).
- RIBEIRO, M. B.; TEIXEIRA, J. R. An economic analysis of private-sector investment in Brazil. *Cepal Review*, 74, p. 153-166, 2001.

- ROCHA, C. H.; TEIXEIRA, J. R. Complementaridade versus substituição entre investimento público e privado na economia brasileira: 1965-90. *Revista Brasileira de Economia*, v. 50, n. 3, p. 378-283, jul./set. 1996.
- ROMER, D. *Advanced Macroeconomics*. Nova York: McGraw Hill, 1996.
- SACHSIDA, A. *Testes de exogeneidade sobre a correlação poupança doméstica e investimento*. Brasília: Ipea, 1999 (Texto para Discussão, n. 659).
- SACHSIDA, A.; ABI-RAMIA, M. C. The Feldstein-Horioka puzzle revisited. *Economics Letters*, v. 68, p. 85-88, 2000.
- SACHSIDA, A.; MENDONÇA, M. J. *Domestic Saving and Investment Revised: Can the Feldstein-Horioka Equation be used for Policy Analysis?* Brasília, 2006 (Texto para Discussão n. 1.158).
- SECRETARIA DE POLÍTICA ECONÔMICA. *Crescimento, investimento e poupança*. Brasília: Ministério da Fazenda, 2006a.
- _____. *Nota de esclarecimento sobre investimento público*. Brasília: Ministério da Fazenda, 2006b.
- SECRETARIA DO TESOUREIRO NACIONAL. *Despesas da união por grupo*. Brasília: Ministério da Fazenda, 2006a.
- _____. *Consolidação das contas públicas*. Brasília: Ministério da Fazenda, 2006b.
- _____. *Execução orçamentária dos estados*. Brasília: Ministério da Fazenda, 2006c.
- _____. *Finanças do Brasil*. Brasília: Ministério da Fazenda, 2006d.
- SÉRVEN, L. *Macroeconomic Uncertainty and Private Investment in LDCs: An Empirical Investigation*. Washington, DC: Banco Mundial, 1998 (Working Paper, n. 2.035).
- SOARES, S. *Distribuição de renda no Brasil de 1976 a 2004 com ênfase no período 2001-2004*. Brasília: Ipea, 2006 (Texto para Discussão, n. 1.166).
- SUMMERS, L. H. The scientific illusion in empirical macroeconomics. *Scandinavian Journal of Economics*, v. 93, n. 2, p. 129-148, 1991.
- VELLOSO, R. *Escancarando o problema fiscal: é preciso controlar o gasto não-financeiro obrigatório da União*. Rio de Janeiro: Instituto Nacional de Altos Estudos, 2006 (Estudos e Pesquisas, n. 159).
- 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*, 10, p. 251-270, 1992.

APÊNDICE

DADOS UTILIZADOS NAS ESTIMATIVAS DESSE TEXTO

Dados em logaritmos neperianos (com exceção da carga tributária)

	Carga Tributária	PIB	PK	Priv	Priv (incluindo estatais fed.)	Pub	FBCF estatais	Pub (excluindo estatais)
1995 T1	0.2731	4.7742	4.5385	3.1749	3.2466	1.5585	0.5136	1.1275
1995 T2	0.3012	4.7596	4.5132	3.0904	3.1658	1.5472	0.5228	1.1182
1995 T3	0.2875	4.7425	4.5068	3.0168	3.0901	1.4561	0.4341	1.0387
1995 T4	0.2793	4.7486	4.5199	3.0163	3.0892	1.5952	0.4923	1.1604
1996 T1	0.2869	4.7542	4.4980	3.0172	3.1006	1.5917	0.5524	1.1577
1996 T2	0.2851	4.7722	4.4854	3.0410	3.1307	1.6867	0.7094	1.2263
1996 T3	0.2823	4.8030	4.4770	3.0851	3.1838	1.7130	0.8136	1.2109
1996 T4	0.2924	4.8012	4.4849	3.0860	3.1935	1.7935	0.8349	1.3026
1997 T1	0.2815	4.8053	4.4745	3.1258	3.2232	1.7848	0.8680	1.2192
1997 T2	0.2912	4.8090	4.4827	3.1707	3.2613	1.6578	0.8790	1.0498
1997 T3	0.2888	4.8217	4.4849	3.1887	3.2875	1.6951	0.8929	1.0897
1997 T4	0.2831	4.8252	4.4773	3.1654	3.2611	1.7601	0.8213	1.2772
1998 T1	0.2979	4.8062	4.4589	3.1757	3.2474	1.7265	0.5282	1.4211
1998 T2	0.2860	4.8279	4.4482	3.1695	3.2304	1.8648	0.4381	1.6075
1998 T3	0.2928	4.8242	4.4464	3.1833	3.2151	1.7745	-0.4250	1.6409
1998 T4	0.2966	4.8087	4.4450	3.2089	3.2184	1.4629	-0.2851	1.2354
1999 T1	0.3034	4.8107	4.4735	3.1530	3.2047	1.2874	0.1371	0.9205
1999 T2	0.2935	4.8211	4.4896	3.1926	3.2341	1.2537	-0.0268	0.9396
1999 T3	0.3283	4.8237	4.5095	3.1862	3.2315	1.2336	-0.0589	0.8692
1999 T4	0.3177	4.8420	4.5347	3.1992	3.2110	1.3448	-0.2426	1.1130
2000 T1	0.3137	4.8566	4.5270	3.2941	3.3288	1.2626	-0.2699	1.0828
2000 T2	0.3121	4.8624	4.5297	3.1989	3.2372	1.2895	-0.1472	1.0181
2000 T3	0.3120	4.8685	4.5457	3.1800	3.2348	1.5260	0.1635	1.1974
2000 T4	0.3264	4.8795	4.5515	3.2538	3.2832	1.3473	0.1248	1.0205
2001 T1	0.3188	4.8910	4.5513	3.2768	3.3250	1.5286	0.2640	1.1935
2001 T2	0.3462	4.8827	4.5601	3.2453	3.2992	1.5392	0.2858	1.2045
2001 T3	0.3363	4.8744	4.5685	3.2110	3.2696	1.5044	0.2777	1.1349
2001 T4	0.3355	4.8700	4.5725	3.1359	3.2048	1.5899	0.5237	1.1950
2002 T1	0.3483	4.8886	4.5580	3.0921	3.1572	1.8999	0.4491	1.6455
2002 T2	0.3392	4.8905	4.5641	3.1368	3.2057	1.7231	0.4551	1.3952
2002 T3	0.3601	4.9042	4.5988	3.1476	3.2177	1.6753	0.4714	1.3165
2002 T4	0.3499	4.9105	4.6361	3.1685	3.2296	1.5417	0.4713	1.1312
2003 T1	0.3380	4.8977	4.6409	3.1690	3.2273	1.3718	0.3915	0.8555
2003 T2	0.3452	4.8969	4.6313	3.1050	3.1720	1.3128	0.3477	0.8316
2003 T3	0.3348	4.9022	4.6286	3.1335	3.1859	1.1830	0.1346	0.7634
2003 T4	0.3436	4.9194	4.6349	3.1472	3.2183	1.5217	0.5556	1.0440
2004 T1	0.3517	4.9356	4.6377	3.1807	3.2393	1.4812	0.3604	1.0843
2004 T2	0.3480	4.9472	4.6525	3.2304	3.2946	1.4627	0.4247	1.0213
2004 T3	0.3572	4.9604	4.6674	3.2807	3.3430	1.5218	0.5219	1.0918
2004 T4	0.3544	4.9661	4.6830	3.2792	3.3190	1.4542	0.3321	1.0408
2005 T1	0.3667	4.9674	4.6736	3.2147	3.2711	1.4807	0.3398	1.1105
2005 T2	0.3713	4.9809	4.6642	3.2712	3.3338	1.5066	0.4508	1.0804
2005 T3	0.3628	4.9700	4.6535	3.2638	3.3179	1.4782	0.3353	1.1104
2005 T4	0.3753	4.9816	4.6499	3.2786	3.3379	1.5650	0.5491	1.1022
2006 T1	0.3683	4.9932	4.6382	3.3043	3.3679	1.5502	0.5995	1.0582
2006 T2	0.3804	4.9974	4.6435	3.3042	3.3716	1.5641	0.5881	1.0857
2006 T3	0.3721	5.0022	4.6582	3.3185	3.3842	1.5836	0.6204	1.1232

Elaboração dos autores.

EDITORIAL

Coordenação

Iranilde Rego

Supervisão

Aeromilson Mesquita

Revisão

Samara Silva Nogueira

Ângela Pereira da Silva de Oliveira (estagiária)

Camila de Paula Santos (estagiária)

Melina Karen Silva Torres (estagiária)

Nathalia Martins Peres Costa (estagiária)

Editoração

Bernar José Vieira

Elidiane Bezerra Borges

Jeovah Herculano Szervinsk Júnior

Luis Carlos da Silva Marques

Rosa Maria Banuth Arendt

Brasília

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, 9º 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, 6º 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,
9º andar, sala 908

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5406

Correio eletrônico: madp@ipea.gov.br