

pesquisa e planejamento econômico ■ ppe

ipea

LIBERALIZAÇÃO COMERCIAL, MUDANÇAS TECNOLÓGICAS E MERCADO DE TRABALHO NO BRASIL

Beatriz Muriel Hernández

UMA PERSPECTIVA MICROECONOMÉTRICA DO SALÁRIO DE RESERVA E DO DESEMPREGO NA DÉCADA DE 1990 NO BRASIL

Víctor Hugo de Oliveira

José Raimundo Carvalho

ASSIMETRIA CÍCLICA NA POLÍTICA FISCAL DOS ESTADOS BRASILEIROS

Fabiana Rocha

Ana Carolina Giuberti

CICLOS DE NEGÓCIOS EM UMA PERSPECTIVA NÃO-LINEAR: MODELO AUTO-REGRESSIVO DE "TRANSIÇÃO SUAVE" PARA O ÍNDICE GERAL DE PRODUÇÃO INDUSTRIAL BRASILEIRO E BENS DE CAPITAL

João Paulo Martin Faleiros

Denisard Cnéio de Oliveira Alves

O INVESTIMENTO EM INFRA-ESTRUTURA NO BRASIL: HISTÓRICO RECENTE E PERSPECTIVAS

Cláudio R. Frischtak

Presidência da República

Ministro de Estado Extraordinário de Assuntos Estratégicos - Roberto Mangabeira Unger

Secretaria de Assuntos Estratégicos



Fundação pública vinculada à Secretaria de Assuntos Estratégicos, 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

Diretoria

João Sicsú

Jorge Abrahão de Castro

Liana Maria da Frota Carleial

Márcio Wohlers de Almeida

Mário Lisboa Theodoro

Fernando Ferreira

Chefe de Gabinete

Persio Marco Antonio Davison

Assessor-Chefe de Comunicação

Estanislau Maria de Freitas Júnior

Corpo Editorial

Editores Interinos

Marco Antônio F. de H. Cavalcanti

Miguel Foguel

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

Membros

Carlos Henrique Corseuil

Eduardo Pontual Ribeiro

Elcyon Caiado Rocha Lima

Samuel de Abreu Pessoa

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

Secretária-Executiva

Angélica Ferreira de Barros

**pesquisa e planejamento
econômico ■ ppe**

ipea

Pesquisa e Planejamento Econômico v. 1 – n.1 – jun. 1971.

Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 1990 – v. – quadrimestral.

Título anterior: Pesquisa e Planejamento v. 1, n. 1 e 2, 1971

Periodicidade anterior: semestral de 1971–1975.

1. Economia – Pesquisa – Periódicos. 2. Planejamento Econômico – Brasil. I. Brasil.
Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

ISSN - 0 100-0551

CDD 330.05
33(81) (05)

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e de inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou o da Secretaria de Assuntos Estratégicos.

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

SUMÁRIO

**LIBERALIZAÇÃO COMERCIAL, MUDANÇAS
TECNOLÓGICAS E MERCADO DE TRABALHO NO BRASIL 197**

Beatriz Muriel Hernández

**UMA PERSPECTIVA MICROECONOMÉTRICA
DO SALÁRIO DE RESERVA E DO
DESEMPREGO NA DÉCADA DE 1990 NO BRASIL 227**

Victor Hugo de Oliveira
José Raimundo Carvalho

**ASSIMETRIA CÍCLICA NA POLÍTICA
FISCAL DOS ESTADOS BRASILEIROS 253**

Fabiana Rocha
Ana Carolina Giuberti

**CICLOS DE NEGÓCIOS EM UMA PERSPECTIVA
NÃO-LINEAR: MODELO AUTO-REGRESSIVO DE
"TRANSIÇÃO SUAVE" PARA O ÍNDICE GERAL DE
PRODUÇÃO INDUSTRIAL BRASILEIRO E BENS DE CAPITAL 277**

João Paulo Martin Faleiros
Denisard Cnéio de Oliveira Alves

**O INVESTIMENTO EM INFRA-ESTRUTURA NO
BRASIL: HISTÓRICO RECENTE E PERSPECTIVAS 307**

Cláudio R. Frischtak

LIBERALIZAÇÃO COMERCIAL, MUDANÇAS TECNOLÓGICAS E MERCADO DE TRABALHO NO BRASIL*

Beatriz Muriel Hernández**

O artigo estuda o impacto da liberalização comercial sobre o mercado de trabalho na economia brasileira durante 1989-1998, com base no arcabouço teórico de Heckscher-Ohlin-Samuelson (HOS). A contribuição mais importante à literatura é a inclusão dos significativos ganhos de produtividade que experimentou o país, junto com o processo de abertura comercial, como segundo fator explicativo dos salários e do emprego.

Estimam-se os testes *consistency check* e *mandated wages* derivados de HOS para as manufaturas brasileiras. Na tarefa de estudar o impacto da abertura sobre o emprego, isolando os choques tecnológicos, propõem-se dois testes adicionais. O primeiro é um teste de consistência que relaciona as mudanças do produto e o uso de trabalho por qualificação; e o segundo estima as mudanças médias da utilização dos fatores na produção derivadas da abertura comercial. Os resultados encontrados mostram que tanto a abertura comercial quanto as mudanças tecnológicas tiveram efeitos significativos sobre o mercado de trabalho brasileiro, sendo amplamente consistentes com HOS. A liberalização comercial diminuiu a desigualdade na distribuição da renda (mensurada pelo prêmio salarial por qualificação) e expandiu o emprego nas indústrias intensivas no trabalho menos qualificado; entretanto os choques tecnológicos tiveram efeitos contrários sobre o mercado de trabalho.

1 INTRODUÇÃO

O profundo e relativamente rápido processo de liberalização comercial que atravessou o Brasil no período 1989-1993 motivou a geração de vários estudos visando explicar o impacto da abertura comercial sobre o mercado de trabalho brasileiro. As pesquisas foram usualmente desenvolvidas sob as previsões do modelo neoclássico de Heckscher-Ohlin-Samuelson (HOS). Em particular, sob a premissa de que o país é rico em trabalho não-qualificado (em relação ao trabalho qualificado),¹ HOS prediz que o livre comércio muda os preços relativos dos bens, favorecendo as indústrias intensivas no fator abundante. Por um lado, as variações nos preços provocam uma queda na desigualdade salarial – efeito que é conhecido como Stolper-Samuelson; e por outro, conduzem a uma nova composição do emprego: apresenta-se uma realocação dos fatores de produção em direção às indústrias intensivas em trabalho não-qualificado; e um menor uso relativo desse fator (em relação ao trabalho qualificado) dentro das indústrias, como consequência da queda na desigualdade salarial.

* A autora agradece a Gustavo Gonzaga e Maria Cristina Terra pelos comentários, e à Capes e à Faperj pelo apoio financeiro concedido.

** Doutora em Economia pela Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-Rio) e professora da Universidade Católica Boliviana (Mpd-UCB).

1. Esta hipótese foi testada por Hernández e Terra (2004) com resultados favoráveis.

Os resultados encontrados na literatura empírica, entretanto, não apresentam nenhum consenso sobre os sinais e a relevância de tais distorções, provocadas pelo livre comércio no mercado de trabalho brasileiro. Essa controvérsia aparece ainda na simples análise das tendências dos salários e do emprego por categoria de qualificação (ou educação). Alguns estudos mostram uma queda no prêmio salarial por habilidades no período de abertura comercial (ver, por exemplo, MUENDLER, 2000; GONZAGA; MENEZES-FILHO; TERRA, 2002); porém, essa tendência não é robusta à informação primária usada nem ao período de análise considerado (ver, por exemplo, GREEN; DICKERSON; ARBACHE, 2001a; BLOM; HOLM-NIELSEN; VERNER, 2001).

As previsões de HOS sobre as mudanças na composição do emprego também são apoiadas na literatura empírica (ver, por exemplo, GONZAGA; MENEZES-FILHO; TERRA, 2002). Entretanto, os resultados não são conclusivos, pois dependem do período considerado e da metodologia usada (ver MUENDLER, 2000; MACHADO; MOREIRA, 2001; MENEZES-FILHO; RODRIGUES, 2001).

No que respeita à determinação do impacto da abertura comercial sobre o prêmio salarial, apresentam-se dois métodos de análise na literatura. O primeiro estuda esse efeito através de modelos de equilíbrio parcial e o segundo faz uso de modelos de equilíbrio geral.

Nos modelos de equilíbrio parcial encontram-se alguns resultados consistentes com Stolper-Samuelson, porém, outros são contrários (ver MUENDLER, 2000; GREEN; DICKERSON; ARBACHE, 2001b; PAVCNİK *et al.*, 2002; FERREIRA; MACHADO, 2002; ARBACHE; CORSEUIL, 2004). Entretanto, o arcabouço teórico desses modelos se afasta de HOS,² pelo que os resultados não estariam sendo interpretados adequadamente através dos efeitos derivados de HOS. Em especial, as variações nos salários em cada indústria dependerão não somente das variáveis próprias da indústria, mas também das suas magnitudes relativas com respeito ao resto da economia – característica que não é contemplada no equilíbrio parcial; adicionalmente, não se apresenta uma relação exata entre as *proxies* de abertura comercial usadas – como variações nas tarifas³ e no volume de troca – com as mudanças relativas nos preços dos bens.⁴

Os estudos baseados nos modelos de equilíbrio geral, como de Barros, Corseuil e Cury (2000) e de Gonzaga, Menezes-Filho e Terra (2002) apresentam uma modelagem que é mais consistente com HOS, e favorecem, em alguma medida, a premissa de que a abertura comercial provocou uma queda no prêmio salarial

2. Vale lembrar que HOS é um modelo de equilíbrio geral.

3. Dois fatores limitam o uso desta variável como *proxy* de comércio no Brasil. Primeiro, pela elevada redundância tarifária e, segundo, pelas fortes restrições não-tarifárias às importações (para uma informação mais precisa, ver, por exemplo, MOREIRA; CORREIA, 1997; HAY, 2001).

4. Para uma discussão sobre o tema, ver Lawrence e Slaughter (1993).

por habilidades. Barros *et al.* (2001) também estudam os efeitos da abertura sob um cenário de equilíbrio geral, entretanto não encontram um impacto significativo do livre comércio sobre a distribuição da renda. Porém, os resultados desses últimos autores derivam-se de rigidezes nas variações salariais, contrapondo-se às hipóteses de HOS.

Além das apreciações expostas acima, a observação mais importante à literatura empírica é que não se levam em conta as mudanças tecnológicas nas análises. De acordo com o modelo neoclássico, tanto as variações de preços – vindas da abertura comercial – quanto as inovações tecnológicas distorcem os salários e os usos relativos dos fatores de produção dentro e entre indústrias, podendo ter efeitos contrários. Assim, o estudo simultâneo desses dois choques seria o recomendável.

Essa questão tem especial relevância para o Brasil, pois, junto com o processo de abertura comercial, o país tem experimentado ganhos de produtividade significativos, como vários autores documentam, tanto na produtividade total de fatores (PTF) como, em alguns casos, no maior uso de trabalho qualificado (ver BONELLI; FONSECA, 1998; PAVCNİK *et al.*, 2002; LISBOA; MENEZES-FILHO; SEMOR, 2002; ROSSI; FERREIRA, 2003; MUENDLER; CORSEUIL, 2003; MUENDLER, 2004). Sob o modelo de HOS, entretanto, as mudanças tecnológicas são importantes sobre a desigualdade salarial na medida em que são viesadas não a algum fator de produção, mas sim àquelas indústrias intensivas num insumo específico (seja a inovação neutra ou favorável a algum fator de produção).

Assim, neste artigo discute-se novamente o impacto da abertura comercial sobre o mercado de trabalho brasileiro, mas levando em consideração também as mudanças tecnológicas. Três grupos de testes baseados no arcabouço teórico de HOS são desenvolvidos. O primeiro grupo é conhecido na literatura como testes de consistência e estuda as variações relativas dos preços e da tecnologia como função da intensidade de uso de um dado tipo de trabalho nas indústrias. O segundo estima as mudanças nos retornos dos fatores de produção, seguindo a metodologia conhecida como *mandated wages*, através da qual é possível derivar as variações salariais atribuídas a cada tipo de choque – preços e/ou produtividade.

Por fim, para estudar as previsões de HOS com respeito às mudanças na composição do emprego, propõe-se neste artigo uma estratégia de análise com base na intuição dos testes anteriores. Primeiro elabora-se um teste de consistência entre as mudanças do produto e a intensidade de uso de um dado tipo de trabalho, que permite deduzir as indústrias que teriam tido vantagens com o processo de abertura comercial e, com isto, a direção do movimento dos recursos. O segundo determina as variações no emprego como resposta do choque de preços, através do que se denomina aqui *mandated employment*.

Os testes foram aplicados para 63 indústrias de manufaturas no período delimitado entre antes e depois da abertura comercial no Brasil, 1989-1998. Os resultados da análise econométrica encontrados são consistentes com o modelo de HOS para os três grupos de testes e podem ser resumidos nos seguintes pontos. Primeiro, as indústrias com um maior aumento relativo nos preços foram as mais intensivas em mão-de-obra não-qualificada. Já os maiores ganhos de produtividade, pelo contrário, estariam concentrados nas indústrias menos intensivas nesse fator de produção. Segundo, as mudanças relativas nos preços contribuíram para a queda no prêmio salarial por qualificação, porém os choques tecnológicos tiveram um efeito contrário. Por fim, as políticas de livre comércio teriam ocasionado efetivamente uma expansão relativa maior na produção das indústrias mais intensivas em trabalho não-qualificado (fator abundante no país), ocasionando uma queda relativa no uso desse fator como resultado do seu maior custo relativo.

A principal conclusão obtida no artigo é que tanto a abertura comercial quanto as mudanças tecnológicas tiveram efeitos significativos sobre o mercado de trabalho brasileiro da forma prevista no modelo neoclássico. Isto mostra que – com exceção de Barros, Corseuil e Cury (2000) e Gonzaga, Menezes-Filho e Terra (2002) na análise da desigualdade salarial⁵ – os resultados descritos nas pesquisas anteriores a esta encontram-se viesados. Primeiro, porque as trajetórias do emprego e dos salários são o resultado dos dois choques – preços e tecnológico – que tiveram efeitos contrapostos. Isto faz com que a simples observação das tendências tenha um aporte marginal à avaliação do impacto da abertura comercial sobre o mercado de trabalho. Segundo, porque os modelos usados para relacionar os salários (ou emprego) com a abertura comercial não controlam para mudanças tecnológicas.

O artigo é dividido em três seções além desta introdução. A segunda seção discute inicialmente a lógica neoclássica dos efeitos da abertura comercial e dos ganhos de produtividade sobre o mercado de trabalho e descreve a estratégia da análise empírica. A terceira seção expõe brevemente os dados usados e apresenta os principais resultados econométricos. Por fim, explicitam-se as conclusões mais importantes do artigo.

2 O MODELO NEOCLÁSSICO E O MERCADO DE TRABALHO

2.1 Teoria

O modelo de HOS desenvolve-se a partir do comércio entre duas economias, A e B , ambas produzindo dois bens, por exemplo, máquinas (M) e rosas (R), e usando dois fatores de produção como trabalho qualificado (S) e não-qualificado

5. Dado que os preços tornam-se exógenos, é possível analisar no equilíbrio geral, *ceteris paribus*, o impacto direto das variações desta variável sobre os salários.

(U). Suponha que: *a*) as tecnologias de produção são idênticas nos países, com retornos constantes de escala; *b*) existe concorrência perfeita no mercado de bens; *c*) há mobilidade de fatores entre indústrias e flexibilidade nos salários; e *d*) as preferências são iguais para todos os indivíduos, descritas através de uma função de utilidade homotética (isto é, com elasticidade da renda igual a 1). Além disso, a produção de rosas usa sempre intensivamente trabalho não-qualificado, enquanto a produção de máquinas usa intensivamente trabalho qualificado.

A característica essencial para a existência de comércio encontra-se nas diferenças nas dotações relativas dos fatores de produção entre países, que conduzem a preços relativos de equilíbrio distintos sob autarquia. Se o país A for relativamente mais abundante em trabalho não-qualificado (com relação ao qualificado), então o prêmio salarial por habilidades será maior que no país B . Neste caso o preço relativo das rosas (com relação ao preço das máquinas) será menor em A do que em B , pois as rosas usam intensivamente o fator de produção mais abundante e barato.

Então, com a abertura comercial, o país A produzirá mais rosas – exportando parte desta produção – e menos máquinas, até que os preços internos atinjam o equilíbrio mundial. No processo, a demanda de insumos deve aumentar na indústria de rosas e cair na indústria de máquinas. Dadas as diferenças na intensidade relativa do uso de cada tipo de trabalho entre os dois setores, isso significa que a demanda de trabalho não-qualificado deve aumentar relativamente à demanda de trabalho qualificado. Para que o equilíbrio interno nos mercados de fatores seja restabelecido, o retorno do trabalho não-qualificado deverá, portanto, aumentar em relação ao salário do qualificado. Nesse novo equilíbrio, as duas indústrias no país A usarão relativamente mais trabalho qualificado, pois este será relativamente mais barato do que no caso da economia fechada.

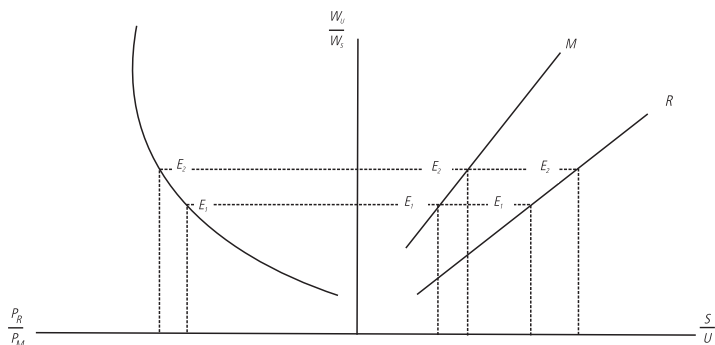
A figura a seguir (extraída de KRUGMAN; OBSTFELD, 2001) expõe as alterações descritas acima, mostrando a relação positiva entre os preços relativos dos bens $\left(\frac{P_R}{P_M}\right)$ e os salários $\left(\frac{W_U}{W_S}\right)$, assim como a relação destes com as demandas relativas dos fatores $\left(\frac{S}{U}\right)$, tanto para a produção de rosas (R) quanto a de máquinas (M). Ambas as relações são deduzidas sob as hipóteses do lado da oferta da economia do modelo. Os pontos E_1 representam o equilíbrio na economia fechada.

O livre comércio provoca um incremento nos preços relativos $\frac{P_R}{P_M}$, conduzindo tanto a um aumento em $\frac{W_U}{W_S}$ quanto em $\frac{S}{U}$ nas duas indústrias, atingindo o novo equilíbrio E_2 . Deriva-se então o Teorema de Stolper-Samuelson, o qual

afirma que: quando a abertura distorce os preços relativos dos bens, aumenta – para ambos os bens – o retorno do fator usado intensivamente na produção daquele bem cujo preço relativo aumentou, e reduz-se – para ambos os bens – o retorno do outro fator de produção (ver ETHIER, 1984).

FIGURA 1

Preços, salários e uso relativo dos fatores de produção no país A



O modelo de HOS pode ser ampliado para levar em consideração as mudanças tecnológicas (ver, por exemplo, JONES, 1965; LEAMER, 1998). Considere que o país A é pequeno; então, uma inovação na indústria de máquinas (intensiva em trabalho qualificado), qualquer que seja essa inovação – neutra ou favorável a algum fator de produção –, deve conduzir a um aumento na desigualdade salarial (queda em $\frac{W_U}{W_S}$). O progresso técnico faz (*ceteris paribus*) com que a indústria de

máquinas seja mais lucrativa, incentivando a expansão da produção desse bem. Essa expansão provoca, por sua vez, uma demanda maior de fatores de produção, porém relativamente mais de trabalho qualificado, conduzindo a um ajustamento nos salários relativos até que as oportunidades de lucro sejam anuladas. Note-se que, no modelo, as distorções no mercado de trabalho são explicadas pelas diferenças tecnológicas entre indústrias, e não pelas mudanças tecnológicas viesadas para o uso de algum dado fator de produção (ver HASKEL; SLAUGHTER, 2002).

Uma vez considerados os efeitos das mudanças tecnológicas, fica claro que os dados podem não refletir necessariamente os efeitos previstos pelo Teorema de Stolper-Samuelson. De fato, uma política de abertura comercial no país rico em trabalho não-qualificado poderia ser acompanhada de inovações tecnológicas viesadas em favor das indústrias menos intensivas nesse fator. Nesse caso, as mudanças relativas nos preços tenderiam a provocar uma queda na desigualdade salarial, mas as inovações tecnológicas, pelo contrário, conduziriam a um aumento da desigualdade. As mudanças no mercado de trabalho estariam, então, sujeitas às magnitudes

“relativas” dos dois efeitos. Se as inovações tecnológicas fossem maiores nas indústrias intensivas em trabalho não-qualificado, então os dois efeitos se reforçariam, provocando uma expressiva queda tanto na desigualdade quanto no uso relativo de mão-de-obra não-qualificada nas indústrias, observando-se maior emprego e produção nas indústrias intensivas nesse fator.

2.2 Estratégia econométrica

Para estudar o impacto da abertura comercial sobre o mercado de trabalho brasileiro, levando em conta as mudanças tecnológicas, especificam-se vários testes, divididos em três grupos. O primeiro grupo de testes baseia-se na análise da relação entre as variações observadas nos preços e na produtividade setoriais e a intensidade do uso de um dado tipo de trabalho nas indústrias, através do que se conhece na literatura como “testes de consistência”. O segundo grupo de testes foca nas mudanças observadas nos salários, seguindo a metodologia chamada *mandated wages*. O último grupo de testes é uma proposta deste artigo e é derivado com base na intuição dos testes anteriores: primeiro, elabora-se um teste de consistência entre as mudanças do produto e a intensidade de uso de trabalho não-qualificado; segundo, determinam-se as variações no emprego como resposta aos choques de preços, através do que se chama aqui *mandated employment*. Cada um desses testes é explicado em detalhes a seguir.

2.2.1 Testes de consistência

Uma primeira abordagem usualmente encontrada na literatura internacional analisa a consistência dos dados em relação às previsões implícitas no modelo de HOS. Dois testes são estimados nessa linha. O primeiro, estudado primeiramente por Lawrence e Slaughter (1993) e Sachs e Shatz (1994) para a economia norteamericana, considera o impacto dos novos padrões de importação (ou do comércio em geral) sobre os preços relativos domésticos. Para o caso do Brasil, por exemplo, esperar-se-ia que, com o processo de abertura comercial, os preços das indústrias mais intensivas em mão-de-obra não-qualificada aumentassem relativamente aos demais preços. Gonzaga, Menezes-Filho e Terra (2002) realizaram esse teste com base nos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), com resultados favoráveis às previsões do modelo. Neste artigo, o teste é replicado a partir de novos dados e algumas considerações adicionais.⁶

6. Um aporte importante de Gonzaga, Menezes-Filho e Terra (2002), entretanto, é a análise entre as mudanças nas tarifas e as mudanças nos preços. Os autores mostram que o *pass-through* das tarifas aos preços foi relativamente maior nos setores intensivos em trabalho qualificado sendo consistente com as previsões de HOS para o Brasil.

Em termos gerais, o teste baseia-se em uma equação de determinação dos preços dos bens como função de uma variável de intensidade de uso de um dado fator de produção, da seguinte maneira:

Teste 1a

$$\Delta \ln P_{jt} = \rho_0 + \rho_1 X_{ijt} + u_{1jt} \quad (1)$$

onde: P_{jt} é o preço do bem (ou indústria) j ($j = 1, \dots, J$), X_{ijt} representa a variável *proxy* de intensidade de uso do fator i ($i = 1, \dots, I$) na produção do bem j , u_{1jt} é o erro de especificação ou nos dados e ρ_0 , ρ_1 são os coeficientes de regressão. O subíndice t nas variáveis diz respeito ao período. Um valor $\rho_1 > 0$ implica que as mudanças nos preços foram relativamente favoráveis aos bens intensivos no uso do fator i e sugerem que – como consequência de uma relativa maior procura pelo fator – o retorno relativo de i aumenta e o seu uso relativo diminui.

O segundo teste de consistência foi aplicado por Haskel e Slaughter (2002) para estudar as mudanças tecnológicas relativas entre indústrias nos Estados Unidos, de acordo com o uso intensivo do trabalho não-qualificado.⁷ Essas mudanças são mensuradas através da PTF, que é usualmente determinada como (ver, por exemplo, BARLTESMAN; GRAY, 1996; FEENSTRA; HANSON, 1997, 2000):

$$\Delta \ln PTF_{jt} = \Delta \ln Q_{jt} - \sum_{i=1}^I \tilde{\theta}_{ijt} \Delta \ln F_{ijt} \quad (2)$$

onde Q_{jt} é o valor bruto de produção do bem j , $\tilde{\theta}_{ijt} = (\theta_{ijt} + \theta_{ijt-1})/2$, θ_{ijt} representa o gasto do insumo i na produção de j como proporção do custo total e F_{ijt} é a quantidade do fator i usado na produção de j . Uma vez especificadas as mudanças tecnológicas, o teste é explicitado de forma semelhante ao caso dos preços:

Teste 1b

$$\Delta \ln PTF_{jt} = \tau_0 + \tau_1 X_{ijt} + u_{2jt} \quad (3)$$

onde u_{2jt} é o erro de especificação ou nos dados e τ_0 , τ_1 são os coeficientes de regressão. Neste caso um coeficiente $\tau_1 > 0$ sugere que as inovações tecnológicas foram concentradas nos bens intensivos no fator i . Se i for o trabalho não-qualificado, este resultado reforçaria o efeito da abertura comercial sobre o mercado de trabalho no Brasil. Um $\tau_1 < 0$, por outro lado, teria um impacto contrário sobre os retornos e o emprego relativos desse fator de produção.

7. Os efeitos das mudanças tecnológicas – sob as previsões do modelo de equilíbrio geral de HOS – não foram analisados para o caso do Brasil.

É importante assinalar que a vantagem desses testes é que eles permitem apreciar as mudanças nos padrões relativos tanto dos preços quanto da produtividade como função do uso de um dado fator i , sendo o primeiro passo para avaliar os posteriores efeitos de HOS. Sua limitação, entretanto, é que eles devem ser entendidos simplesmente como uma forma de correlacionar os dados, já que derivam da intuição do modelo e não da matemática.

2.2.2 Metodologia de *mandated wages*

Uma vez que a análise de consistência feita no subitem anterior descreve as mudanças nos preços relativos dos bens de acordo com a intensidade de uso de algum fator i , o passo seguinte é estudar se efetivamente essas mudanças provocaram variações nos salários relativos da maneira predita pelo teorema de Stolper-Samuelson, ou não.⁸ A literatura responde a essa pergunta através do teste conhecido como *mandated wages*, que decorre diretamente do modelo de HOS. O teste foi amplamente analisado e discutido para a economia norte-americana (ver, por exemplo, LEAMER, 1998; KRUEGER, 1997; SLAUGHTER, 1998; HASKEL; SLAUGHTER, 2003). Para o caso do Brasil, somente Gonzaga, Menezes-Filho e Terra (2002) fazem uma análise das regressões *mandated wages*, considerando simplesmente o trabalho qualificado e não-qualificado como fatores de produção.⁹

Parte-se do equilíbrio ótimo do lado da oferta da economia que, sob os pressupostos do modelo, se apresenta quando o preço é igual ao seu custo marginal, $P_j = c_j$. O custo marginal c_j encontra-se como função dos retornos dos fatores de produção, assim como de variáveis relativas ao uso desses fatores (por unidade de produto). A partir de $P_j = c_j$ pode-se derivar a seguinte expressão:

$$\Delta \ln P_{jt} + \Delta \ln PTF_{jt} = \sum_{i=1}^I \theta_{ijt} \Delta \ln W_{it} + \sum_{k=1}^J \theta_{kjt} \Delta \ln P_{kt} \quad (4)$$

onde W_{it} representa o retorno do fator i , θ_{kjt} é o gasto no bem k ($k = 1, \dots, J$) usado como consumo intermediário na produção de j como proporção do custo total, e P_{kt} é o preço do bem k . Alternativamente, a literatura postula que os preços podem ser especificados sobre a base do valor adicionado. Nesse caso:

$$\Delta \ln P_{jt}^{VA} + \Delta \ln PTF_{jt} = \sum_{i=1}^I \theta_{ijt} \Delta \ln W_{it} \quad (5)$$

8. Ou seja, trata-se de verificar se o modelo de HOS, com suas hipóteses, descreve adequadamente os dados brasileiros. Com salários rígidos, por exemplo, o teorema de Stolper-Samuelson pode ser rejeitado empiricamente (ver GONZAGA; HERNÁNDEZ; TERRA, 2006).

9. Adicionalmente, os autores analisam a variação nos preços explicada pelas mudanças tarifárias. Esta abordagem não será aqui considerada, pois acredita-se que a redundância tarifária e as fortes restrições não-tarifárias que caracterizaram a política comercial até 1989 dificultariam a interpretação dos resultados.

onde:

$$\Delta \ln P_{jt}^{VA} + \Delta \ln P_{jt} = \sum_{k=1}^J \theta_{kjt} \Delta \ln P_{kt}$$

Sob a hipótese de que o país é pequeno em relação ao resto do mundo, os preços dos bens são exógenos e não dependem das mudanças tecnológicas, sendo possível especificá-los diretamente com relação aos retornos dos insumos como:

Teste 2a

$$\Delta \ln P_{jt} = \sum_{i=1}^I \theta_{ijt} \beta_i + \left(\sum_{k=1}^J \theta_{kjt} \right) \beta + v_{1jt} \quad (6)$$

onde os β_i e β são os coeficientes de regressão e v_{1jt} é o erro de especificação ou nos dados. No caso das mudanças dos preços do valor adicionado, tem-se:

Teste 2b

$$\Delta \ln P_{jt}^{VA} = \sum_{i=1}^I \theta_{ijt} \beta_i + v_{2jt} \quad (7)$$

onde v_{2jt} é o erro. O coeficiente β_i é interpretado como a variação do retorno médio do fator i provocada (*mandated*) pelas mudanças relativas nos preços dos bens. Sob a hipótese de que o Brasil é mais rico em mão-de-obra não-qualificada (U) com relação ao trabalho qualificado (S), esperar-se-ia nas estimações que $\beta_U^* > \beta_S^*$, de forma que o teorema de Stolper-Samuelson seja cumprido.

Uma vantagem do teste anterior é que este pode ser utilizado também para estudar os efeitos das mudanças tecnológicas sobre os retornos relativos. Note-se que em (5) fica explícito que tanto os preços quanto a PTF se relacionam com as mudanças nos retornos dos insumos. Dado que choques nessas variáveis podem ser estudados de forma independente sob a hipótese de um país pequeno, podem-se analisar os efeitos das mudanças tecnológicas de forma análoga ao caso anterior (ver, por exemplo, LEAMER, 1998; HASKEL; SLAUGHTER, 2001):

Teste 2c

$$\Delta \ln PTF_{jt} = \sum_{i=1}^I \theta_{ijt} \delta_i + \left(\sum_{k=1}^J \theta_{kjt} \right) \delta + v_{3jt} \quad (8)$$

ou no caso de estudar os dados a partir do valor adicionado:

Teste 2d

$$\Delta \ln PTF_{jt} = \sum_{i=1}^I \theta_{ijt} \delta_i + v_{4jt} \quad (9)$$

onde os δ_i e δ são os coeficientes de regressão e v_{3jt} , v_{4jt} são os erros de especificação ou nos dados.

Desta forma é possível inferir as parcelas das mudanças nos retornos atribuídas às variações relativas tanto nos preços ou na PTF. Essas mudanças serão determinadas como a somatória dos dois efeitos estimados: $\Delta \ln W_{it}^* \approx \beta_i^* + \delta_i^*$, notando-se que os sinais de cada efeito podem ser iguais ou contrários.

2.2.3 Mudanças na composição do emprego

Nesta subsecção, desenvolvem-se duas formas simples de estudar as mudanças no emprego. A primeira representa uma versão alternativa dos testes de consistência. De acordo com a teoria de HOS, a abertura comercial deve fazer com que a produção das indústrias intensivas no uso do fator abundante no país aumente mais do que proporcionalmente em relação às restantes – de modo que o uso dos fatores nessas indústrias também deve aumentar. Para estudar esse efeito, pode-se analisar a relação entre as variações nas produções setoriais e a variável de intensidade de uso dos fatores (X_{ijt}). Nesse caso, entretanto, essas mudanças não são exógenas em relação aos choques tecnológicos, de modo que estes devem ser levados explicitamente em consideração na análise.¹⁰ Assim, o teste pode ser definido da seguinte forma:

Teste 3a

$$\Delta \ln Q_{jt} = q_0 + q_1 X_{ijt} + q_2 \Delta \ln PTF_{jt} + \varepsilon_{1jt} \quad (10)$$

onde Q_{jt} é o valor bruto de produção do bem j e ε_{1jt} é o erro de especificação ou nos dados. Um valor $q_1 > 0$ mostraria que as indústrias mais intensivas no uso do fator i têm expansões relativamente maiores, e um valor $q_1 < 0$ expressaria o oposto. Para o caso do Brasil, por exemplo, se o X_{ijt} representa o uso de trabalho não-qualificado, espera-se então um coeficiente positivo.

A segunda forma de analisar as mudanças no emprego baseia-se na lógica de Jones (1965). O lado da oferta do modelo de HOS permite que as mudanças nos

10. Sob o modelo de HOS, as mudanças na produção serão o resultado dos choques de preços e de produtividade. Logo, o teste 3a controla para as mudanças tecnológicas com o objetivo de observar os efeitos dos preços sobre as quantidades.

fatores de produção, vindas das variações relativas nos preços, possam ser especificadas de forma independente dos choques de produtividade como:¹¹

$$\left(\sum_{i=1}^I \theta_{ijt} \Delta \ln \frac{F_{ijt}^{preços}}{Q_{jt}} - \sum_{k=1}^J \theta_{kjt} \Delta \ln \frac{Q_{kjt}^{preços}}{Q_{jt}} \right) \Big|_{\Delta \ln PTF_{jt}=0} = 0 \quad (11)$$

onde o superíndice “preços” diz respeito às mudanças nos insumos atribuídas somente a esse choque (mantendo o choque de produtividade nulo). A expressão acima pode ser redefinida como:¹²

$$\Delta \ln Q_{jt} = \sum_{i=1}^I \theta_{ijt} \Delta \ln F_{ijt}^{preços} + \sum_{j'=1}^J \theta_{kjt} \Delta \ln Q_{kjt}^{preços} \quad (12)$$

Note-se que, com exceção do produto, as mudanças nas demais variáveis não são observadas na prática. Tais mudanças podem, entretanto, ser estimadas a partir da seguinte regressão econométrica:

Teste 3b

$$\Delta \ln Q_{jt} = \sum_{i=1}^I \theta_{ijt} \lambda_i + \left(\sum_{k=1}^J \theta_{kjt} \right) \lambda + \varepsilon_{2jt} \quad (13)$$

onde os λ_i e λ são os respectivos coeficientes de regressão e ε_{2jt} é o erro. O coeficiente λ_i prediz, na média, a direção e magnitude da variação do uso do fator de produção i como resultado das variações relativas nos preços. Para que os resultados sejam consistentes com as previsões de HOS para a economia brasileira esperar-se-ia que os coeficientes estimados satisfizessem a condição $\lambda_U^* < \lambda_S^*$, já que o uso relativo do trabalho não-qualificado deveria diminuir, em consequência do aumento relativo no seu retorno.

3 ANÁLISE EMPÍRICA

3.1 Descrição dos dados

As fontes primárias de informação utilizadas neste artigo foram a Pesquisa Industrial Anual (PIA), a Pnad, a matriz insumo-produto, os índices de preços da Fundação Getulio Vargas (FGV) e o índice de preços do consumo intermediário

11. De acordo com Jones (1965), as variações dos fatores de produção por unidade de produto $\Delta \ln (F_{ijt}/Q_{jt})$ – assim como as variações do consumo intermediário $\Delta \ln (Q_{kjt}/Q_{jt})$ – podem ser desagregadas linearmente como resultado dos dois choques: preços e produtividade. Pela linearidade, o choque de preços pode ser estudado isoladamente (mantendo o efeito do choque de produtividade nulo), chegando, através de uma função de produção com retornos constantes de escala, à expressão (11).

12. Isto, lembre-se, sob concorrência perfeita e retornos constantes de escala $\sum_i \theta_{ij} = 1$.

construído por Muendler (2001). As bases de dados permitiram mensurar as variáveis em níveis para o período 1988-1998 e em taxas para 1989-1998, sendo que, em alguns casos, o ano de 1991 foi excluído por falta de informação. Os dados permitiram trabalhar com 63 indústrias de manufaturas desagregadas a nível 100. A compatibilização da informação primária e a construção de cada variável demandaram diversas tarefas prévias, que são explicadas com detalhe no apêndice – onde também são apresentadas as principais estatísticas e as correlações das variáveis sob análise. Esta subseção discute apenas as considerações mais relevantes para o cálculo das variáveis utilizadas no estudo.

Inicialmente foram construídos os dados referentes aos fatores de produção: categorias de trabalho por qualificação, com base no nível de educação, e estoque de capital. O pessoal ocupado foi dividido em não-qualificados – aqueles com até 10 anos de estudo – e qualificados – com 11 ou mais anos de educação (com ao menos o segundo grau completo). Para a primeira categoria fizeram-se desagregações mais finas, classificando-se os trabalhadores nas categorias 0 a 3 anos e 0 a 7 anos de estudo. Essas divisões foram mensuradas com os dados de pessoal ocupado total da PIA e de suas respectivas participações no emprego total em cada indústria, calculadas a partir dos dados da Pnad. O estrato populacional considerado vai dos 25 aos 65 anos de idade.

O capital foi construído a partir da informação do ativo imobilizado das PIAs de 1988-1990 e de 1992-1995 e dos dados de investimento da PIA de 1996-1998. Foram considerados como estoque de capital as máquinas e equipamentos, os meios de transporte, os móveis e utensílios e os equipamentos de processamento de dados. A determinação desse fator de produção em valores reais demandou o uso de fatores de correção da inflação e índices de preços específicos para cada tipo de capital (ver MUENDLER, 2001).

Calculados os usos de fatores, o passo seguinte foi determinar os custos. A massa salarial por qualificação foi obtida de forma semelhante ao emprego, calculando-se as participações de cada categoria de trabalho com respeito à massa salarial total por indústria, com as informações da Pnad, e aplicando-se essas proporções aos dados da PIA. Os dados encontrados foram deflacionados pelo Índice de Preços por Atacado (IPA)/média geral. O custo do capital foi determinado em 15% (a partir de informação secundária) e multiplicado pelo estoque de capital real para se encontrar o custo do fator em valores reais. Por fim, o consumo intermediário foi construído com base nos dados da PIA, aplicando-se alguns critérios de consistência entre períodos, já que a mensuração da variável muda no tempo. Esse custo foi também deflacionado pelo IPA/média geral. Os custos proporcionais ao custo total foram deduzidos, considerando que, somados, devem ser iguais a um, a fim de serem consistentes com a hipótese de retornos constantes de escala.

O passo seguinte foi determinar o valor bruto de produção. Este foi especificado a partir da informação das vendas líquidas da PIA: as receitas brutas menos as vendas

canceladas e os descontos adicionais, impostos incidentes sobre vendas e Programa de Integração Social (PIS)/Programa de Formação do Patrimônio do Servidor Público (Pasep) e Contribuição para o Financiamento da Seguridade Social (Cofins), excluindo-se também a revenda de mercadorias. Essas vendas foram deflacionadas pelo índice de preços respectivo de cada indústria, com base na informação da FGV.¹³

Para a construção da taxa de crescimento da PTF consideraram-se as duas categorias de trabalho e o estoque de capital, e estimou-se a variável da forma estipulada na equação (2). Para determinar a variação dos preços adicionados utilizou-se o índice de preços do consumo intermediário por indústria, construído por Muendler (2001), cuja variação foi multiplicada pela parcela do custo desse insumo. Todas as variações das variáveis foram determinadas como o diferencial em logaritmos da forma descrita nas equações.

3.2 Resultados econométricos

3.2.1 Análise de consistência nos dados

A tabela 1 apresenta os testes de consistência tanto para a taxa de crescimento dos preços quanto para a taxa de crescimento da PTF, determinadas a partir das equações (1) e (3). Em todos os casos, a variável de intensidade de trabalho por qualificação é representada como a proporção desse trabalho sobre o emprego total. A regressão (a) mostra uma relação positiva entre as mudanças nos preços e a variável de uso de trabalho não-qualificado (0 a 10 anos de estudo), e significativa a 1%. As duas regressões seguintes – (b) e (c) – usam a mão-de-obra das categorias de educação mais baixas – com até 3 e 7 anos de estudo, respectivamente – com o propósito de analisar possíveis diferenças qualitativas. As estimações, porém, são semelhantes a (a): os coeficientes da variável de uso dessas categorias de trabalho são positivos – com valores estatisticamente parecidos¹⁴ – e significativos ao nível de 1%. Assim, esses primeiros resultados sugerem que as indústrias que experimentaram maiores aumentos relativos em seus preços foram as mais intensivas no trabalho não-qualificado, e são consistentes com o relativamente maior *pass-through* das tarifas aos preços observado nos setores intensivos em trabalho qualificado (ver GONZAGA; MENEZES-FILHO; TERRA, 2002).

Uma contribuição importante de Gonzaga, Menezes-Filho e Terra, entretanto, é a análise entre as mudanças nas tarifas e as mudanças nos preços. Os autores mostram que o *pass-through* das tarifas aos preços foi relativamente maior nos setores intensivos em trabalho qualificado, sendo consistente com as previsões de HOS para o Brasil.

13. Para que a série de produção fosse consistente no tempo fizeram-se alguns ajustes que demandaram, entre outros, os dados de produção por indústria da matriz insumo-produto de 1995 e 1996.

14. Esse resultado é avaliado através do teste de Wald sob a hipótese de que o coeficiente estimado é igual ao da regressão (a).

TABELA 1
Testes de consistência – 1989-1998

Variável de intensidade do uso do fator	Taxa de crescimento dos preços			Taxa de crescimento da PTF		
	Teste 1a			Teste 1b		
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)
Constante	-0,034 (0,020)***	0,000 (0,010)	-0,022	0,139 (0,043)*	0,096 (0,024)*	0,138 (0,033)*
Não-qualificados/emprego total	0,086 (0,026)*			-0,129 (0,055)**		
0 a 3 anos de estudo/emprego total		0,127 (0,029)*			-0,262 (0,065)*	
0 a 7 anos de estudo/emprego total			0,092 (0,022)*			-0,175 (0,050)*
Variáveis <i>dummies</i>	89 até 97	89 até 97	89 até 97	89, 90 e 92 até 97	89, 90 e 92 até 97	89, 90 e 92 até 97
Número de observações	627	627	627	564	564	564

Fonte: Cálculos da autora a partir dos dados da Pnad e dos índices de preços da FGV.

Notas: 1) Os desvios-padrão encontram-se entre parênteses.

2) *, ** e *** correspondem aos níveis de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

3) Todas as regressões foram estimadas usando mínimos quadrados generalizados; sob a estrutura de heteroscedasticidade e autocorrelação serial nos erros.

As regressões (d), (e) e (f) da tabela apresentam os resultados considerando a taxa de crescimento da PTF como variável dependente. Nessas estimações foi excluído o ano de 1991 pelo fato de que a PIA não conta com informação nesse período para construir a PTF. Em termos gerais, observa-se que em todos os casos as relações encontradas entre as mudanças da PTF e as variáveis de intensidade de uso de trabalho não-qualificado apresentam sinais contrários aos encontrados para os preços. Neste caso, entretanto, usando o teste de Wald para delimitar as diferenças entre os coeficientes estimados, encontra-se uma relação negativa maior (significativa a 5%) no uso relativo do trabalho menos qualificado – com até 3 anos de estudo – comparado com o pessoal com até 10 anos de estudo. Assim, os resultados sugerem que as indústrias mais intensivas no trabalho menos qualificado experimentaram as menores inovações tecnológicas.

Através dos resultados econométricos expostos na tabela 1 é possível contar com uma primeira conclusão onde os choques de preços se comportaram de maneira oposta aos tecnológicos. Sob a base do modelo de HOS, isto significaria que, enquanto os primeiros teriam provocado uma queda na desigualdade salarial, os segundos teriam aumentado a desigualdade. Nesse caso, também o movimento do emprego entre e dentro das indústrias derivado desses choques seria contraposto. Em alguma medida, esses resultados explicam as discrepâncias encontradas na literatura no que diz respeito às tendências de emprego e salários relativos.

3.2.2 Metodologia de *mandated wages*

A tabela 2 apresenta as regressões *mandated wages* para as taxas de crescimento dos preços, incluindo aquelas deduzidas para o valor adicionado. A primeira regressão – (g) – mostra que as mudanças nos preços das indústrias estão associadas a aumentos nos retornos dos trabalhadores não-qualificados (com até 10 anos de educação) e quedas nos salários daqueles qualificados. Esse resultado é amplamente consistente com o efeito de Stolper-Samuelson previsto para o Brasil.

TABELA 2
Regressões *mandated wages* para os preços – 1989-1998

Custos proporcionais ao custo total	Taxas de crescimento dos preços			Taxa de crescimento dos preços do valor adicionado		
	Teste 2a			Teste 2b		
	(g)	(h)	(i)	(j)	(k)	(l)
Custo, trabalho não-qualificado (θ_U)	0,182 (0,062)*			0,935 (0,154)*		
Custo, trabalho com até 3 anos de estudo		0,618 (0,167)*			2,092 (0,494)*	
Custo, trabalho com até 7 anos de estudo			0,243 (0,077)*			1,277 (0,197)*
Custo, trabalho qualificado (θ_S)	-0,153 (0,057)*	-0,085 (0,047)***	-0,130 (0,052)**	0,420 (0,143)*	0,745 (0,132)*	0,518 (0,138)*
Custo do capital (θ_K)	-0,001 (0,042)	-0,004 (0,041)	0,002 (0,042)	2,089 (0,121)*	2,048 (0,124)*	2,106 (0,124)*
Custo, bens intermediários (θ_{BI})	0,031 (0,012)*	0,029 (0,012)**	0,030 (0,012)*			
Variáveis <i>dummies</i>	89 até 97	89 até 97	89 até 97	89 até 97	89 até 97	89 até 97
Número de observações	627	627	627	627	627	627

Fonte: Cálculos da autora a partir dos dados da PIA e da Pnad.

Notas: 1) Os desvios-padrão encontram-se entre parênteses.

2) *, ** e *** correspondem aos níveis de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

3) Todas as regressões foram estimadas usando mínimos quadrados generalizados; sob a estrutura de heteroscedasticidade e autocorrelação serial nos erros.

Tal resultado se verifica também nas regressões (h) e (i), que usam definições alternativas de mão-de-obra não-qualificada – mensurada como a massa de trabalhadores com até 3 e 7 anos de estudo, respectivamente. Em (h) é interessante notar que a taxa de aumento do retorno estimado do pessoal com até 3 anos de estudo é significativamente maior (de acordo com o teste de Wald) do que aquela encontrada na regressão anterior para o trabalho com até 10 anos de educação. Isto sugere que o processo de abertura comercial – refletido nas mudanças relativas nos preços – foi mais favorável aos trabalhadores com os menores níveis de qualificação. Já em (i), a taxa estimada é menor do que para o pessoal com até 3 anos de estudo, mas estatisticamente semelhante à taxa em (g).

As regressões seguintes – (j), (k) e (l) – apresentam os resultados para os casos em que a variável dependente é a taxa de crescimento dos preços do valor adicionado. Em termos gerais, os resultados são qualitativamente semelhantes aos encontrados nas regressões anteriores, ainda que os valores estimados sejam, em todos os casos, mais altos. As estimações sugerem que o aumento do retorno foi maior para o pessoal menos qualificado do que para os trabalhadores mais qualificados: $\beta_U^* > \beta_S^*$. Aqui também os resultados mostram que a mão-de-obra com até 3 anos de estudo teria sido a mais favorecida.

A tabela 3 expõe a análise de regressões *mandated wages* considerando como variável dependente a PTF. As primeiras três colunas de resultados derivam da equação (8) descrita acima, ao passo que as três últimas colunas são consistentes com a análise da taxa de crescimento dos preços do valor adicionado, dado que excluem o consumo intermediário – equação (9). Nos dois casos, entretanto, os resultados são qualitativamente semelhantes. As estimações nas colunas (m) e (p) predizem um crescimento negativo no retorno dos trabalhadores não-qualificados e positivo no retorno dos qualificados. Esses resultados sugerem que os choques tecnológicos agravaram o problema de desigualdade salarial no Brasil no período em análise, tendo um efeito contrário a Stolper-Samuelson.

TABELA 3

Regressões *mandated wages* para a tecnologia – 1989-1998

Custos proporcionais ao custo total	Taxa de crescimento da PTF					
	Inclui o custo do consumo intermediário			Exclui o custo do consumo intermediário		
	Teste 2b			Teste 2d		
	(m)	(n)	(o)	(p)	(q)	(r)
Custo, trabalho não-qualificado (θ_U)	-0,599 (0,139)*			-0,532 (0,139)*		
Custo, trabalho com até 3 anos de estudo		-2,185 (0,416)*			-1,930 (0,412)*	
Custo, trabalho com até 7 anos de estudo			-0,847 (0,175)*			-0,774 (0,175)*
Custo, trabalho qualificado (θ_S)	0,457 (0,129)*	0,261 (0,103)**	0,411 (0,119)*	0,497 (0,128)*	0,321 (0,103)*	0,467 (0,117)*
Custo do capital (θ_K)	-0,195 (0,105)***	-0,161 (0,097)***	-0,210 (0,105)**	-0,211 (0,107)**	-0,178 (0,099)***	-0,229 (0,106)**
Custo, bens intermediários (θ_{BI})	0,081 (0,025)*	0,082 (0,025)*	0,080 (0,025)*			
Variáveis <i>dummies</i>	89, 90 e 92 até 97	89, 90 e 92 até 97	89, 90 e 92 até 97	89, 90 e 92 até 97	89, 90 e 92 até 97	89, 90 e 92 até 97
Número de observações	564	564	564	564	564	564

Fonte: Cálculo da autora a partir dos dados da PIA e da Pnad.

Notas: 1) Os desvios-padrão encontram-se entre parênteses.

2) *, ** e*** correspondem aos níveis de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

3) Todas as regressões foram estimadas usando mínimos quadrados generalizados; sob a estrutura de heteroscedasticidade e autocorrelação serial nos erros.

As regressões (n) e (q) consideram o pessoal entre 0 e 3 anos de estudo na categoria de trabalho não-qualificado. Nesses casos encontram-se estimações qualitativamente semelhantes às anteriores. Entretanto, a queda no salário médio do emprego menos qualificado – até 3 anos de estudo – é aqui significativamente maior, mostrando que esse segmento de trabalho foi mais prejudicado pelas inovações tecnológicas. Já para o pessoal com até 7 anos de educação – regressões (o) e (r) – o coeficiente estimado é significativamente menor do que para o pessoal com até 3 anos de estudo, e semelhante às regressões para o trabalho com até 10 anos de estudo.

3.2.3 Mudanças na composição do emprego

Para estudar as mudanças no emprego, dois testes foram adicionalmente estudados, da forma detalhada anteriormente. Em todos os casos, excluiu-se o ano de 1991 da análise devido à falta de dados para a variável dependente nesse período. O primeiro teste é o de consistência (Teste 3a), cujos resultados encontram-se na tabela 4. Cada coluna da tabela apresenta os resultados para uma diferente definição de trabalho não-qualificado.

TABELA 4

Testes de consistência: teste 3a – 1989-1998

(Variável dependente: taxa de crescimento do valor bruto de produção)

	(s)	(t)	(u)
Constante	-0,019 (0,010)***	-0,008 (0,004)**	-0,016 (0,007)**
Taxa de crescimento da PTF	0,701 (0,005)*	0,701 (0,005)	0,702 (0,005)*
Não-qualificados/emprego total	0,023 (0,013)***		
0 a 3 anos de estudo/emprego total		0,031 (0,018)***	
0 a 7 anos de estudo/emprego total			0,024 (0,012)**
Número de observações	564	564	564

Fonte: Cálculos da autora a partir dos dados da PIA e da Pnad.

Notas: 1) Os desvios-padrão encontram-se entre parênteses.

2) *, ** e*** correspondem aos níveis de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

3) Todas as regressões foram estimadas usando mínimos quadrados generalizados; sob a estrutura de heteroscedasticidade e autocorrelação serial nos erros.

4) Excluiu-se o ano de 1991 por não contar com informação da variável dependente.

Controlando-se pelo crescimento da produtividade, os dados mostram que em todos os casos as indústrias com maior crescimento foram aquelas intensivas no trabalho menos qualificado, pois os coeficientes estimados são positivos e estatisticamente significativos. Esses resultados são amplamente consistentes com as estimações anteriores, e apóiam as previsões do modelo de HOS para o Brasil,

segundo as quais o país deveria apresentar vantagens comparativas na produção dos bens que usam mais intensivamente o trabalho não-qualificado (fator relativamente abundante).

Por fim, a tabela 5 apresenta as regressões *mandated employment*, em que os coeficientes estimados representam as taxas médias de variação percentual do emprego como resposta às mudanças relativas nos preços dos bens. Nesse caso, para que os resultados sejam compatíveis com o modelo de HOS na economia brasileira, espera-se que os coeficientes estimados cumpram a seguinte desigualdade: $\lambda_U^* < \lambda_S^*$. Nas três regressões apresentam-se estimações consistentes com essa premissa: o aumento do trabalho não-qualificado é negativo e o do trabalho mais qualificado, positivo.

TABELA 5
Regressões *mandated employment*: teste 3b – 1988-1998

Custos proporcionais ao custo total	(v)	(w)	(x)
Custo, trabalho não-qualificado (θ_U)	-0,408 (0,000)*		
Custo, trabalho com até 3 anos de estudo		-1,427 (0,000)*	
Custo, trabalho com até 7 anos de estudo			-0,575 (0,000)*
Custo, trabalho qualificado (θ_S)	0,252 (0,002)*	0,128 (0,058)***	0,221 (0,003)*
Custo do capital (θ_K)	-0,220 (0,000)*	-0,222 (0,000)*	-0,228 (0,000)*
Custo, bens intermediários (θ_{BI})	0,026 (0,139)	0,026 (0,127)	0,026 (0,131)
Variáveis <i>dummies</i>	89, 90 e 92 até 97	89, 90 e 92 até 97	89, 90 e 92 até 97
Número de observações	564	564	564

Fonte: Cálculo da autora a partir dos dados da PIA e da Pnad.

Notas: 1) Os desvios-padrão encontram-se entre parênteses .

2) *, ** e*** correspondem aos níveis de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

3) Todas as regressões foram estimadas usando mínimos quadrados generalizados; sob a estrutura de heteroscedasticidade e autocorrelação serial nos erros.

É interessante notar que, de acordo com os resultados anteriores, os trabalhadores com até 3 anos de educação foram os mais favorecidos com o processo de abertura comercial, já que o aumento no seu retorno foi (significativamente) mais alto. Logo, seria razoável esperar que o emprego relativo desses trabalhadores tivesse diminuído proporcionalmente mais do que as demais categorias de trabalhadores, devido ao aumento em seu custo relativo. Os resultados da tabela 5 mostram que, efetivamente, esses trabalhadores foram os mais desfavorecidos no que se refere à evolução do emprego, já que a taxa de variação estimada é a mais baixa – ver regressão (w).

4 CONCLUSÕES

Ao longo do estudo discutiram-se as previsões para o mercado de trabalho brasileiro advindas do modelo neoclássico de comércio, HOS. De acordo com tal modelo, as fortes mudanças na política comercial brasileira que, entre 1989 e 1993, abriram o país ao comércio internacional deveriam ter conduzido à realocação dos fatores de produção em direção às indústrias intensivas em trabalho não-qualificado, ao aumento relativo do retorno desse fator e a seu menor uso relativo (em relação ao trabalho qualificado) dentro das indústrias, como consequência do aumento do custo relativo. Entretanto, na literatura empírica não há consenso sobre a validade (ou não) dessas previsões para o Brasil. Uma possível razão para as divergências encontradas na literatura deriva do fato de que, no mesmo período analisado, ocorreram importantes inovações tecnológicas que podem ter impactado as variáveis do mercado de trabalho no sentido oposto ao previsto por HOS.

Três grupos de testes baseados no modelo neoclássico foram aplicados ao caso brasileiro. Os dois primeiros, os testes de consistência e as regressões *mandated wages*, são usuais na literatura. O último grupo de testes baseou-se na intuição dos testes anteriores, focando nas mudanças na produção e emprego como consequência das variações relativas nos preços dos bens. Os testes foram aplicados para 63 indústrias de manufaturas no período delimitado entre antes e depois da abertura comercial no Brasil, 1989-1998. Os resultados da análise econométrica encontrados são consistentes com o modelo de HOS para os três grupos de testes e podem ser resumidos nos seguintes pontos:

a) as indústrias com um maior aumento relativo nos preços teriam sido as mais intensivas em mão-de-obra não-qualificada; já os maiores ganhos de produtividade estariam concentrados nas indústrias menos intensivas nesse fator de produção; *b)* as mudanças relativas nos preços provocaram uma queda no prêmio salarial por qualificação, porém os choques tecnológicos tiveram um efeito contrário – sendo que essas relações apresentam-se com maior relevância para os trabalhadores com até 3 anos de estudo; e *c)* a liberalização comercial provocou uma expansão relativa maior na produção das indústrias mais intensivas em trabalho não-qualificado (fator abundante no país), ocasionando uma queda relativa no uso desse fator como resultado do seu maior custo relativo.

Conclui-se que os testes baseados em HOS são amplamente consistentes com os efeitos do modelo de HOS para o caso do Brasil. Por outro lado, os choques tecnológicos parecem ter tido efeitos contrários aos derivados do processo de abertura comercial – o que explica, em alguma medida, as divergências encontradas na literatura.

ABSTRACT

This paper analyses the impact of trade liberalization on the labor market in Brazil during 1989-1998, based on the Heckscher-Ohlin-Samuelson (HOS) model. The main contribution to the literature is the inclusion of the high productivity gains experimented in the country as an additional determinant of wages and employment, along with the trade openness process.

We apply the HOS consistency check and mandated wages estimation on data for the Brazilian manufacturing sector. In order to analyze the openness impact on employment, isolating technological shocks, we propose two additional tests. The first one is a consistency check test that relates production changes to the use of workers by skill; and the second one estimates the average changes in the use of production factors in production coming from the trade liberalization. The results obtained show that both openness and technological changes had significant effects on the Brazilian labor market, being broadly consistent with HOS. Trade liberalization decreased income inequality (as measured by the skilled wage premium) and increased the employment of the less skill-intensive industries; however the technological changes had the opposite impact on the labor market.

REFERÊNCIAS

ARBACHE, S. J. *Liberalização comercial e mercado de trabalho em países em desenvolvimento: teoria e evidência*. Rio de Janeiro: Ipea, 2000.

_____. Liberalização comercial e mercado de trabalho no Brasil. In: BARROS, R. P.; LISBOA, M.; MENEZES-FILHO, N. A. (Eds.). *Microeconomia e sociedade no Brasil*. Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas/ EPGE, 2001.

ARBACHE, S. J.; CORSEUIL, C. H. Liberalização comercial e estruturas de emprego e salário. *Revista Brasileira de Economia*, v. 58, n. 4, p. 485-505, 2004.

BARROS, R. P. de; CORSEUIL, C. H.; CURY, S. Abertura comercial e liberalização do fluxo de capitais no Brasil: impactos sobre a pobreza e desigualdade. In: HENRIQUES, R. (Ed.). *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: Ipea, 2000.

BARROS, R. P. de; CORSEUIL, C. H.; CURY, S.; LEITE, P. G. *Abertura econômica e distribuição da renda no Brasil*. Seminário Liberalização comercial e mercado de trabalho no Brasil, Brasília, DF, 2001.

BARTELSMAN, E. J.; GRAY, W. B. *The NBER manufacturing productivity database*. NBER, 1996 (Working Paper, n. T025).

BERMAN, E.; BOUND, J.; GRILICHES, Z. Changes in the demand for skilled labor within U.S. manufacturing industries: evidence from the Annual Survey of Manufacturing. *Quarterly Journal of Economics*, n.1.092, p. 367-398, 1994.

BLOM, A.; HOLM-NIELSEN, L.; VERNER, D. Education, earnings and inequality in Brazil 1982-1998: implication for education policy. *Peabody Journal of Education*, v. 76, n. 3&4, p. 180-221, 2001.

BONELLI, R.; FONSECA, R. Ganhos de produtividade e de eficiência: novos resultados para a economia brasileira. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 28, n. 2, 1998.

COELHO, M. A.; CORSEUIL, C. H. Diferenciais salariais no Brasil: um breve panorama. In: CORSEUIL, C. H. (Ed.). *Estrutura salarial: aspectos conceituais e novos resultados para o Brasil*. Rio de Janeiro: MTE/Ipea, 2002.

ETHIER, W. J. Higher dimensional issues in trade theory. In: JONES, W. R.; KENEN, P. B. (Eds.). *Handbook of International Economics*. Elsevier Science Publisher B. V. The Netherlands, 1984. v. 1.

FEENSTRA, C. R.; HANSON, H. G. *Productivity measurement and the impact of trade and technology on wages: estimates for the U.S., 1972-1990*. NBER, 1997 (Working Paper, n. 6.052).

———. Aggregation bias in the factor content of trade: evidence from U.S. manufacturing. *American Economic Review*, v. 90, n. 2, p. 155-160, 2000.

FERREIRA, B. A.; MACHADO A. F. *Trade, wage and employment*. Universidade Federal de Minas Gerais, Departamento de Economia, Minas Gerais, Brasil, 2002.

GONZAGA, G.; HERNÁNDEZ, B. M.; TERRA, C. Wage differentials: trade openness and wage bargaining. In: ENCONTRO DE LATIN AMERICAN AND THE CARIBBEAN ECONOMIC ASSOCIATION, X., 2006, Cidade do Mexico, *Anais...* Cidade do México, 2006.

GONZAGA, G.; MENEZES-FILHO, N.; TERRA, C. *Trade liberalization and evolution of skill earnings differentials in Brazil*. Rio de Janeiro: Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, 2002.

GREEN, F.; DICKERSON, A.; ARBACHE, S. J. A picture of wage inequality and the allocation of labor through a period of trade liberalization: the case of Brazil. *World Development*, v. 29, n. 11, p. 1.923-1.939, 2001a.

———. *Trade liberalization and the returns to education: a pseudo-panel approach*. University of Kent-UK/Universidade de Brasília-Brasil, 2001b.

HASKEL, E. J.; SLAUGHTER, M. J. Trade, technology and U.K. wage inequality. *Economic Journal*, v. 111, p. 163-187, Jan. 2001.

———. Does the sector bias of skill-biased technical change explain changing skill premia? *European Economic Review*, v. 46, n. 10, p. 1.757-1.783, 2002.

———. Have falling tariffs and transportation costs raised U.S. wage inequality? *Review of International Economics*, v. 11, n. 4, p. 630-650, 2003.

HAY, D. A. The post 1990 Brazilian trade liberalization and the performance of large manufacturing: productivity, market share and profits. *Economic Journal*, v. 111, p. 620-641, 2001.

HERNÁNDEZ, B. M.; TERRA, M. C. *Fontes de vantagens comparativas reveladas pelo comércio no Brasil*. Rio de Janeiro: PUC, 2004. Mimeografado.

JONES, W. R. The structure of simple general equilibrium models. *Journal of Political Economy*, v. 73, n. 6, p. 557-572, 1965.

KATZ, L. F.; MURPHY, M. K. Changes in relative wages, 1963 – 1987: supply and demand factors. *Quarterly Journal of Economics*, v. 107, p. 35-78, 1992.

KRUEGER, B. A. *Labor market shifts and the price puzzle*. NBER, 1997 (Working Paper, n. 5.924).

KRUGMAN, P.; LAWRENCE, Z. R. *Trade, jobs and wages*. NBER, 1993 (Working Paper, n. 4.478, 1993).

KRUGMAN, P.; OBSTFELD, M. *Economía internacional: teoría y política*. 5ª ed. Madrid: Pearson Educación S.A., 2001.

KUME, H. *A política brasileira de importação no período 1987-99: descrição e avaliação*. Rio de Janeiro: Ipea, 2000.

LAWRENCE, R. Z.; SLAUGHTER, M. J. International trade and American wages in the 1980s: giant sucking sound or small hiccup? *Brooking Paper of Economic Activity: Microeconomics*, v. 2, p. 161-226, 1993.

LEAMER, E. E. Wage inequality from international competition and technological change: theory and country experience. *American Economic Review*, v. 6, n. 2, p. 309-314, 1996.

_____. In search of Stolper-Samuelson effects on U.S. wages. In: COLLINS, S. M. (Ed.). *Imports, exports and the American worker*. Washington, D.C.: Brookings Institution Press, 1998.

LISBOA, M.; MENEZES-FILHO, N.; SEMOR, A. *Os efeitos da liberalização comercial sobre a produtividade: competição ou tecnologia?* Rio de Janeiro: Fundação Getulio Vargas/EPGE, 2002.

MACHADO, A. F.; JAYME, G. F. *Trade liberalization and labor market in Brazil: impacts on employment and wages in tradeables and nontradeables sectors*. Belo Horizonte: Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais, 2002.

MACHADO, A. F.; MOREIRA, M. M. *Os impactos da abertura comercial sobre a remuneração relativa do trabalho no Brasil*. Belo Horizonte: Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais, 2001.

MENEZES-FILHO, N.; RODRIGUES JÚNIOR, R. M. *Abertura, tecnologia e educação: evidências para a manufatura brasileira*. Artigo apresentado no seminário Liberalização comercial e mercado de trabalho no Brasil, Brasília, DF, 2001.

MORANDI, L. *Estoque de riqueza e a poupança do setor privado no Brasil – 1970/95*. Ipea, 1998 (Texto para Discussão, n. 572).

MOREIRA, M. M.; CORREA, P. A first look at the impacts of trade liberalization on Brazilian manufacturing industry. *World Development*, v. 26, n. 10, p. 1.859-1.874, 1998.

MOREIRA, M. M.; NAJBERG, S. Trade liberalization in Brazil: creating or exporting job? *The Journal of Development Studies*, v. 36, n. 3, p. 78-99, 2000.

MUENDLER, M. A. *Trade liberalization and the wage gap in Brazil*. Estados Unidos: University of California Berkeley, 2000. Mimeografado.

_____. *The Pesquisa Industrial Anual 1986-1998: a detective's report*. Rio de Janeiro: IBGE, 2001.

_____. *Trade, technology and productivity: a study of Brazilian manufacturers, 1986-1998*. Estados Unidos: University of California San Diego e CESifo, 2004.

MUENDLER, M. A.; CORSEUIL, C. H. *Wage, gaps, capital and skills*. San Diego: University of California, and London: University College, 2003.

PAVCNIK, N. et al. *Trade liberalization and labor market adjustment in Brazil*. Dartmouth College-NBER-Yale University and World Bank, 2002.

REIS DA SILVA, V. M. A. *Alguns problemas para a estimação do custo de capital próprio no mercado acionário brasileiro*. São Paulo: PUC, s/d.

ROSSI, J. L.; FERREIRA, C. P. New evidence from Brazil on trade liberalization and productivity growth. *International Economic Review*, v. 44, n. 4, p. 1.383-1.405, 2003.

SACHS, J. D.; SHATZ, J. H. Trade and jobs in U.S. manufacturing. *Brookings Papers on Economic Activity*, n. 1, p. 1-84, 1994.

SLAUGHER, J. M. *What are the results of product/price studies and what can we learn from their differences?* NBER, 1998 (Working Paper, n. w6591).

SOARES, S.; SANTOS, M. L.; ARBACHE, S. J. *O que (não) sabemos sobre a relação entre abertura comercial e mercado de trabalho no Brasil.* Ipea, 2001 (Texto para Discussão, n. 651).

(Originais submetidos em junho de 2006. Última versão recebida em junho de 2008. Aprovado em agosto de 2008.)

APÊNDICE

A.1 INFORMAÇÃO PRIMÁRIA

As fontes primárias de informação utilizadas neste artigo foram a PIA, a Pnad, a matriz insumo-produto de 1995 e de 1996, os índices de preços da FGV e o índice de preços do consumo intermediário construído por Muendler (2001).

No período em análise, 1988-1998, a PIA sofreu três modificações, que devem ser levadas em consideração para a construção dos dados. A primeira se relaciona com os questionários aplicados. O questionário de 1992-1995 – para o modelo PIA-0.01-Empresa – simplifica-se em comparação com aquele implementado em 1988-1990. Em particular, o ativo imobilizado não é mais mensurado de forma desagregada. Já para 1991 a pesquisa não foi aplicada. Durante 1996-1998 o questionário foi modificado mudando-se o cálculo de algumas variáveis e excluindo outras de relevância neste artigo, como o ativo imobilizado. Essas diferenças demandaram a implementação de algumas estratégias na construção dos dados, as que são detalhadas para cada variável.

A segunda maior diferença diz respeito aos informantes da amostra. Durante 1988-1995, a PIA, conhecida como PIA velha, baseou-se em dois tipos de amostras que foram fixas no tempo.¹⁵ A primeira, a coleta especial, pesquisa censitariamente as empresas industriais de grande porte, definidas como aquelas com pessoal ocupado acima de mil e/ou receitas brutas maiores do que quinhentos bilhões de cruzeiros. A segunda, coleta complementar, inclui empresas medianas, escolhidas de acordo com uma amostra probabilística. Para 1996-1998, a PIA, conhecida como PIA nova, apresenta uma abrangência maior, incluindo também empresas pequenas, porém a amostra não é fixa no tempo. Por um lado, são escolhidas de maneira não-aleatória as empresas de tamanho mediano e grande, definidas como aquelas com pessoal ocupado acima de 30 empregados. Para estas aplica-se o “questionário completo”. Por outro lado, as firmas de menor porte, entre 5 e 19 empregados, são escolhidas de forma probabilística. Para estas aplica-se o “questionário simplificado”.

15. A pesquisa, entretanto, incorporou novas empresas ao longo do tempo.

Para tornar compatíveis as amostras nas duas PIAs, utilizou-se o critério de Muendler (2001): selecionaram-se no período 1996-1998 aquelas firmas da PIA nova que se encontram ao menos há um ano na PIA velha ou são longitudinalmente referenciadas pela PIA velha. Desta forma a análise concentra-se nas empresas grandes e medianas para o período 1988-1998.¹⁶

A última diferença diz respeito à agregação das empresas por atividade. Nas duas PIAs, as amostras são delimitadas de forma a serem representativas em nível setorial, entretanto, as classificações são divergentes. Na PIA velha a classificação está dada ao nível 100 (65 indústrias de manufaturas), já na PIA nova utiliza-se a Classificação Nacional de Atividades Econômicas (Cnae), com categorias mais detalhadas. Fizeram-se então compatibilizações entre as duas classificações, mensurando-se os dados ao nível 100, com base na informação proporcionada por Muendler (2001). Das 65 indústrias classificadas ao nível 100, foram excluídas duas da análise (a extração de petróleo e gás natural e a produção de carvão vegetal) por não contarem com informação.

A.1.1 Construção das variáveis

Corrigidos os problemas iniciais assinalados acima, o seguinte passo foi construir as variáveis com base na informação primária. Esse trabalho é detalhado a seguir.

Preços das indústrias. Os índices de preços desagregados ao nível 100 foram obtidos por Gonzaga, Menezes-Filho e Terra (2002),¹⁷ que, por sua vez, foram baseados na informação primária da FGV. Eles mensuram os IPAs, tomando como mês-base agosto de 1994. Essa informação foi utilizada tanto para mensurar a variação dos preços quanto para deflacionar as variáveis nominais.

Pessoal ocupado por nível de qualificação. Para determinar o pessoal ocupado por qualificação, duas questões tiveram que ser resolvidas previamente. A primeira é que a variável de pessoal total na PIA não é compatível no tempo. A diferença se encontra em que para 1992-1995 não se incluem os membros da família sem remuneração, porém para os outros anos sim. Adicionalmente, na PIA nova essa categoria encontra-se agregada junto com os presidentes, diretores, proprietários ou sócios. Para que a variável seja consistente no tempo excluíram-se os membros da família em todos os casos, supondo-se que em 1996-1998 a proporção desse trabalho (quanto ao agregado: presidentes, diretores, proprietários ou sócios, mais os membros da família) é igual à média do período 1988-1990. Esta compatibilização foi possível porque a proporção de empregados nessa categoria é baixa.

O segundo problema diz respeito à desagregação do trabalho por qualificação. Na PIA é possível dividir os trabalhadores como aqueles ligados e não-ligados à produção. Entretanto, na primeira categoria consideram-se também trabalhadores com níveis de

16. A autora agradece a Marc Muendler por facilitar a lista das empresas.

17. A autora agradece a informação proporcionada por Gonzaga, Menezes-Filho e Terra (2002).

instrução superior. Por este motivo, determinou-se a divisão por qualificação a partir da informação do pessoal ocupado por nível de educação da Pnad.¹⁸ Definiram-se as categorias de qualificação de acordo com dois conceitos: não-qualificados – aqueles com até 10 anos de estudo – e qualificados – com 11 ou mais anos de educação (com ao menos o segundo grau completo). Para a primeira categoria fizeram-se desagregações mais finas, classificando os trabalhadores com 0 a 3 anos e 0 a 7 anos de estudo. O estrato populacional considerado compreende desde os 25 aos 65 anos de idade.

A Pnad foi implementada no período 1988-1998 com exceção dos anos 1991 e 1994. Os dados para 1991 e 1994 foram então determinados a partir das taxas de crescimento médias anuais de 1990-1992 e 1993-1994, respectivamente. A Pnad utiliza a mesma classificação de atividades que a PIA, porém encontra-se mais agregada. Foi necessário então fazer uma nova classificação da Pnad, de forma que seja compatível ao nível 100. Feita esta compatibilização, estimaram-se as proporções das categorias de trabalho por qualificação (sobre o emprego total) e aplicaram-se essas proporções sobre o pessoal ocupado total para cada indústria na PIA.

Estoque de capital. O estoque de capital físico foi mensurado como o ativo imobilizado em máquinas e equipamentos, meios de transporte, móveis e utensílios e equipamentos de processamento de dados. Para a construção da variável resolveram-se duas questões importantes. O primeiro problema é que a revalorização dos ativos para cada ano foi feita com base no índice de preços oficial de acordo com a Legislação Societária. Esse índice teve uma tendência semelhante ao índice de preços da economia até começos de 1970, mas posteriormente sua evolução foi menor. Como resultado, as declarações do ativo imobilizado foram subvalorizadas. No ano de 1991, entretanto, uma mudança na normativa permitiu revalorizar os ativos de forma a corrigir o viés vindo do uso do preço oficial. Entretanto, nos posteriores anos os ativos foram novamente calculados com base nesse índice (ver MUENDLER, 2001).

O segundo problema diz respeito à informação na PIA que é relativamente diferente entre períodos. Para os anos 1986-1990 a pesquisa conta com informação do ativo de forma desagregada; já no período 1992-1995 encontram-se somente os dados de ativo imobilizado total. A PIA nova, por outro lado, contém simplesmente informação das aquisições e baixas nas categorias de terrenos e edificações, máquinas e equipamentos, meios de transporte e outros.¹⁹

Para corrigir o problema de subvalorização do ativo seguiu-se a metodologia de Muendler (2001), que permite calcular fatores de correção para as quatro categorias de capitais. Esse fator corrige o viés entre o índice de preços oficial e aquele relativo ao capital em análise. Seguindo as recomendações do autor, para 1988-1990 utilizaram-se

18. A autora agradece pela informação processada proporcionada por Maurício Cortez Reis.

19. Essa desagregação encontra-se para o questionário aplicado às empresas medianas e grandes (modelo completo). Existe na amostra um número mínimo de empresas incluídas no modelo simplificado; para estas supôs-se que as proporções (sobre o total) das diferentes categorias de aquisições e baixas são iguais que as empresas que contam com essa informação.

para as máquinas e equipamentos o IPA-máquinas e equipamentos; para os móveis e utensílios, o IPA-média geral; para os meios de transporte, a média não-ponderada entre o IPA-bens de consumo duráveis e o IPA-veículos pesados para transporte; e, por fim, para equipamentos de processamento de dados, o IPA-utilidades domésticas. Para 1992-1995 usou-se a média não-ponderada dos quatro índices descritos anteriormente. Uma vez obtidos os valores nominais revalorizados, estes foram deflacionados pelos respectivos índices de preços anuais de final de período, para finalmente serem agregados (ver HERNÁNDEZ; TERRA, 2004).

Quanto ao segundo problema, as diferenças na determinação do estoque de capital entre 1988-1990 e 1992 foram corrigidas, supondo-se que o requerimento médio do capital de análise por unidade de produto (em termos reais) de 1988-1990 é igual para 1992. Encontrado esse dado, supôs-se que a taxa de crescimento desse capital é igual à do ativo imobilizado total para 1992-1995.

Para 1996-1998 estimou-se o investimento líquido como as aquisições menos as baixas, excluindo-se de ambas a categoria de terrenos e edificações. Nesse cálculo, entretanto, deve-se considerar que as baixas também foram revalorizadas de acordo com o índice de preços oficial pelo que se usou novamente o fator de correção da inflação, considerando o índice de preços médio dos quatro tipos de capital, supondo ser de 14 anos o período de vida médio e aplicando-se o fator desde 1991. Obtido esse investimento, calculou-se o estoque de capital de acordo com a fórmula: $K_{t+1} = K_t + (1 - \bar{\delta})I_{t+1}$, onde $\bar{\delta}$ é a taxa de depreciação. Esta taxa foi calculada em 0,1925, de acordo com o período de vida médio, deixando um resíduo de aproximadamente 5% no estoque de capital.

Custos de fatores. Construíram-se quatro categorias de custos. As duas primeiras correspondem ao pessoal ocupado, a terceira, ao custo do capital e a última, ao consumo intermediário. O custo do trabalho menos qualificado pôde ser ainda desagregado em dois: com até 3 anos e com até 7 anos de educação. Para determinar o custo de trabalho por qualificação utilizaram-se os dados da Pnad para calcular a proporção da massa salarial para cada categoria com respeito ao custo de trabalho total. Feitas essas estimações o seguinte passo foi compatibilizar os dados ao nível 100, para finalmente multiplicar essas proporções pela massa salarial total da PIA, de forma a serem consistentes com a informação da pesquisa. Para o cálculo do aluguel do capital determinou-se uma média entre as várias estimações encontradas na literatura brasileira (ver REIS DA SILVA, s.d.), ficando em 15% para todos os períodos. Esse valor foi multiplicado pelo estoque de capital real para determinar o custo do capital.

Por fim, para o cálculo do consumo intermediário foram feitas compatibilizações entre as duas PIAs. A melhor variável *proxy* na PIA velha é “outros custos”, já na PIA nova considerou-se o consumo intermediário como as “compras de matérias-primas, materiais auxiliares e componentes” e os “custos das operações industriais”.

Valor bruto de produção. O seguinte passo foi determinar o valor bruto de produção. Este foi especificado a partir da informação das vendas líquidas da PIA, isto é: as receitas brutas menos as vendas canceladas e descontos adicionais, impostos incidentes sobre vendas e PIS/Pasep e Cofins, excluindo-se também a revenda de mercadorias. Essas vendas foram deflacionadas pelo índice de preços respectivo de cada indústria com base na informação da FGV.

Consistência dos dados no tempo. Para que as variáveis sejam consistentes no tempo dois ajustamentos foram feitos na série de produção. No primeiro, os dados foram agregados considerando-se um mesmo tamanho de amostra por indústria durante 1988-1995. Assim, as pequenas discrepâncias encontradas entre esses anos foram anuladas tomando como base o número de empresas por indústria em 1988 e usando a produção média por empresa em cada indústria para incluí-las ou diminuí-las de acordo com 1988. Uma estratégia semelhante foi usada para 1996-1998 com base em 1996. No segundo ajustamento, conciliaram-se os dados das duas PIAs (velha e nova) utilizando-se as taxas de crescimento do produto da matriz insumo-produto de 1995 e de 1996. Devido a que os dados da matriz encontram-se ao nível 80, tiveram que se fazer compatibilizações prévias para serem determinados ao nível 100. Obtida a série de produção consistente no tempo, as demais variáveis foram ajustadas a partir dos requerimentos de usos de fatores e dos custos proporcionais ao custo total.

A.2 PRINCIPAIS ESTATÍSTICAS

As tabelas A.1 e A.2 apresentam as principais estatísticas e correlações das variáveis em análise.

TABELA A.1

Principais estatísticas

Variáveis		Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
TCP	Taxa de crescimento dos preços	1,703	1,346	-0,063	3,995
$TCPci$	Taxa de crescimento dos preços do consumo intermediário	1,691	1,328	0,002	3,517
$TCPTF$	Taxa de crescimento da produtividade total de fatores	0,004	0,398	-1,303	1,398
TCQ	Taxa de crescimento do produto	-0,004	0,285	-0,953	0,888
$U_1/(U + S)$	Trabalho com até 3 anos de estudo/emprego total	0,022	0,016	0,001	0,094
$U_2/(U + S)$	Trabalho com até 7 anos de estudo/emprego total	0,545	0,145	0,099	0,807
$U/(U + S)$	Trabalho entre 0 e 10 anos de estudo/emprego total	0,709	0,133	0,186	0,910
$S/(U + S)$	Trabalho com 11 ou mais anos de estudo/emprego total	0,290	0,133	0,090	0,814
θ_{U1}	Custo do trabalho com até 3 anos de estudo/custo total	0,032	0,017	0,003	0,119
θ_{U2}	Custo do trabalho com até 7 anos de estudo/custo total	0,074	0,042	0,008	0,231
θ_U	Custo do trabalho entre 0 e 10 anos de estudo/custo total	0,106	0,055	0,012	0,302
θ_S	Custo do trabalho com 11 ou mais anos de estudo/custo total	0,112	0,058	0,018	0,323
θ_K	Custo do capital/custo total	0,064	0,071	0,001	0,489
θ_{CI}	Custo do consumo intermediário/custo total	0,717	0,115	0,277	0,954

TABELA A.2

Correlações de Pearson

	<i>TCP</i>	<i>TCPci</i>	<i>TCPTF</i>	<i>TCQ</i>	$\frac{U_1}{(U+S)}$	$\frac{U_2}{(U+S)}$	$\frac{U}{(U+S)}$	θ_{U1}	θ_{U2}	θ_U	θ_S	θ_K
<i>TCP</i>	1,00											
<i>TCPci</i>	0,99	1,00										
<i>TCPTF</i>	-0,25	-0,16	1,00									
<i>TCQ</i>	-0,23	-0,13	0,97	1,00								
$U_1/(U+S)$	0,17	0,17	-0,05	-0,04	1,00							
$U_2/(U+S)$	0,19	0,19	-0,06	-0,05	0,87	1,00						
$U/(U+S)$	0,12	0,12	-0,03	-0,02	0,75	0,96	1,00					
θ_{U1}	0,17	0,18	-0,01	0,01	0,74	0,66	0,60	1,00				
θ_{U2}	0,20	0,20	0,00	0,01	0,47	0,58	0,59	0,88	1,00			
θ_U	0,15	0,15	0,02	0,03	0,31	0,45	0,50	0,80	0,97	1,00		
θ_S	0,04	0,05	0,07	0,07	-0,47	-0,53	-0,50	0,03	0,22	0,35	1,00	
θ_K	0,29	0,29	-0,08	-0,07	-0,03	-0,13	-0,20	-0,03	-0,08	-0,10	0,06	1,00
θ_{CI}	-0,27	-0,28	0,01	0,00	0,11	0,13	0,14	-0,38	-0,52	-0,59	-0,71	-0,59

UMA PERSPECTIVA MICROECONOMÉTRICA DO SALÁRIO DE RESERVA E DO DESEMPREGO NA DÉCADA DE 1990 NO BRASIL *

Victor Hugo de Oliveira**

José Raimundo Carvalho***

O objetivo do presente estudo é analisar a atividade de busca por emprego dos trabalhadores desempregados no mercado de trabalho brasileiro na década de 1990, utilizando-se como base de dados a Pesquisa de Padrão de Vida (PPV), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), de 1996-1997. Duas metodologias econométricas são aplicadas: primeiro, estima-se uma equação de salários por Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E) e observa-se que o salário de reserva diminui à medida que a duração do desemprego aumenta, portanto, oferecendo pela primeira vez uma evidência empírica para a hipótese da não-estacionariedade do salário de reserva. Segundo, estima-se a função risco empírica a partir dos modelos de risco proporcional e verifica-se que o risco de sair do desemprego é mais sensível ao salário de reserva quando comparado aos valores estimados para outros países. Os resultados evidenciam o papel fundamental que o modelo de busca, baseado na noção do salário de reserva, possui na estimação dos determinantes do desemprego no Brasil na década de 1990.

1 INTRODUÇÃO

A década de 1990 foi marcada por grandes mudanças estruturais na economia brasileira, gerando efeitos profundos e duradouros em todas as áreas, principalmente no mercado de trabalho. Entre as principais mudanças podem-se destacar: a estabilidade dos preços; a abertura comercial; a inovação tecnológica; a questão demográfica; e a modificação do papel do Estado na economia. Tais choques revelaram que o mercado de trabalho brasileiro está longe de funcionar de maneira eficiente e que possui uma longa agenda de transformações necessárias.

Nesse sentido, acreditamos que uma análise sobre o mercado de trabalho brasileiro na década de 1990 apresenta-se como desejável na medida em que outras perspectivas investigativas sejam utilizadas na tentativa de racionalizar fatos, bem como entender melhor a situação vigente nesse mercado. De fato, a principal contribuição deste artigo é tentar analisar os determinantes do salário de reserva e de duração do desemprego durante um período de grandes mudanças estruturais na economia brasileira. Decididamente, nossa opção metodológica é pelo uso de

* Os autores agradecem as sugestões de dois pareceristas que contribuíram para a qualidade deste artigo, versão modificada e melhorada da dissertação de mestrado de Victor Hugo de Oliveira apresentada ao Centro de Aperfeiçoamento de Economistas do Nordeste, da Universidade Federal do Ceará (Caen/UFC). Victor Hugo de Oliveira agradece ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) pelo apoio financeiro. Erros remanescentes são de exclusiva responsabilidade dos autores.

** Analista de Políticas Públicas do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (Ipece).

*** Professor do Caen/UFC.

métodos microeconômicos,¹ aplicados à Pesquisa de Padrões de Vida (PPV), base de dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) pouco explorada em estudos desse tipo.

O mercado de trabalho será analisado sob dois aspectos já bastante debatidos na literatura: os determinantes do salário de reserva e de duração do desemprego. Devine e Kiefer (1991) e Eckstein e Van Den Berg (2003) apresentam uma extensa revisão da literatura sobre estes dois tópicos, abordando tanto os aspectos teóricos quanto os empíricos. Rogerson, Shimer e Wright (2005) apresentam uma revisão teórica sobre o modelo estrutural de busca por emprego, analisando extensões como intensidade de busca, *turnover*, busca enquanto empregado, barganha com aplicações em equilíbrio parcial e geral. Já Van Den Berg (2001) apresenta uma extensa revisão sobre modelos de duração.

A metodologia econométrica compreende duas análises: na primeira realiza-se uma investigação a respeito dos determinantes do salário de reserva. Sua análise parte da estimação de uma equação de salário cujo principal determinante observado é a duração do desemprego. A estimação utiliza Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E), dado o recorrente problema de simultaneidade entre o salário de reserva e a duração de desemprego, amplamente evidenciados em estudos como Lancaster (1985), Jones (1988), e mais recente Addison, Centeno e Portugal (2004). Na segunda análise, tenta-se investigar os fatores que afetam o risco de o trabalhador deixar o estado de desemprego em que se encontra, recorrendo-se aos modelos de duração de risco proporcional. Essa forma de analisar a duração do desemprego foi proposta inicialmente por Lancaster (1979) e Nickell (1979). Vale ressaltar que diversos outros estudos têm se valido não somente dos modelos paramétricos por exemplo, Lancaster (1979), Kiefer (1988), Moffitt (1985) e, mais recentemente, Addison, Centeno e Portugal (2004), mas também dos modelos semiparamétricos, Meyer (1990), Carroll (2004) e Kupets (2005), e não-paramétricos, Heckman e Singer (1984) e Horowitz (1999), na busca de uma robustez maior dos resultados.

Apesar do avanço da literatura internacional em estudos sobre salário de reserva e duração de desemprego (ou busca por emprego), nacionalmente estes temas têm sido pouco abordados. Em relação ao salário de reserva não encontramos estudos publicados, muito provavelmente devido à escassez de dados. Porém, alguns poucos estudos sobre duração do desemprego têm sido realizados no Brasil, principalmente utilizando-se a Pesquisa Mensal de Emprego (PME), do IBGE. Bivar (1993) foi o estudo pioneiro na análise de duração do desemprego no Brasil (PENIDO; MACHADO, 2002). Estudos como Menezes-Filho e Picchetti (2000) e

1. Vale salientar que existe um conjunto expressivo com grande qualidade de textos, analisando o mercado de trabalho brasileiro na década de 1990, porém, o fazem utilizando perspectivas metodológicas bem diferentes daquela que utilizamos (BARROS; CAMARGO; MENDONÇA, 1997; CAMARGO, 1998; FERNANDES; PICCHETTI, 1999; CAMARGO; NERI; REIS, 1999; CHAHAD; PICCHETTI, 2003).

Penido e Machado (2002) têm aplicado os modelos de risco proporcional utilizando a base de dados da PME. Avelino (2001) investiga os determinantes da duração do desemprego de longo prazo utilizando métodos paramétricos, semiparamétricos e não-paramétricos, inclusive na presença de múltiplas durações e regressores que variam no tempo. Já Abras e De Felício (2005) tentam mostrar a ausência de dependência na duração do desemprego para o Brasil.

Portanto, acreditamos que o nosso artigo contribua em duas importantes direções: *a*) estimar os determinantes do salário de reserva no Brasil, bem como testar a hipótese de não-estacionariedade² dessa variável através de uma metodologia rigorosa, utilizando-se uma rica base de dados pouco explorada em estudos desse tipo, contribuindo, assim, também, para a divulgação da PPV; *b*) entender melhor os determinantes do desemprego na década de 1990 sem restringir-se à hipótese de estacionariedade do salário de reserva. Nesse sentido, ambos os objetivos oferecerão subsídios para um melhor entendimento do funcionamento do mercado de trabalho na década de 1990, bem como da situação atual.

Em consonância com estudos internacionais, a variável duração possui um efeito negativo no salário de reserva dos indivíduos de aproximadamente $-0,23$. A variável educação apresentou impacto positivo e, de maneira interessante, bastante homogêneo ao longo das diferentes especificações econométricas: algo em torno de um coeficiente de $0,12$. Há algumas evidências que podem ser interpretadas como indícios de discriminação em relação a gênero e cor.³ De uma maneira geral, condicionada ao vetor de variáveis observáveis, parece não haver grandes diferenças na determinação do salário de reserva entre regiões, exceto, é claro, o já mencionado efeito da duração do desemprego.

As estimativas para o modelo de duração de desemprego mostram que ao reverem as expectativas de ganhos salariais para baixo, os indivíduos obtêm maiores chances de saírem do estado de desemprego. No entanto, esse efeito é maior ao se controlar a heterogeneidade não-observada.

Uma evidência aparentemente contra-intuitiva está relacionada com o efeito da variável educação: uma relação negativa entre nível educacional e duração do desemprego. Tal evidência, no entanto, encontra suporte em, por exemplo, Addison, Centeno e Portugal (2004). Uma racionalização desse fato pode ser encontrada em Barros, Camargo e Mendonça (1997) que, utilizando a PME, articula uma

2. A hipótese de não-estacionariedade do salário de reserva já foi testada em estudos anteriores, como Lancaster (1985) e Jones (1988). Já Lancaster (1990) e Van Den Berg (1990) apresentam o modelo de busca por emprego formalizado, incorporando a não-estacionariedade do salário de reserva.

3. No entanto, deve-se ser bastante cuidadoso ao realizar extrapolações. Primeiro, por se tratar de um tema bastante sensível e, segundo, a variável dependente é o salário de reserva e não o salário recebido. De fato, o salário de reserva pode captar um tipo "especial" de discriminação que opera através de "expectativas de discriminação". No entanto, uma análise desse importante ponto está fora do escopo do presente artigo.

justificativa baseada em uma seletividade no mercado formal de trabalho, de trabalhadores (desempregados) com maior nível de educação, em detrimento de trabalhadores com menor nível educacional que encerravam mais rapidamente o desemprego aceitando a informalidade. Portanto, ao encontrar evidências favoráveis à tese de que os trabalhadores mais educados se tornaram mais seletivos em termos das ofertas salariais, através de outra base de dados e metodologia estamos dando suporte à tese descrita em Barros, Camargo e Mendonça (1997).

O estudo está assim estruturado: além desta seção introdutória, a seção 2 descreve, de maneira sucinta, as principais mudanças ocorridas no mercado de trabalho brasileiro durante a década de 1990; a seção 3 detalha a amostra de dados; a seção 4 descreve os modelos econométricos aplicados; a seção 5 apresenta os resultados empíricos, seguida da conclusão, na seção 6.

2 O MERCADO DE TRABALHO BRASILEIRO NA DÉCADA DE 1990

Durante toda a década de 1980, considerada a “década perdida”, e parte da década de 1990, o Brasil alternou fases de crescimento elevado e surtos recessivos, ao mesmo tempo em que conviveu com profundos desequilíbrios da balança de pagamentos, crise fiscal e aceleração inflacionária. Na tentativa de estabilizar a economia, quatro planos foram implantados por diferentes governos: Cruzado, Bresser, Verão e Collor. A introdução do Plano Real, em 1994, constituiu-se em mais uma tentativa de estabilização econômica.

Na década de 1990, o Brasil foi marcado por diversas transformações socioeconômicas que afetaram, principalmente, o mercado de trabalho.⁴ Diferentemente da década anterior, o mercado de trabalho não apresentou a mesma capacidade de amortecer as mudanças estruturais e conjunturais que ocorreram.⁵

A primeira transformação diz respeito à passagem de uma economia com altas taxas de inflação para outra com maior estabilidade de preços. Para isso, o governo implantou o Plano Real, que trouxe consigo o fim do imposto inflacionário e produziu mudanças na política monetária, aumentando a taxa de juros. Essas mudanças provocaram efeitos imediatos sobre o mercado de trabalho, que teve como consequência um aumento das taxas de desemprego e do trabalho informal. Em contrapartida, o fim da inflação melhorou a distribuição da renda em direção ao maior consumo de bens e serviços das classes mais pobres (CHAHAD; PICCHETTI, 2003).

4. De fato, como bem ressaltou um dos pareceristas, não se deve esquecer de mencionar que o país inicia a década de 1990 com o legado constitucional de 1988, que elevou bastante a rigidez do mercado de trabalho, incentivando a migração para o lado informal da economia.

5. Isso se deveu a dois fatos: a) o mercado de trabalho vinha iniciando um processo de esgotamento do poder de absorção de choques macroeconômicos desde o final da década de 1980; e b) as transformações ocorridas na década de 1990, principalmente a abertura comercial e a estabilização inflacionária, tiveram magnitude e características únicas.

A segunda transformação refere-se à abertura comercial para o setor externo. Tal processo teve como conseqüências, por exemplo, o aumento dos preços dos produtos não-comercializáveis; o aumento da informalidade no trabalho; a queda do emprego na indústria manufatureira; e o aumento da demanda de trabalhadores qualificados em determinados setores. Além disso, a liberalização da economia provocou também um aumento na elasticidade-preço da demanda dos bens, assim como os avanços tecnológicos vindos do exterior se tornaram poupadores de mão-de-obra. A abertura comercial afetou diretamente a organização da estrutura produtiva do país, sendo eliminados a partir de 1990 os controles não-tarifários sobre as importações e tendo início um movimento de redução de tarifas. Em outras palavras, a liberalização comercial foi rápida e extensa, afetando quase todos os setores da economia brasileira.⁶

Outro ponto a ser destacado na década de 1990 é o processo de inovação tecnológica implantado no Brasil. O mesmo pode ser considerado como um instrumento de resposta às crescentes pressões por maior competitividade e mais produtividade das empresas devido à globalização dos mercados. A introdução de novas tecnologias causou impacto na dinâmica do emprego no sentido da capacitação dos trabalhadores, ao passo que as empresas passaram a exigir trabalhadores mais qualificados, excluindo do mercado de trabalho aqueles com pouca escolaridade.

Por último, o mesmo período ficou marcado pela lenta modificação do papel do Estado na sociedade. O Estado, que estimulava a promoção direta da produção tanto no setor público quanto no privado, passou a fiscalizar e regular a economia, tendo o processo de privatizações como instrumento de ajustes no estoque de mão-de-obra das empresas privatizadas.

Com isso, o conjunto de transformações ocorridas no país durante essa década tem implicações diretas para o mercado de trabalho, com impactos sobre o emprego, o desemprego, a rotatividade do trabalho, a informalidade e a produtividade, além de provocar uma significativa mudança no perfil da força de trabalho, que se caracterizou pela perda do dinamismo do segmento formal, com o conseqüente crescimento do número de assalariados sem carteira assinada e dos trabalhadores por conta própria.

Diante do exposto, acreditamos que há ainda um grande escopo para análises sobre o comportamento do mercado de trabalho brasileiro na década de 1990, principalmente explorando metodologias microeconômicas.

6. Segundo Camargo, Neri e Reis (1999, p. 5): "A redução do emprego industrial (...) é o resultado de abertura comercial e aumento da concorrência desencadeado por esta mudança estrutural." Portanto, a abertura comercial rápida e intensa produziu grandes efeitos no mercado de trabalho brasileiro, isto é, desemprego industrial. Mais importante, esse tipo de desemprego era eminentemente de cunho estrutural.

3 BASE DE DADOS

A amostra disponível consiste de informações individuais coletadas na PPV, do IBGE. Essa pesquisa foi realizada somente durante o período⁷ 1996-1997 nas regiões Nordeste e Sudeste. A pesquisa abrange as regiões metropolitanas (RMs) das principais capitais (Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro e São Paulo) e as áreas urbanas e rurais do interior de cada região geográfica considerada na amostra.

A PPV objetiva analisar o bem-estar social, abordando temas que permitem avaliar as condições de vida da população. Um dos seus quesitos é a busca por emprego, que fornece informações de grande relevância, como salário de reserva e duração da busca. As informações sobre a atividade de busca por emprego são retrospectivas, referentes aos 12 meses anteriores à data da entrevista. Para fins do estudo ora proposto, a amostra⁸ selecionada restringiu-se aos indivíduos entre 14 e 65 anos de idade que realizaram atividade de busca durante o período de referência.

No apêndice A, as duas variáveis fundamentais para o estudo, isto é, o salário de reserva e a duração da busca por emprego (duração de desemprego), são descritas juntamente com outras variáveis relevantes para o estudo. Todos os indivíduos que declararam ter buscado emprego nos últimos 12 meses reportaram os valores do salário de reserva e da duração da busca. Uma evidência interessante que surge através da análise preliminar da PPV é a proporção considerável de trabalhadores que estaria disposta a trabalhar ganhando um salário menor que o mínimo vigente à época (ver apêndice B). Tal evidência aponta para a importância de se investigar o papel do salário mínimo sob a ótica da sua relação com o salário de reserva.

A segunda variável-chave no presente estudo, o tempo de busca por emprego reportado em semanas ou a duração do desemprego (T), possui algumas peculiaridades. Na amostra de durações neste estudo podem ocorrer dois tipos de censura: censura à direita e à esquerda. A censura à direita é facilmente tratada, pois a PPV coleta a informação a respeito do sucesso ou insucesso do indivíduo na sua busca por emprego. Logo, é possível identificar aqueles indivíduos que não obtiveram sucesso, e continuaram a busca após a data da entrevista.

Entretanto, a PPV não coleta a data de início da duração. Tal fato inviabiliza a identificação dos casos de censura à esquerda. Contudo, a pergunta realizada na pesquisa é retrospectiva, estando condicionada aos últimos 12 meses, isto é, “Durante quantas semanas procurou trabalho nos últimos 12 meses?”, tomando-se

7. O período de permanência no campo foi de um ano (março de 1996 a março de 1997) com o objetivo de captar fenômenos sazonais.

8. A amostra consta de 2.733 observações, envolvendo indivíduos que realizaram a atividade de busca por emprego pelos seguintes motivos: desemprego, substituição do atual emprego e obter outro emprego (complementar). Para maiores detalhes sobre a amostra total, ver tabelas A.1 e A.2 no apêndice A.

como referência a data da entrevista. Desta forma, assume-se que todas as durações reportadas tenham sido iniciadas dentro do período de referência, visto que a duração máxima observada na amostra foi de 48 semanas (exatamente 12 meses).⁹

4 MODELO ECONÔMICO

4.1 Análise do salário de reserva

Um dos primeiros modelos de busca seqüencial foi descrito por McCall (1970). Esse modelo supõe que o trabalhador maximiza $E \sum_{t=0}^{\infty} \rho^t y_t$, onde y_t é a renda no período t , $\rho \in (0,1)$ é o fator de desconto e E denota o operador esperança.

O trabalhador, ao aceitar a oferta de emprego, obterá uma ocupação perpétua, cujo valor presente descontado da renda recebida a cada período futuro é $w/(1-\rho)$. Esse é o valor da utilidade do trabalhador no estado de emprego. No problema de maximização, o valor presente da renda futura descontado ao entrar no mercado de trabalho é $\rho \cdot EV^u(w)$. Esse valor depende da distribuição de salário ofertado $F(w)$.

O valor de utilidade esperada, ao rejeitar a oferta salarial, é a soma do benefício recebido naquele período de desemprego e do valor esperado da renda futura potencial de um indivíduo desempregado, isto é, $b + \rho \int_0^{\infty} V(w') dw'$. Visto que a renda líquida enquanto desempregado é uma constante, b , as ofertas salariais são independentes e identicamente distribuídas com $F(w)$ e uma taxa instantânea de oferta salarial (δ) conhecidas pelo trabalhador, e invariáveis no tempo. Portanto, o valor esperado de um indivíduo que está desempregado e prestes a receber uma oferta de emprego será:

$$V^u(w) = \max \left\{ \frac{w}{1-\rho}, b + \rho \int_0^{\infty} V(w') dw' \right\} \quad (1)$$

Desta forma, em equilíbrio parcial, o salário de reserva w^r pode ser entendido como o custo marginal de continuar a busca por emprego por mais um período, e se iguala ao respectivo benefício marginal quando $w' > w^r$, ou seja:

$$w^r = b + \rho \int_{w^r}^{\infty} (w' - w^r) dF(w') \quad (2)$$

9. Vale salientar que a proporção de indivíduos com duração máxima de 48 semanas é bastante reduzida, isto é, de 3,37% em relação ao total da amostra, e 2,09% em relação ao total de indivíduos no estado de desemprego (ver tabela A.2, no apêndice A). Portanto, mesmo que a nossa hipótese em relação à censura à esquerda esteja incorreta, muito provavelmente o impacto nas estimativas será irrelevante.

Portanto, o salário de reserva é uma variável fundamental na caracterização moderna do funcionamento do mercado de trabalho. A equação (2) mostra que ele é função da renda líquida enquanto desempregado, b , do fator de desconto, ρ , e da distribuição de oferta salarial, $F(w')$. No entanto, existe uma quantidade expressiva de evidências de que, contrariamente à equação (2), o salário de reserva não é estacionário, isto é, varia ao longo do episódio de desemprego. Logo, a equação (2) pode ser escrita como:

$$w^r(t) = b + \rho \int_{w^r(t)}^{\infty} (w' - w^r(t)) dF(w') \quad (3)$$

A hipótese de não-estacionariedade em modelos de busca por emprego tem como principais referências Lancaster (1990) e Van Den Berg (1990). Em vista disso, optamos por especificar uma equação de salário de reserva com a inclusão do tempo de desemprego como variável independente, como também utilizado por Addison, Centeno e Portugal (2004). Portanto, a equação fundamental para determinação do salário de reserva a ser estimada será:

$$\ln W^r = \alpha + \phi \cdot \ln T + X'\beta + \varepsilon \quad (4)$$

de maneira que T é a duração da busca por emprego (medida em semanas), X um vetor de variáveis constantes ou independentes de T durante o episódio de desemprego, e o termo estocástico ε é o erro aleatório assumido ser normalmente distribuído. Além disso, o parâmetro ϕ é a elasticidade do salário reserva com respeito à duração do desemprego, e β é o vetor de parâmetros que mede o impacto das demais variáveis explicativas sobre o salário de reserva.

A equação (4) servirá de base para a estimação do modelo para o salário de reserva. Embora a variável de duração do desemprego seja censurada, o modelo de MQ2E continua produzindo estimadores consistentes, pois a consistência do segundo estágio independe da forma funcional do primeiro estágio (ANGRIST; KRUEGER, 2001).

4.2 Análise para duração do desemprego

Segundo Lancaster (1990), a função que mede a probabilidade de o indivíduo deixar o estado de desemprego no tempo $t + dt$, condicionada ao evento de estar desempregado no tempo t , é dada por:

$$\lambda(t) = \delta \cdot \bar{F}(W^r) \quad (5)$$

onde $\lambda(t)$ é a função de risco e $\delta \in (0,1)$ a taxa de oferta salarial. O indivíduo deixará o estado de desemprego se, e somente se, receber uma nova oferta salarial no intervalo de duração $(t + dt]$, um evento com probabilidade $\delta \cdot dt$, e que tal oferta salarial seja maior que seu salário de reserva, um evento com probabilidade $\bar{F}(W')$. Admitindo-se a possibilidade de não-estacionariedade do salário de reserva, a equação (5) passa a ser descrita como:

$$\lambda(t) = \delta \cdot \bar{F}(W'(t)) \quad (6)$$

Uma abordagem pragmática da equação (6) é a estimação de sua forma reduzida, a qual se baseia na especificação de uma função empírica de risco condicionada a um conjunto de variáveis explicativas X , o qual incorpora variáveis que variam ou não ao longo do episódio de duração. Neste caso, a função risco condicionada é dada pela seguinte expressão:

$$\lambda(t; X(t)) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{\Pr[t \leq T < t + dt \mid T \geq t, X(t + dt)]}{dt} = \frac{h(t \mid X(t + dt))}{1 - H(t \mid X(t + dt))} \quad (7)$$

onde t denota uma realização particular de T . A função H é a função cumulativa de probabilidade da duração condicionada ao vetor explicativo X . A função h é a função densidade de probabilidade condicionada, obtida a partir de H . Além disso, a função sobrevivência que mede a probabilidade de o indivíduo permanecer no estado em que se encontra é $S(t \mid X(t + dt)) = 1 - H(t \mid X(t + dt))$.

A função de risco descrita na equação (7) é especificada através do modelo de risco proporcional, incorporando variáveis que podem assumir valores diferentes ao longo do episódio de duração analisado:

$$\lambda(t; X_t, v) = v \cdot [\kappa(X_t) \cdot \lambda_0(t)] \quad (8)$$

onde $\kappa(X_t) = \exp(X_t' \beta)$, β é um vetor de semi-elasticidade do risco com respeito à variável explicativa. O termo $\lambda_0(t)$ é a respectiva linha-base de risco. Já a heterogeneidade não-observada é comumente tratada por meio da inclusão de um termo multiplicativo na estrutura do modelo de risco proporcional, variável aleatória v , como argumenta Wooldridge (2002). Esse termo multiplicativo¹⁰ é

10. Alguns importantes estudos mostram que a presença desse tipo de variável implica problemas econométricos na estimação de modelos paramétricos de risco proporcional. Meyer (1990) afirma que ao parametrizar a linha-base de risco pode-se gerar estimadores inconsistentes. Anteriormente, Heckman e Singer (1984) já haviam mostrado que o modelo de risco proporcional com distribuição *Gamma* para heterogeneidade não-observada pode apresentar sensibilidade nos parâmetros, caso a linha-base de risco não esteja corretamente especificada. Meyer (1990) argumenta que a não-robustez dos parâmetros encontrados em Heckman e Singer (1984) foi devido às suposições assumidas ao especificar a linha-base de risco.

assumido como independente da linha-base de risco, $\lambda_0(t)$. Portanto, o uso de uma especificação econométrica capaz de lidar com a presença de variáveis independentes que possam mudar ao longo do episódio de duração é fundamental para manter a coerência com a especificação da equação do salário de reserva (ver equação (4)).

A estimação do modelo de risco proporcional adota a abordagem semiparamétrica de Prentice-Gloeckler-Meyer (PGM). Prentice e Gloeckler (1978) propuseram uma estimação não-paramétrica para a linha-base de risco, semelhante ao método de Máxima Verossimilhança Parcial de Cox, o chamado modelo proporcional de Cox.¹¹ Meyer (1990) incorporou a estimação paramétrica da heterogeneidade não-observada ao modelo de Prentice e Gloeckler (1978). O modelo PGM estima parametricamente a heterogeneidade não-observada assumindo distribuição *Gama*.¹²

O modelo PGM faz uso do método de Máxima Verossimilhança com dados de duração agrupados para estimar os parâmetros do modelo de risco proporcional. A função sobrevivência é descrita como:

$$S(t; X_t) = \exp \left[- \int_0^t \lambda(\tau; X_t) d\tau \right] = \exp \{ - \exp [X_t' \beta + \log \lambda_0(t) + \log(v)] \} \quad (9)$$

onde v segue uma distribuição *Gama* (1, ζ). Nessa abordagem, as durações são observadas em intervalos disjuntos, $[0 = a_0, a_1)$, $[a_1, a_2)$, ..., $[a_{k-1}, a_k = \infty)$. Uma suposição relevante desse modelo é a de que as variáveis explicativas podem variar entre os intervalos, mas são assumidas como sendo constantes dentro de cada um deles. De posse da equação (9) a construção da função de verossimilhança é trivial. A próxima seção estima ambos os modelos, isto é, o modelo para o salário de reserva, bem como o modelo para a duração no desemprego.

5 ESTIMAÇÃO E RESULTADOS

5.1 Resultados para o salário de reserva

O vetor de variáveis explicativas no modelo descrito pela equação (4) contém informações a respeito das características dos indivíduos, e é constituído pelas seguintes variáveis: anos de estudos (EDUC), sexo feminino (FEM), idade (IDADE), idade ao quadrado (IDADE2), indivíduos não-brancos (NBRC), área urbana (URB), região Nordeste (REG), RM de São Paulo (SP), RM do Rio de Janeiro (RJ), RM de Belo Horizonte (BH), RM de Fortaleza (FOR), RM de Recife (REC) e RM de Salvador (SAL).

11. O modelo proporcional de Cox tem como referência os estudos de Cox (1972, 1975).

12. Para mais detalhes, ver Jenkins (1995).

A equação relativa ao salário de reserva apresenta duas variáveis possivelmente endógenas: duração do desemprego (LNT) e educação (EDUC). A duração do desemprego apresenta-se como uma fonte potencial de endogeneidade no modelo em virtude de sua suposta simultaneidade com o salário de reserva (ver LANCASTER, 1985; e, mais recentes, ADDISON; CENTENO; PORTUGAL, 2004). O argumento utilizado é o de que indivíduos que estão a mais tempo buscando emprego são menos exigentes quanto às ofertas salariais recebidas e, conseqüentemente, possuem salário de reserva menor. Por outro lado, trabalhadores que possuam salário de reserva alto tendem a permanecer mais tempo buscando emprego em virtude da escassez de ofertas salariais maiores.

A segunda variável, EDUC, é uma fonte de endogeneidade já bastante discutida na literatura econômica envolvendo equações de salários, como em Card (1993). No entanto, a variável dependente agora é o salário de reserva e não o salário recebido pelo indivíduo. Todavia, a despeito de como o indivíduo calcula seu salário de reserva, habilidade e outras variáveis não-observadas pelo econometrista muito provavelmente são consideradas pelo trabalhador. Conseqüentemente, não é difícil aceitar que questões relativas à endogeneidade estejam presentes em uma equação de salário de reserva. Nesse ponto, portanto, devemos escolher o vetor de (candidatos) a instrumentos, z , o qual é composto pelas seguintes variáveis:

- LNRD = renda domiciliar (logaritmo, exclusive a renda do indivíduo);
- PMF = indica valor 1 se o pai e a mãe do indivíduo freqüentaram a escola, 0, caso contrário; e
- PROC = indica valor 1 se o indivíduo realizou busca somente no setor privado ou no setor de atividades não-agrícolas, 0, caso contrário.

As variáveis candidatas a instrumentos LNRD e PMF tentam captar a estrutura familiar do indivíduo. Por exemplo, parte-se do pressuposto de que famílias com elevada renda têm melhores condições de investir na acumulação de capital humano. Conseqüentemente, espera-se observar uma relação positiva entre LNRD e EDUC. Além disso, o modelo faz uso da renda domiciliar exclusive a renda do indivíduo para evitar uma possível correlação com o erro da regressão.

A variável PMF indica se os pais freqüentaram a escola em alguma época no passado. Aqui, o pressuposto é de que aqueles pais que freqüentaram a escola no passado tenham transmitido a importância da educação para os filhos e estimulado a acumulação de capital humano. Por outro lado, a decisão dos pais de freqüentar a escola foi tomada fora do presente contexto que envolve a determinação do salário de reserva do indivíduo. Dessa maneira, será pouco provável observar uma correlação significativa com o erro da regressão.

A variável PROC indica os indivíduos que realizaram a busca por emprego no setor privado e que se envolveram em atividades classificadas como não-agrícolas pela PPV. A partir dessa variável se tentou captar os indivíduos que teriam maiores possibilidades de obter sucesso na busca por emprego e, conseqüentemente, com menores durações. Isso se justificaria pela maior facilidade em encontrar ofertas de emprego no setor privado e em atividades não-agrícolas.

A estratégia econométrica utilizada para estimar os parâmetros é o método de MQ2E, em vez do método de equações simultâneas como proposto por Lancaster (1985). Embora seja factível a presença de simultaneidade entre salário de reserva e duração do desemprego, outra fonte de endogeneidade é a omissão de variável. Para comprovar a existência de endogeneidade conjunta realizou-se o teste de especificação Durbin-Wu-Hausman (DWH), o qual rejeitou a hipótese nula de exogeneidade conjunta das variáveis duração da busca e educação. Na mesma tabela C.1, o teste de sobre-identificação não rejeita a hipótese nula de que o modelo está exatamente identificado. Além disso, o teste F realizado para o R^2 parcial não indica a exclusão de instrumentos nas regressões do primeiro estágio. Desta forma, as estatísticas realizadas atestam que o vetor $z = (\text{LNRD}, \text{PMF}, \text{PROC})$ é composto de “bons instrumentos”.

A tabela 1 apresenta as estimativas para análise, considerando duas especificações do modelo. A Especificação 1 incorpora *dummies* para regiões e áreas geográficas, enquanto a Especificação 2 incorpora *dummies* para as RMs). Primeiro, observa-se que a duração tem efeito negativo sobre o salário de reserva do indivíduo, comprovando as evidências empíricas internacionais a respeito da não-estacionariedade do salário de reserva. O parâmetro estimado apresentou uma elasticidade de aproximadamente $-0,23$, quando se controla por região e área geográfica. Analisando a Especificação 2, observa-se que a elasticidade difere quando se controla por RMs, com valor aproximado de $-0,22$.

Não obstante, a Especificação 2 mostra que trabalhadores das RMs do Rio de Janeiro, e principalmente de São Paulo, apresentam coeficientes positivos e significativos, querendo dizer que os mesmos apresentam expectativas de ganhos salariais superiores aos trabalhadores desempregados das demais RMs. Este último resultado corrobora o efeito negativo da região Nordeste sobre o salário de reserva do trabalhador desempregado, onde ambos indicam que o comportamento do indivíduo no estado de desemprego difere em relação aos mercados de trabalho regionais. A “razão de ser” desse fato muito provavelmente está associada às heterogeneidades entre tais mercados vigentes à época (meados da década de 1990) e que ainda persistem.

No entanto, o resultado mais importante das nossas estimativas se constitui no fato de a hipótese de estacionariedade do salário de reserva ser amplamente rejeitada. De fato, nossos resultados suscitam uma discussão profunda das estimativas

oriundas de modelos de duração do desemprego que ao não controlarem pelo efeito da variável salário de reserva, implicitamente assumem a hipótese da estacionariedade dessa variável.

TABELA 1

Estimativas de mínimos quadrados em dois estágios para o salário de reserva

Variável dependente: log. salário de reserva		
Variáveis explicativas	Especificação 1	Especificação 2 ^a
Intercepto	4,0439* (0,000)	3,9303* (0,000)
Log. Duração	-0,2280** (0,019)	-0,2185** (0,031)
Anos de estudo	0,1201* (0,000)	0,1214* (0,000)
Idade	0,0488* (0,000)	0,0496* (0,000)
Idade2	-0,0004* (0,000)	-0,0004* (0,000)
Sexo feminino	-0,3320* (0,000)	-0,3361* (0,000)
Não-branco	-0,1407* (0,000)	-0,1196* (0,001)
Região Nordeste	-0,1762* (0,000)	
Área urbana	0,1181*** (0,053)	
RM de Fortaleza		-0,0148 (0,760)
RM de Recife		-0,0205 (0,815)
RM de Salvador		0,0125 (0,874)
RM de São Paulo		0,4773* (0,000)
RM de Rio de Janeiro		0,2825* (0,001)
Observações	1.343	1.343

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da PPV/IBGE.

Notas: Valor-p para a distribuição normal padrão entre parênteses.

*, ** e *** Significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

^a A Especificação 2 desconsiderou a RM de Belo Horizonte como forma de evitar o problema de *dummy trap* devido à presença do intercepto na estimação.

Outro resultado de grande relevância no modelo é o de que a educação tem efeito positivo sobre o salário de reserva, ou seja, quanto maior o número de anos

de estudo adquirido pelo indivíduo, maior será sua expectativa de ganho salarial. Em geral, o impacto de um ano adicional de estudo sobre o salário de reserva é de 0,12%. Esse resultado indica que trabalhadores mais qualificados são mais exigentes quanto às ofertas salariais em virtude de seu alto salário de reserva.

Honestamente, essas evidências não chegam a ser nenhuma surpresa. No entanto, o fato de esses valores estimados serem praticamente constantes ao longo das RMs nos parece um ponto interessante e revelador. Apesar das diferenças regionais entre os mercados de trabalho no Brasil, os trabalhadores ajustam seus salários de reserva de maneira muito próxima quando consideram o seu próprio nível educacional.

No modelo, também se percebe que trabalhadores não-brancos ou do sexo feminino exibem um salário de reserva menor do que os demais, sendo as respectivas elasticidades estimadas iguais a $-0,14$ e $-0,33$ (na Especificação 1). Esse resultado pode estar sugerindo que indivíduos com essas características estão dispostos a aceitar ofertas salariais menores que os demais e isso pode ocasionar um menor tempo de busca por emprego. Então, poder-se-ia questionar até que ponto o diferencial de salários entre gênero ou raça é resultado somente da discriminação de mercado, visto que trabalhadores não-brancos e do sexo feminino já são predispostos a trabalhar por valores abaixo da média.¹³

A idade exhibe uma relação quadrática na determinação do salário de reserva dos indivíduos no estado de desemprego. Inicialmente, a idade mostra um efeito positivo sobre o salário de reserva, ou seja, a expectativa de ganhos salariais aumenta à medida que a pessoa adquire experiência. Entretanto, o salário de reserva tende a decrescer em função da elevada idade do indivíduo, que, apesar da experiência adquirida, não exhibe a mesma produtividade para o trabalho como antes.

5.2 Resultados para duração do desemprego

A análise econométrica para a duração do desemprego apresenta as estimativas para os parâmetros do Modelo de Risco Proporcional (MRP), na tabela 2, sem controlar a heterogeneidade não-observada (PG) e, controlando tal aspecto (PGM). Um primeiro resultado importante que surge da análise da tabela 2 é a estatística LR (Razão de Verossimilhança), que dá suporte estatístico ao modelo que inclui heterogeneidade não-observada. Desta forma, o modelo PGM nos fornece as estimativas consistentes a respeito do modelo de risco proporcional e será, portanto, utilizado nas análises.

No entanto, com o objetivo de contrastar ambos os modelos e indiretamente explicitar os perigos de má especificação funcional em modelos de duração, os resultados dos parâmetros estimados para o modelo sem heterogeneidade não-observada são mostrados na mesma tabela.

13. De fato, esse resultado dá suporte à tese de que indivíduos historicamente discriminados incorporam tal discriminação nas suas expectativas de ganhos salariais.

TABELA 2

Estimativas dos parâmetros do modelo de risco proporcional de PGM

Variáveis explicativas	Modelos estimados	
	PG (sem het. não-observada)	PGM (com het. não-observada)
Intercepto	-2,0868* (0,000)	-1,3534** (0,025)
ln(salário de reserva)	-0,1795** (0,030)	-0,2780** (0,012)
Anos de estudo	-0,0477* (0,000)	-0,0529* (0,003)
Idade	-0,0061 (0,147)	0,0007 (0,907)
Sexo feminino	0,1486*** (0,071)	0,1928*** (0,088)
Não-branco	0,0142 (0,871)	-0,0488 (0,686)
Casado	0,4041* (0,000)	0,3521** (0,014)
Tamanho do domicílio	0,0608* (0,000)	0,0780* (0,000)
Procurou como autônomo	0,9853* (0,000)	1,1671* (0,000)
Procurou no setor privado	1,1195* (0,000)	1,3501* (0,000)
Região Nordeste	-0,6484* (0,000)	-0,7988* (0,000)
Área urbana	-0,6469* (0,000)	-0,7734* (0,000)
Log likelihood	-2.476,39	-2.435,66
Distribuição gama: $\hat{\zeta}$		1,0874*
Desvio-padrão ($\hat{\sigma}_{\zeta}$)		(0,164)
Teste LR $\chi^2_{(1)}$ (Valor-p)		81,46 (0,000)
Observações	1.511	1.511

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da PPV/IBGE.

Notas: Valor-p para a distribuição normal padrão entre parênteses.

*, ** e *** Significativos a 1%; 5%; e 10%, respectivamente.

O principal resultado apresentado na tabela 2 é que o salário de reserva¹⁴ afeta negativamente a probabilidade de o indivíduo deixar o estado de desemprego. Esse resultado corrobora a hipótese de que ao rever para baixo suas expectativas de

14. Vale salientar que ao estimar o modelo de risco proporcional, parametrizando a linha-base de risco por uma distribuição Weibull e a heterogeneidade não-observada por uma distribuição Gama, a estimativa do parâmetro do salário de reserva é não significativa (os resultados podem ser requisitados aos autores).

ganhos salariais, os indivíduos estariam tentando compensar o longo período de duração do desemprego pelo qual passavam. Conseqüentemente, a probabilidade de os mesmos saírem do estado de desemprego se elevava, quando o salário de reserva diminuía. A elasticidade estimada foi de aproximadamente $-0,27$. Tal estimativa está de acordo com evidências internacionais como de Addison, Centeno e Portugal (2004), que encontraram elasticidades entre $-0,056$ e $-0,137$, ao estimar o modelo de risco proporcional como Prentice e Gloeckler (1978) e especificando a linha-base de risco como uma função polinomial de quarto grau. No entanto, a elasticidade aqui estimada é o dobro do valor máximo encontrado por Addison, Centeno e Portugal (2004). Provavelmente, essa maior sensibilidade encontrada no Brasil pode ser resultado da conjuntura em que a análise está inserida, isto é, o já descrito período de grandes e rápidas mudanças da década de 1990.

A variável educação tem efeito negativo sobre o risco, ou seja, indivíduos com elevado nível educacional são mais exigentes quanto às ofertas salariais e tendem a prolongar seu estado de desemprego até encontrar uma oferta salarial compatível com seu salário de reserva. Para cada ano adicional de educação, o risco de sair do estado de desemprego é reduzido em aproximadamente 5,3%. Esse resultado está alinhado com as estimativas de Addison, Centeno e Portugal (2004). No entanto, é interessante discorrer um pouco mais sobre esse resultado aparentemente contra-intuitivo.

Um modelo onde o salário de reserva diminua, ao longo da duração de desemprego, mais rápido para aqueles com baixo nível educacional em relação àqueles de maior nível educacional pode facilmente gerar esse padrão nas estimativas. De fato, há evidências (ver BARROS; CAMARGO; MENDONÇA, 1997) de que os determinantes estruturais do desemprego no Brasil à época corroboram a racionalização oferecida para a relação negativa entre nível educacional e duração do desemprego.

Trabalhadores do sexo feminino exibem um efeito positivo sobre a probabilidade de deixar o estado de desemprego. Todavia, o parâmetro estimado apresentou significância ao nível de 10%. A elasticidade estimada foi de aproximadamente $-0,19$, ou seja, indivíduos do sexo feminino possuíam 19% de chance a mais que os do sexo masculino de saírem do estado de desemprego. Mesmo controlando os efeitos do salário de reserva e da educação, as mulheres apresentaram um desempenho melhor do que os homens na busca por emprego. Por outro lado, a idade não se mostra estatisticamente significativa no modelo.

Indivíduos que se declararam casados apresentaram impacto positivo sobre a probabilidade de deixar o estado de desemprego, 0,35. É possível que tais indivíduos tornem-se menos seletivos quanto às ofertas salariais em virtude da necessidade de compor a renda familiar. O tamanho do domicílio também exibe efeito positivo

sobre a probabilidade de o indivíduo sair do estado de desemprego, 0,08. Muito provavelmente, indivíduos que residem em domicílio com elevado número de componentes tendem a ser menos exigentes quanto às ofertas salariais, pois a necessidade de manter ou melhorar o padrão de bem-estar do domicílio faz com que ele seja menos seletivo em média do que os demais.

Duas variáveis caracterizam a estratégia de busca por emprego: procurou emprego como autônomo (ou empregado com carteira de trabalho) e procurou emprego no setor privado (ou público). Ambas as variáveis apresentaram impacto positivo sobre o risco de deixar o estado de desemprego, respectivamente, 1,17 e 1,35. É provável que uma taxa maior de oferta salarial no setor informal em relação ao setor formal aumente as chances de o indivíduo sair do estado de desemprego. Esse resultado nos leva a questionar se uma desregulamentação maior do mercado de trabalho formal pode aumentar as chances de um indivíduo sair do estado de desemprego, em função de uma possível redução dos custos que envolvem a contratação da mão-de-obra e de um possível aumento da taxa de oferta salarial no setor formal.

Finalmente, indivíduos que residem na região Nordeste apresentam probabilidade menor de sair do estado de desemprego do que indivíduos que residem na região Sudeste, onde o parâmetro estimado foi de aproximadamente $-0,80$. Esse resultado reforça ainda mais a hipótese de existência de heterogeneidades dos mercados de trabalho regionais vigentes à época. Outro resultado que chama a atenção no modelo estimado é o de que indivíduos que residem em áreas urbanas apresentaram menor chance de sair do estado de desemprego do que aqueles que residem em áreas rurais, sendo o coeficiente estimado igual a $-0,77$. Tal resultado pode ser reflexo das exigências que os mercados de trabalho urbanos impõem aos indivíduos.

6 CONCLUSÃO

Este estudo analisou o desemprego no Brasil observando o comportamento do trabalhador ao realizar a busca por emprego nos anos seguintes ao processo de estabilização da economia (1996-1997). Duas abordagens foram implementadas: a primeira analisou os determinantes do salário de reserva, e a segunda analisou os determinantes da duração do desemprego, ambas levando em consideração as características dos indivíduos e informações a respeito da sua atividade de busca por emprego. A PPV serviu de base de dados para a análise em questão, resgatando, de certa maneira, essa importante fonte de estudos empíricos.

Na primeira análise, buscou-se evidenciar empiricamente a hipótese de não-estacionariedade do salário de reserva, tendo a duração do desemprego como a variável dependente de interesse no modelo, como explicitado em Lancaster (1985) e Addison, Centeno e Portugal (2004). Após tratar problemas econométricos

referentes à simultaneidade e à omissão de variáveis, os resultados mostraram que uma duração maior do desemprego leva o trabalhador a rever para baixo o valor de seu salário de reserva.

A estimativa da elasticidade do salário de reserva com respeito à duração do desemprego foi de aproximadamente $-0,23$, reduzindo-se para $-0,22$ em virtude da especificação que controla o efeito das RMs. Vale salientar que o diferencial de elasticidades observado para as RMs, muito provavelmente, está associado à heterogeneidade dos mercados de trabalho regionais vigentes à época e que ainda persistem. Tal heterogeneidade se reflete na estrutura produtiva diferenciada entre as RMs e as características da força de trabalho (como baixa qualidade do ensino e/ou reduzida produtividade) que podem ter contribuído, principalmente, para que indivíduos que residem na região Nordeste apresentem salário de reserva menor do que indivíduos que residem na região Sudeste.

De maneira geral, os resultados obtidos corroboram a literatura internacional, evidenciando empiricamente a não-estacionariedade do salário de reserva. Apesar de apresentar magnitudes de elasticidades diferentes daquelas encontradas por Addison, Centeno e Portugal (2004), que estimaram a elasticidade do salário de reserva com respeito à duração do desemprego igual a $-0,1$ para países europeus no período 1994-1999, este estudo indicou que a atividade de busca por emprego no mercado de trabalho nacional apresenta características semelhantes às aquelas apresentadas em países desenvolvidos, como os países europeus.

Por outro lado, verificou-se que características individuais como educação, idade, sexo, e cor/raça também são importantes na determinação do salário de reserva do indivíduo desempregado. Como foi possível observar, indivíduos do sexo feminino ou não-brancos (negros, pardos e amarelos) exibem expectativa de ganhos salariais menores que os demais indivíduos. Isso pode explicar em parte os diferenciais de salários no Brasil, pois além da própria discriminação de mercado, parte dos diferenciais de salários parece ser proveniente da própria expectativa de ganhos salariais do trabalhador. Trabalhadores passíveis de discriminação, racionalmente, possuem um salário de reserva menor como forma de compensar a duração do desemprego. Contudo, a elevada educação e experiência são características que tornam os indivíduos mais seletivos quanto às ofertas salariais, refletindo-se positivamente nas suas expectativas de ganhos salariais.

Na análise de duração optou-se por estimar a função empírica de risco através de modelos de risco proporcional. Nesta segunda parte do estudo, o salário de reserva passa a ser uma variável explicativa da probabilidade de o indivíduo deixar o estado de desemprego em que se encontra. Seguindo a hipótese de não-estacionariedade do salário de reserva, esta última variável passa a ser do tipo *time varying* no modelo, ou seja, o salário de reserva varia ao longo do episódio de duração. Tal problema

econométrico foi tratado estimando-se o modelo de risco proporcional através do método semiparamétrico PGM sugerido por Meyer (1990).

No modelo de risco proporcional foram evidenciados dois importantes resultados. O primeiro refere-se ao impacto do salário de reserva sobre o risco de sair do estado de desemprego. Por exemplo, quando os indivíduos revêm suas expectativas de ganhos salariais para baixo, maiores são suas chances de sair do estado de desemprego. A elasticidade mensurada foi de aproximadamente $-0,27$. Tal resultado corrobora o estudo de Addison, Centeno e Portugal (2004) que encontraram elasticidades entre $-0,056$ e $-0,37$. Vale ressaltar que a literatura nacional não apresentou até o presente momento evidências de não-estacionariedade em modelos de busca por emprego. Em geral, os estudos têm utilizado a PME como principal base de dados (BIVAR, 1993; AVELINO, 2001; MENEZES-FILHO; PICCHETTI, 2000; PENIDO; MACHADO, 2002; ABRAS; DE FELÍCIO, 2005). Contudo, a PME não traz qualquer informação sobre salário de reserva e, portanto, tais estudos assumem implicitamente a estacionariedade dos modelos de busca por emprego.

Segundo Barros, Camargo, e Mendonça (1997), na década de 1990, uma baixa probabilidade de sair do estado de desemprego (ou um longo período de duração do desemprego) no mercado de trabalho brasileiro possuía dois determinantes estruturais imediatos, a saber: *a*) uma baixa taxa de ofertas de emprego; e *b*) um elevado grau de seletividade na escolha das ofertas. Os autores argumentam que a baixa taxa de ofertas de emprego era causada principalmente pelo congestionamento no mercado de trabalho, que em virtude das mudanças estruturais na década de 1990 provocaram uma migração de trabalhadores desqualificados da indústria para o setor de serviços (CAMARGO, 1998). Além disso, os autores argumentaram que a baixa oferta de emprego nesse período era explicada pela tecnologia de busca e a eficiência do sistema de divulgação de vagas de empregos – por exemplo, o Sistema Nacional de Emprego (Sine).

Já o grau de seletividade, além de esta ser afetada pelo custo de busca¹⁵ em termos de produtividade, como argumentado por Barros, Camargo e Mendonça (1997), parece ser afetada, também, pelo grau de qualificação do indivíduo. Isso se justifica pelo fato de que trabalhadores mais qualificados e experientes são mais exigentes, ou seletivos, quanto às ofertas salariais, o que eleva seu salário de reserva e prolonga o seu estado de desemprego como comprovado na primeira parte do estudo. Conseqüentemente, as chances de deixar tal estado tornam-se cada vez menores.

A estratégia de busca por emprego realizada pelos indivíduos também se mostrou relevante na análise. Por exemplo, indivíduos que realizaram a busca por emprego no mercado informal obtiveram chance maior de sair do estado de

15. Barros, Camargo e Mendonça (1997) argumentam que, quanto menor o custo de permanecer desempregado de um subgrupo em relação a seus pares, em termos de produtividade, mais seletivo será este subgrupo em aceitar ofertas de trabalho.

desemprego do que aqueles indivíduos que realizaram a busca com o objetivo de obter uma ocupação formal. Na década de 1990, muito provavelmente, a expansão do setor de serviços (caracterizado por um alto grau de informalidade) e a retração do emprego na indústria (caracterizado pelo baixo grau de informalidade) podem ter alterado a taxa de oferta de empregos entre esses dois setores do mercado de trabalho, onde uma taxa maior de oferta de empregos no setor informal em relação ao setor formal pode ter aumentado as chances de um indivíduo encontrar o emprego procurado no setor informal.

Esse é um aspecto da estrutura do mercado de trabalho brasileiro que motiva estudos futuros e levanta questionamentos como, por exemplo, se uma desregulamentação maior do mercado de trabalho formal, no sentido de reduzir os custos sobre a contratação de mão-de-obra, poderia aumentar a taxa de oferta de empregos e, conseqüentemente, aumentar as chances de um trabalhador sair do estado de desemprego.

Finalmente, este estudo tentou contribuir para ampliar o debate a respeito do desemprego na década de 1990, quando se verificaram profundas transformações estruturais na economia brasileira, utilizando a base de dados da PPV até então pouco explorada nos estudos empíricos sobre o tema.

ABSTRACT

The objective of this study is to analyze the job search activity of unemployed workers in the Brazilian labor market during the 1990's, using microdata from the Pesquisa de Padrão de Vida (PPV) – Living Standards Measurement Survey – from IBGE (1996-1997). Two econometric methodologies are used. Firstly, we estimate a traditional wage regression model using Two Stage Least Squares (TSLS), and the results show that unemployment duration negatively affects the workers' reservation wages, offering for the first time an empirical evidence for the hypothesis of non-stationarity of reservation wages. Secondly, we estimate proportional hazards models, and it is shown that the risk of leaving unemployment is more responsive to the reservation wage when compared to estimates for other countries. The results bring evidence about the key role played by the search model, based on the notion of reservation wage, on estimating the determinants of unemployment in Brazil during de 1990's.

REFERÊNCIAS

- ABRAS, A. L.; DE FELÍCIO, F. Duração e taxa de saída do desemprego: evidência de ausência de dependência na duração para as regiões metropolitanas do Brasil (1984-2000). In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33., 2005, Natal, RN. *Anais...* Natal: Anpec, 2005.
- ADDISON, J. T.; CENTENO, M.; PORTUGAL, P. *Reservation wages, search duration, and accepted wages in Europe*. Bonn: IZA, 2004 (Discussion Paper, n. 1.252).
- ANGRIST, J. D.; KRUEGER, A. B. Instrumental variables and the search for specification: from supply and demand to natural experiments. *Journal of Economic Perspective*, v. 15, n. 4, p. 69-85, 2001.

- AVELINO, R. R. G. *Os determinantes da duração do desemprego em São Paulo*. São Paulo: USP/IPE, 2001 (Texto para Discussão, n. 11).
- BIVAR, W. S. B. *Aspectos da estrutura do desemprego no Brasil: composição por sexo e duração*. Rio de Janeiro: BNDES, 1993. 101 p. (17º Prêmio BNDES de Economia).
- BARROS, R. P. de; CAMARGO, J. M.; MENDONÇA, R. *A estrutura do desemprego no Brasil*. Rio de Janeiro: Ipea, 1997 (Texto para Discussão, n. 478).
- CAMARGO, J. M. *Produtividade e preços relativos: o mercado de trabalho no período pós-estabilização*. Rio de Janeiro: PUC-RJ, 1998 (Texto para Discussão, n. 386).
- CAMARGO, J. M.; NERI, M.; REIS, M. C. *Emprego e produtividade no Brasil na década de noventa*. Rio de Janeiro: PUC-RJ, 1999 (Texto para Discussão, n. 405).
- CARD, D. *Using geographic variation in college proximity to estimate the return to schooling*, NBER, 1993 (Working Paper, n. 4.483).
- CARROLL, N. *Explaining unemployment duration in Australia*. Australia: Centre for Economic Policy Research, Australian National University, 2004 (Working Paper, n. 483).
- CHAHAD, J. P. Z.; PICCHETTI, P. *Mercado de trabalho no Brasil: padrões de comportamento e transformações institucionais*. São Paulo: LTr Editora Ltda., 2003. v. 1. 487, p. 2003, 2003.
- COX, D. R. Regression models ant life-tables. *Journal of the Royal Statistical Society*, v. 34, p. 187-202, 1972.
- _____. Partial likelihood. *Biometrika*, v. 62, p. 269-276, 1975.
- DEVINE, T. J.; KIEFER, N. M. *Empirical labor economics: the search approach*. Oxford, 1991.
- ECKSTEIN, Z.; VAN DEN BERG, G. J. *Empirical labor search models: a survey*. Bonn: IZA, 2003 (Working Paper, n. 929).
- FERNANDES, R.; PICCHETTI, P. Uma análise da estrutura do desemprego e da inatividade no Brasil metropolitano. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 29, n. 1, p. 87-112, 1999.
- HECKMAN, J. J.; SINGER, B. The indentifiability of the proportional hazard model. *Review of Economic Studies*, v. 51, p. 231-241, 1984.
- HOROWITZ, J. L. Semiparametric estimation of a proportional hazard model with unobserved heterogeneity. *Econometrica*, v. 67, n. 5, p. 1.001-1.028, 1999.
- IBGE. *Pesquisa de padrão de vida*. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. 1997.
- JENKINS, S. Easy estimation methods for discrete-time duration models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 57, issue 1, p. 129-138, 1995.
- JONES, R. The relationship between unemployment spell and reservation wages as a test of search theory. *Quarterly Journal of Economics*, v. 103, n. 415, p.741-765, 1988.
- KIEFER, N. M. Economic duration data and hazard functions. *Journal of Economic Literature*, v. 25, p. 646-679, 1988.
- KUPETS, O. *Determinants of unemployment duration in Ukraine*. Ukraine: Economics Education and Research Consortium, 2005 (Working Paper, n. 05-01).
- LANCASTER, T. Econometric methods for the duration of unemployment. *Econometrica*, v. 47, n. 4, p. 939-956, 1979.

_____. Generalized residuals and heterogeneous duration models: with applications to the Weibull model. *Econometrica*, v. 28, n. 1, p. 155-169, 1985.

_____. The econometric analysis of transition data. *Econometric Society Monographs*. Cambridge, 1990.

McCALL, J. Economics of information and job search. *Quarterly Journal of Economics*, v. 84, n. 1, p. 113-126, 1970.

MENEZES-FILHO, N. A.; PICCHETTI, P. Os determinantes da duração do desemprego em São Paulo. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 30, n. 1, p. 23-48, 2000.

MEYER, B. D. Unemployment insurance and unemployment spells. *Econometrica*, v. 58, n. 4, p. 757-782, 1990.

MOFFITT, R. Unemployment insurance and the distribution of unemployment spells. *Journal of Econometrics*, v. 28, p. 85-101, 1985.

NICKELL, S. Estimating the probability of leaving unemployment. *Econometrica*, v. 47, n. 5, p. 1.249-1.266, 1979.

PENIDO, M.; MACHADO, A. N. *Desemprego: evidência da duração no Brasil metropolitano*. Minas Gerais: Cedeplar/UFMG, 2002 (Texto para Discussão, n. 83).

PRENTICE, R. L.; GLOECKLER L. A. *Biometrics*, v. 34, p. 57-67, 1978.

ROGERSON, R.; SHIMER, R.; WRIGHT, R. Search-theoretic models of the labor market. *Journal of Economic Literature*, v. 43, n. 4, p. 959-988, 2005.

VAN DEN BERG, G. J. Nonstationarity in job search theory. *Review of Economic Studies*, v. 57, n. 2, p. 255-277, 1990.

_____. Duration models: specification, identification and multiple durations. *Handbook of Econometrics*, North-Holland: Elsevier Science, v. 5, cap. 55, p. 3.383-3.459, 2001.

WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT Press, 2002.

(Originais submetidos em novembro de 2007. Última versão recebida em junho de 2008. Aprovado em agosto de 2008.)

APÊNDICE A

ESTATÍSTICA DA AMOSTRA DE DADOS

TABELA A.1

Estatísticas descritivas das características dos indivíduos e do domicílio

Amostra total = 2.733	Valor (%)	Motivo da busca por emprego				
		Desemprego	Substituição	Complemento	Ignorados	
		60,26	24,59	12,51	2,63	
Sexo	MAS	57,19	31,32	16,50	7,61	1,76
	FEM	42,81	28,94	8,09	4,90	0,88
Raça	NBRC	38,09	24,48	8,96	3,99	0,66
	BRN	61,91	35,78	15,62	8,53	1,98
Área	URB	81,75	51,41	19,87	8,64	1,83
	RUR	18,25	8,85	4,72	3,88	0,80
Região	NE	55,83	32,89	14,45	7,32	1,17
	SE	44,17	27,37	10,14	5,20	1,46
Valores médios e desvio-padrão ^a						
Idade		28,38	26,80	29,56	33,61	28,57
		(11,45)	(11,26)	(10,97)	(11,19)	(12,62)
Tamanho do domicílio		4,99	5,11	4,77	4,94	4,69
		(2,43)	(2,45)	(2,33)	(2,47)	(2,48)
Anos de estudo		7,05	7,08	7,04	7,01	6,79
		(3,96)	(3,75)	(4,05)	(4,65)	(4,29)
Renda domiciliar		1.259,62	1.242,52	1.348,09	1.168,64	1.257,28
		(1.977,60)	(1.962,83)	(2.077,91)	(1.917,24)	(1.616,63)

Fonte: Dados obtidos da PPV.

Nota: ^aDesvio-padrão entre parênteses.

TABELA A.2

Estatísticas descritivas da atividade de busca por emprego

Amostra total = 2.733		Valor (%)	Motivo da busca por emprego			
			Desemprego	Substituição	Complemento	Ignorados
			60,26	24,59	12,51	2,63
RB30	Sim	53,60	30,26	15,59	6,95	0,80
	Não	46,40	30,00	9,00	5,56	1,83
Setor	Privado	76,55	47,02	18,04	9,37	2,12
	Público	6,22	2,93	2,01	1,10	0,18
	Ambos	17,23	10,32	4,54	2,05	0,33
Sucesso	Sim	39,70	25,98	7,39	4,68	1,65
	Não	60,30	34,28	17,20	7,83	0,99
Duração						
01 ---- 10		72,92	43,65	17,56	9,59	2,12
11 ---- 20		14,23	8,71	3,51	1,76	0,26
21 ---- 30		5,38	3,33	1,39	0,59	0,07
31 ---- 40		3,62	2,12	1,17	0,26	0,07
41 ---- 47		0,48	0,37	0,11	0,00	0,00
= 48 semanas		3,37	2,09	0,84	0,33	0,11
Valores médios e desvio-padrão ^a						
Salário de reserva		349,43 (1,236,01)	306,70 (1,102,62)	484,85 (1,409,79)	406,67 (1,841,73)	223,26 (208,60)
Duração da busca		7,49 (9,18)	7,81 (8,84)	7,33 (10,82)	5,88 (7,91)	5,74 (7,06)

Fonte: Dados obtidos da PPV.

Nota: ^aDesvio-padrão entre parênteses.

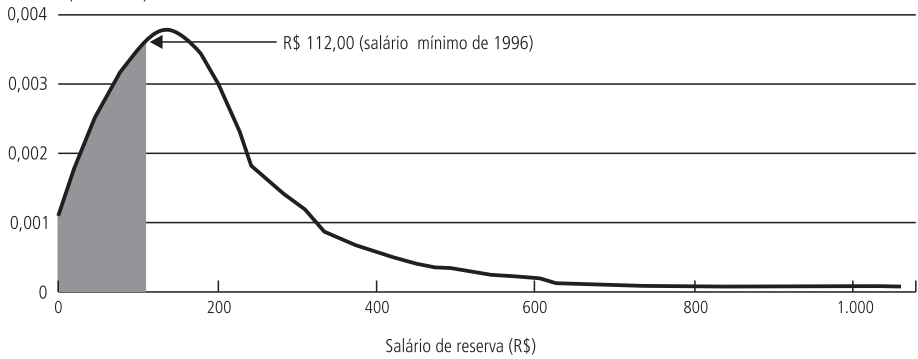
APÊNDICE B

FUNÇÃO DENSIDADE ESTIMADA DO SALÁRIO DE RESERVA

GRÁFICO B.1

Função densidade estimada do salário de reserva para amostra total

(Densidade)



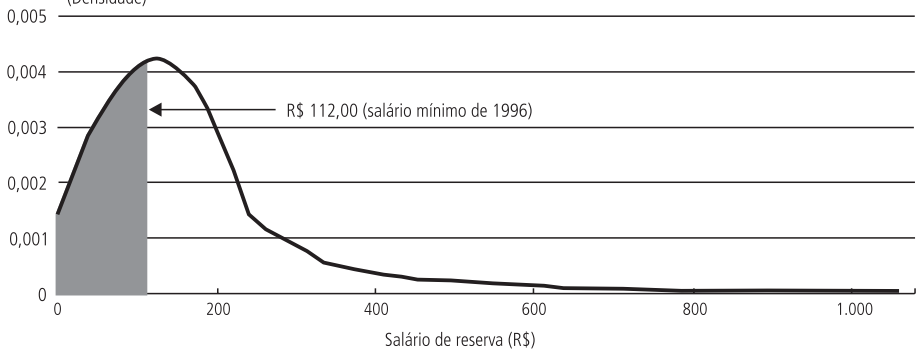
Fonte: Função Kernel de Epanechnikov.

GRÁFICO B.2

Função distribuição estimada do salário de reserva por região geográfica

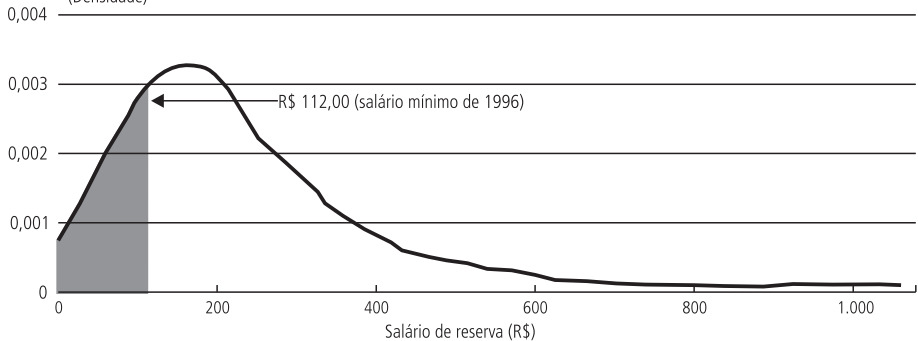
Região Nordeste

(Densidade)



Região Sudeste

(Densidade)



Fonte: Função Kernel de Epanechnikov.

APÊNDICE C

TESTE DE HIPÓTESES PARA OS MODELOS DE SALÁRIO DE RESERVA

TABELA C.1

Testes estatísticos para o modelo de salário de reserva

Testes	Especificação 1	Especificação 2
F 1º estágio <i>EDUC</i>	155,54* (0,000)	163,57* (0,000)
F 1º estágio <i>LNT</i>	15,13* (0,000)	12,72* (0,000)
$F_{(K, N-K-1)}$ Geral	74,41* (0,000)	59,43* (0,000)
DWH $\chi^2_{(2)}$	33,23* (0,000)	38,59* (0,000)
Sargan $\chi^2_{(1)}$	1,28 (0,259)	2,04 (0,153)
Observações	1.343	1.343

Fonte: Elaborada pelos autores.

Notas: Valor-p entre parênteses.

*, ** e *** Significativos a 1%; 5%; e 10%, respectivamente.

ASSIMETRIA CÍCLICA NA POLÍTICA FISCAL DOS ESTADOS BRASILEIROS*

Fabiana Rocha**

Ana Carolina Giuberti***

O objetivo deste artigo é estudar a política fiscal dos estados brasileiros durante o período 1997-2004 no que diz respeito às seguintes questões: a política fiscal tem sido sistematicamente contracíclica ou pró-cíclica? A política fiscal é assimétrica ao longo do ciclo econômico? As evidências obtidas indicam que a política fiscal dos governos estaduais é pró-cíclica e assimétrica. Além disso, a adoção da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) tornou a política fiscal pró-cíclica mais fraca e também simétrica.

1 INTRODUÇÃO

O grande desafio com o qual a política fiscal se defronta é como garantir a sustentabilidade da dívida ao mesmo tempo em que atenua o ciclo econômico. Existiria um dilema em que a ação contracíclica exercida no curto prazo, se mal utilizada, resultaria em custos de longo prazo na forma de dívida excessiva. Por outro lado, a imposição de regras fiscais poderia restringir a ação contracíclica do governo em situações em que seus efeitos seriam claramente benéficos.

Diante dessa questão, este artigo apresenta dois objetivos. O primeiro é verificar como o comportamento fiscal dos estados brasileiros respondeu ao ciclo econômico durante o período 1997-2004. A política fiscal tem sido sistematicamente contracíclica? Barro (1979) concluiu que o peso morto da taxaço seria minimizado sob uma política de suavizamento de impostos e que neste caso a política fiscal é otimamente contracíclica no sentido de que se permite ao governo tomar emprestado durante as recessões, devendo este, entretanto, poupar durante as expansões. Procura-se, desse modo, testar se esta prescrição normativa corresponde ao padrão efetivo de condução da política fiscal. Adicionalmente, a política fiscal é assimétrica ao longo do ciclo, ou seja, é mais frouxa durante as recessões do que apertada nas expansões econômicas? Em outros termos, a reação contracíclica nas recessões é mais forte do que nas expansões? Esta questão é importante porque o comportamento fiscal simétrico ou assimétrico tem implicações diferentes sobre a dinâmica da dívida. Se as reações às flutuações cíclicas são assimétricas, um aumento no déficit seguindo-se a um choque negativo pode não ser compensado por um

* As autoras agradecem a Isabella F. B. R. Silva pelo auxílio na obtenção dos dados da dívida consolidada dos estados e aos comentários de dois pareceristas anônimos que muito contribuíram para melhorar o trabalho em diversos aspectos; Fabiana Rocha agradece o apoio financeiro do CNPq.

** Da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da USP.

*** Do Centro de Ciências Jurídicas e Econômicas (CCJE) da Ufes.

decréscimo correspondente do déficit quando a economia se recupera, de forma que o nível de equilíbrio da razão dívida/PIB aumenta. Uma acumulação expressiva de dívida pode ocorrer caso esse padrão se repita a cada novo choque.

O segundo objetivo é avaliar o impacto da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) sobre a ligação entre política fiscal e ciclo econômico, mais precisamente verificar se a LRF restringiu demasiadamente a condução da política fiscal dos estados. A pesquisa para verificar se as regras fiscais impedem a habilidade do governo de usar a política fiscal para suavizar as flutuações do ciclo econômico tem se limitado quase que aos estados americanos, e os resultados empíricos não são conclusivos (BAYOUMI; EINCHEGREEN, 1995; ALESINA; BAYOUMI, 1996; LEVINSON, 1998). Mais recentemente, contudo, passou-se a questionar o impacto da necessidade de atender o critério de Maastricht até 1998, e a partir daí o Pacto de Estabilidade e Crescimento, sobre a condução da política fiscal européia. Dado que o Brasil adotou uma regra fiscal em 2000, uma questão adicional interessante a ser respondida é se esta impediu a política contracíclica discricionária.

O dilema enfrentado pelos gestores da política fiscal encontra paralelo na atuação dos bancos centrais: a política monetária, se adequadamente conduzida, pode, no curto prazo, ter uma ação contracíclica importante, mas, se mal usada, pode gerar custos de longo prazo na forma de inflação. No entanto, estes últimos sugeriram uma receita. Durante os anos 1970 e 1980, a visão que gradualmente passou a dominar foi a de que a melhor forma de conduzir a política monetária seria seguir uma regra. A adoção de uma regra permitiria conferir credibilidade aos compromissos de longo prazo e garantir, ao mesmo tempo, um pouco da flexibilidade requerida no curto prazo.

Um problema na comparação com a política monetária vem do fato de que a evidência mais recente implica que os efeitos da política fiscal podem ser incertos. Isto porque a partir do debate da equivalência ricardiana, começou-se a acreditar que muito depende de como os agentes econômicos percebem as ações de política fiscal. Aumentos temporários nos impostos são ineficazes porque levam os agentes privados a ajustarem suas poupanças. Assim, o aumento na poupança do governo é exatamente compensada por uma redução na poupança privada sem efeito agregado algum. Aumentos permanentes nos impostos, por outro lado, carecem de credibilidade. No que diz respeito aos gastos, existiria um aspecto de sinalização que não deve ser menosprezado. Os indivíduos respondem a um sinal fiscal mudando suas distribuições de probabilidade para todos os gastos e impostos futuros. Dessa forma, um aumento grande nos gastos levanta questões sobre como estes serão financiados, o que leva novamente a reações compensadoras por parte dos agentes privados. Políticas fiscais contracionistas podem inclusive resultar num efeito expansionista (ver BLANCHARD, 1990; SUTHERLAND, 1997; GIAVAZZI; JAPPELLI; PAGANO, 2000).

Além disso, enquanto medidas de política monetária podem ser definidas bastante rapidamente, medidas fiscais estão sujeitas a um longo processo decisório. Complicadores adicionais para a política fiscal são os fatos de que avaliar a restrição orçamentária não é uma tarefa fácil e de que grande parte das mudanças deve ser aprovada pelo Congresso. O resultado é um alto grau de politização que naturalmente envolve diferenças de opinião e também abre a porta para *lobby* por parte de uma série de grupos de interesse.

Fato é que, a despeito das maiores dificuldades envolvidas na condução da política fiscal e com certo atraso em relação às regras monetárias, vários países adotaram recentemente regras fiscais. A Holanda, a Nova Zelândia, a Suécia, o Reino Unido e os Estados Unidos estabeleceram limites anuais para os gastos. A Nova Zelândia e a Polônia introduziram regras sobre suas dívidas. Os países membros da União Monetária Européia estão sujeitos ao Pacto de Crescimento e Estabilidade, que formaliza o procedimento de déficit excessivo especificado no Tratado de Maastricht. De alguma forma, regras fiscais já estão em vigor há muito tempo. Programas do Fundo Monetário Internacional (FMI) tipicamente incluem objetivos fiscais quantitativos, com uma sanção explícita no caso de não cumprimento: a suspensão do programa de empréstimo.

A adoção de regras fiscais levanta uma série de questões relativas à flexibilidade, à credibilidade e à transparência.¹ Regras fiscais não podem ser extremamente restritivas e limitar a habilidade do governo de fazer uma política fiscal contracíclica quando necessário, o que seria totalmente legítimo. Ainda que alguma flexibilidade seja desejável para que a regra seja operacional, flexibilidade demais pode fazer com que a restrição seja simplesmente ineficaz. Regras devem ser transparentes, o que implica que não devem ser extremamente complicadas, porém fáceis de monitorar e definidas em termos de indicadores fiscais que não possam ser facilmente manipuláveis.

O artigo está organizado da seguinte maneira: a segunda seção faz uma breve revisão da literatura sobre ação fiscal e ciclo econômico e sobre a eventual presença de assimetrias. A terceira seção resume a estrutura analítica a ser usada. A quarta seção apresenta a evidência que caracteriza o comportamento da política fiscal ao longo do ciclo econômico. A quinta seção discute brevemente a LRF e apresenta os resultados de seu impacto sobre a relação entre ciclo econômico e política fiscal. A sexta seção resume as principais conclusões.

2 BREVE REVISÃO DA LITERATURA

A prescrição normativa de que as alíquotas de impostos e a razão gastos discricionários/Produto Interno Bruto (PIB) devem ser constantes ao longo do ciclo

1. Para uma revisão extensiva dos argumentos a favor e contra a adoção de regras fiscais, assim como para a avaliação da experiência de alguns países que adotaram regras fiscais, ver Kennedy e Robbins (2001).

deveria resultar na observância de um padrão contracíclico na política fiscal. Assim, durante um período de expansão da atividade econômica, os gastos do governo como parcela do produto deveriam diminuir por conta dos estabilizadores automáticos, as receitas do governo como parcela do produto deveriam aumentar (dadas as alíquotas constantes e algum grau de progressividade) e, conseqüentemente, os superávits como parcela do produto deveriam aumentar. O oposto deveria ocorrer nos períodos de redução da atividade econômica.

Alguns trabalhos procuraram estimar a sensibilidade da política fiscal ao ciclo econômico em países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) (MELITZ, 1997; ARREAZA; SORENSEN; YOSHA, 1999; WYPLOSZ, 2002; GALI; PEROTTI, 2003). Em geral, a evidência é de que a política fiscal é contracíclica.²

Gavin e Perotti (1997) foram os primeiros a observar que na América Latina a política fiscal é pró-cíclica, ou seja, os gastos do governo como parcela do produto crescem nas expansões e decrescem nas contrações econômicas com os déficits; aumentando nas fases de crescimento da economia e reduzindo nas fases de desaceleração da economia. Além disso, o imposto inflacionário também é baixo nas expansões e alto nas contrações. Talvi e Vegh (2005), Catao e Sutton (2002) e Kaminski, Reinhart e Vegh (2004) observaram que políticas fiscais pró-cíclicas também são observadas em outros países em desenvolvimento, além dos latino-americanos.

Talvi e Vegh (2005) procuram explicar o comportamento pró-cíclico da política fiscal nos países em desenvolvimento, em contraste com o observado nos países do G-7, desenvolvendo um modelo de política fiscal ótima que incorpora uma distorção política. Eles assumem que existe um componente endógeno do gasto do governo que é uma função positiva do superávit. Assim, superávits mais altos levam à pressão por maiores gastos. Dada esta distorção política, um governo que se defronta com flutuações expressivas e antecipadas na base tributária incorrerá em menores impostos e maiores gastos quando a economia estiver expandindo e o contrário quando a economia estiver retraído. Alesina e Tabellini (2005) confirmam que a política fiscal nos países da OCDE é contracíclica e obtêm evidência de que as duas regiões com a política fiscal mais pró-cíclica são a África Subsaariana e a América Latina. Também sugerem uma explicação política para a pró-ciclicidade da política fiscal. No entanto, ao contrário de Talvi e Vegh em que a distorção (a presença de superávits aumenta a propensão do governo a gastar) é assumida, eles a derivam explicitamente de um modelo de política.

Entre as razões apontadas para os países adotarem políticas fiscais pró-cíclicas está a oferta de crédito. Durante períodos em que a economia está em dificuldades os países, em particular os em desenvolvimento, se defrontam com uma forte

2. Para uma discussão das propriedades cíclicas da política fiscal nos países da OCDE ver Perotti (2004).

restrição quantitativa de crédito (simplesmente não podem tomar emprestado) ou em termos de custo de crédito (podem tomar emprestado somente a taxas de juros muito elevadas). Diante disso, incorrem em déficits e têm que cortar os gastos. Durante períodos em que a economia está em expansão, os países podem tomar emprestado com mais facilidade. Efetivamente fazem isso, aumentando o gasto público (ver GAVIN; PEROTTI, 1997; CATAO; SUTTON, 2002; KAMINSKI; REINHAR; VEGH, 2004).

Alesina e Tabellini (2005), por outro lado, argumentam que políticas fiscais pró-cíclicas seriam o resultado de um problema político de agência. Os eleitores se defrontam com governantes corruptos que se apropriam de parte das receitas dos impostos. Os eleitores podem substituir os governantes que abusam de seus poderes de extração de renda política, mas em equilíbrio esta renda nunca pode ser completamente eliminada. Acompanha este problema de agência uma assimetria de informação, uma vez que os eleitores observam o estado da economia, mas não observam o quanto os governantes tomam emprestado. Assim, quando a economia está em expansão, os eleitores demandam mais bens públicos e/ou menores impostos. Com isto os governantes impõem um viés pró-cíclico à política fiscal e se endividam excessivamente.

A literatura, contudo, dedicou muito menos atenção à questão de se a política fiscal reage assimetricamente às fases do ciclo. Poucos são os trabalhos que procuraram avaliar separadamente as reações da política fiscal às fases positivas e negativas do ciclo e, além disso, os resultados obtidos são conflitantes.

Indicações de comportamento assimétrico são encontradas por Buti, Franco e Ongena (1998). Olhando para os países altamente endividados da União Européia (UE) durante o período 1970-1990, eles estimam que a razão déficit/produto é em torno de 6%, quando o produto está próximo ou acima do seu valor potencial, mas cresce para até 8% quando o produto cai abaixo do seu valor potencial. Buti e Sapir (1998) encontram para o mesmo período, para a média dos países da UE, que um hiato do produto ligeiramente negativo está associado a um aumento gradual do déficit, um hiato do produto ligeiramente positivo está associado a um déficit estável e somente um hiato do produto positivo efetivamente grande está associado a uma melhora do déficit. Balassone e Francese (2004) avaliam para 16 países da OCDE a presença de assimetria na condução da política fiscal. Encontram evidência de assimetria significativa na reação da política fiscal a ciclos positivos e negativos, com os saldos fiscais piorando nas recessões e não melhorando nas expansões. Não encontram, contudo, evidência de que as regras fiscais reduziram a habilidade dos governos de conduzirem políticas fiscais estabilizadoras depois de 1992.

Por outro lado, Melitz (2002) aponta que nos países da OCDE a política fiscal foi estabilizadora em todas as fases do ciclo e que o aumento nas razões dívida/PIB não tem qualquer ligação com o ciclo.

Finalmente, Wyplosz (2002) avalia a conexão estatística entre política fiscal e ciclos em quatro países (Estados Unidos, França, Alemanha e Itália), chegando a resultados pouco conclusivos. A evidência de que a política fiscal é contracíclica é bastante fraca, exceto para Itália e Estados Unidos. Nesses países, um aumento de 1% no produto implica um declínio no déficit de 0,4% a 0,5% do produto no curto prazo. Não há também evidência clara de assimetria ao longo do ciclo. O autor procura testar ainda a hipótese levantada por alguns de que para atender o critério de convergência do Pacto de Maastricht até 1998 e os requisitos do Pacto de Estabilidade durante os anos 1990, a política fiscal se tornou menos contracíclica, transformando-se até mesmo em pró-cíclica. Não é encontrada evidência clara de mudança na Alemanha. Na França passou-se a observar assimetria, com o saldo fiscal reagindo contracíclicamente às recessões e pró-cíclicamente às expansões. Na Itália também não foram observados efeitos sobre o saldo fiscal.

3 ESTRUTURA ANALÍTICA

O modelo aqui proposto segue a estrutura apresentada por Balassone e Francese (2004), na qual se separa a razão saldo orçamentário/PIB (b_t) num componente de longo prazo (b_t^l) e num componente cíclico (b_t^c):

$$b_t = b_t^l + b_t^c \quad (1)$$

Assume-se que o governo tem uma razão saldo orçamentário/PIB e uma razão dívida/PIB “desejadas”, denominadas b^* e d^* , respectivamente. Essas razões seriam “desejadas” no sentido de que são as preferidas pelo governo para satisfazer a restrição orçamentária intertemporal.

O componente de longo prazo, também chamado de componente estrutural ou ciclicamente ajustado, é o valor hipotético que o saldo orçamentário assumiria se o hiato do produto fosse zero. Ele é descrito por um processo de ajustamento linear em direção a b^* e d^* , sendo que no longo prazo $d^* = b^*/k$, k taxa de crescimento nominal de equilíbrio do produto:

$$b_t^l = b_{t-1} + \alpha(b^* - b_{t-1}) + \beta(d^* - d_{t-1}) + u_t \quad \alpha, \beta > 0 \quad (2)$$

O componente cíclico, por sua vez, é proporcional à diferença esperada entre o produto efetivo e o produto potencial, ou seja, ao hiato do produto (ω). Ele corresponde ao componente de estabilizador automático e capta a resposta *built-in* do saldo do governo às flutuações cíclicas do produto:

$$b_t^c = \eta E[\omega_t] + v_t \quad (3)$$

O coeficiente η inclui, então, tanto a reação automática do orçamento às condições do ciclo quanto às ações discricionárias tomadas pela autoridade fiscal em resposta a tais condições.

Finalmente, assume-se que o componente cíclico pode ser assimétrico. Isto significa que η pode ser diferente se o hiato é positivo ($\omega_t^p = \omega_t > 0$) ou se o hiato é negativo ($\omega_t^N = \omega_t < 0$). Desta forma, a equação (3) pode ser reescrita como:

$$b_t^c = \eta_p E[\omega_t^p] + \eta_N E[\omega_t^N] + v_t \quad (3')$$

onde:

$\eta_p \neq \eta_N$ e $E[\omega_t^p] = m_t E[\omega_t]$, $E[\omega_t^N] = (1 - m_t) E[\omega_t]$, em que m_t é uma variável *dummy* identificando hiatos do produto positivos e hiatos do produto negativos. Mais precisamente, $m_t = 1$ se $E[\omega_t] > 0$, $m_t = 0$ se $E[\omega_t] < 0$.

Substituindo-se (2) e (3') em (1) obtém-se:

$$b_t = \alpha_0 + \alpha_1 d_{t-1} + \alpha_2 b_{t-1} + \eta_p E[\omega_t^p] + \eta_N E[\omega_t^N] + \varepsilon_t \quad (4)$$

onde:

$$\alpha_0 = (\alpha + \beta/k)b^*, \alpha_1 = -\beta \text{ e } \alpha_2 = (1 - \alpha) \text{ e } \varepsilon_t = (u_t + v_t)$$

Uma política de estabilização consistente requereria $\eta_N, \eta_p > 0$. Assim, uma queda esperada na atividade econômica ($E[\omega_t] < 0$) determinaria uma piora no orçamento e um aumento esperado na atividade econômica ($E[\omega_t] > 0$) determinaria uma melhora no orçamento.

Define-se um índice de assimetria na conduta da política fiscal como:

$$\phi = \eta_N - \eta_p \quad (5)$$

Se $\phi = 0$, a política fiscal é simétrica em relação ao ciclo. Se $\phi > 0$ ou $\phi < 0$, o comportamento fiscal é assimétrico, e estes resultados dependem do sinal e da magnitude de cada um dos coeficientes associados ao hiato positivo e ao hiato negativo do produto. Por exemplo, se a política fiscal é conduzida de forma consistente $\eta_N, \eta_p > 0$ e, no entanto, assimétrica ($\phi > 0$), uma redução na atividade econômica resulta numa piora do orçamento, que é maior do que a melhora causada por uma expansão da atividade econômica, mas esta é apenas uma das possibilidades.

4 RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES

Com base no modelo teórico proposto na seção anterior, procurou-se estudar o comportamento do resultado fiscal dos governos estaduais para o período de 1997 a 2004.³ O primeiro modelo estimado é apresentado a seguir:

$$B_{i,t}^p = \alpha_0 + \alpha_1 D_{i,t-1} + \alpha_2 B_{i,t-1}^p + \eta_p \text{hiatopositivo}_{i,t} + \eta_N \text{hiatonegativo}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

onde $B_{i,t}^p$ é o saldo primário do estado i no ano t em R\$ milhões de 2003,⁴ $D_{i,t-1}$ é a dívida consolidada e $\varepsilon_t = (u_t + v_t + c_i)$ é o termo de erro composto por um termo aleatório $\varepsilon_t = (u_t + v_t)$ e pelo efeito específico para cada estado e constante no tempo c_i .

O hiato do produto é a diferença entre o PIB estadual observado e o PIB estadual potencial.⁵ Já as variáveis *hiatopositivo* e *hiatonegativo* identificam, respectivamente, os hiatos do produto positivos e os hiatos negativos. Assim como em Balassone e Francese (2004), usa-se como medida de hiato a diferença entre o produto observado e o potencial, em vez do hiato esperado, devido à falta de um modelo teórico para a previsão das expectativas do governo quanto ao valor dessa variável.

Em princípio, o uso do saldo primário em vez do saldo total seria justificado pelo fato de a restrição orçamentária intertemporal do governo depender do saldo primário. Além disso, o uso do saldo primário parece mais razoável porque existe probabilidade maior de o gasto primário estar sob o controle discricionário do governo.

No que diz respeito à relação entre dívida e saldo primário, requer-se $\alpha_1 > 0$. Esta relação foi inicialmente usada por Bohn (1998) para testar a solvência do governo. Se $\alpha_1 > 0$, o governo tenta aumentar o saldo primário a fim de reagir ao estoque existente de dívida pública e assim atender a sua restrição orçamentária. Portanto, tal resultado pode ser visto como indicação de que é seguido um regime fiscal ricardiano (AFONSO, 2005).

O gráfico 1 apresenta a média do saldo primário dos estados brasileiros para o período 1995-2004 e a média do saldo da dívida consolidada para o período 1997-2004.

3. O estudo do comportamento cíclico dos gastos do governo é favorecido com o uso de dados para longos períodos de tempo. Contudo, como até o presente momento não foi possível obter dados da dívida consolidada dos estados para o ano de 1996, a análise aqui apresentada ficou restrita ao período 1997-2004. Além disso, também não foi possível obter os dados da dívida consolidada para o Distrito Federal nos anos de 1997 a 1999, o que torna a amostra um painel não balanceado. Fonte dos dados: Secretaria do Tesouro Nacional, Banco Central do Brasil (BCB) e Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

4. As variáveis saldo primário, dívida consolidada e PIB foram deflacionadas com base no Índice Geral de Preços-Disponibilidade Interna (IGP-DI).

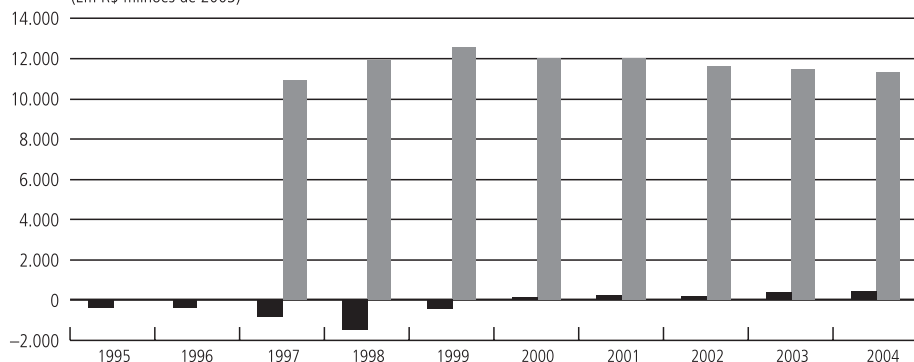
5. O produto potencial foi calculado através do filtro Hodrick-Prescott (HP). Diversos valores para o parâmetro de suavização λ foram utilizados na construção das variáveis *hiatopositivo* e *hiatonegativo* e os resultados obtidos para os parâmetros da equação (6) se mostraram robustos aos diferentes valores empregados. Os resultados reportados na tabela 1 foram obtidos para $\lambda = 100$. A escolha desse valor seguiu o valor original atribuído por Hodrick e Prescott para dados anuais.

Pode-se perceber que a melhora nas contas públicas estaduais, com superávit primário e redução da dívida consolidada, nas média, só ocorre a partir de 2000. Quando a análise é realizada para cada estado individualmente (tabelas A.1 e A.2 em anexo), para a maioria deles, os saldos primários positivos ocorrem entre os anos de 1999 e 2000.

GRÁFICO 1

Saldo primário e dívida consolidada média dos estados brasileiros – 1995-2004³

(Em R\$ milhões de 2003)



Fonte: Secretaria do Tesouro Nacional e BCB. Elaboração das autoras.

³Até o término da elaboração deste artigo não foi possível obter dados da dívida consolidada dos estados para os anos de 1995 e 1996.

■ Saldo primário ■ Dívida

No entanto, essa melhora no resultado primário não necessariamente está acompanhada de sucessivos e crescentes superávits primários. Embora na média, os estados tenham apresentado superávit em suas contas primárias após 2000, com uma pequena redução do saldo apenas em 2002, o estudo de cada um dos estados separadamente (tabela A.1 do anexo) revela que, para o período citado, todos eles apresentaram flutuação no saldo primário com anos de queda que, no caso dos estados Rio de Janeiro, Amazonas, Goiás e Minas Gerais, por exemplo, se concretizaram em déficits.

A presença da variável dependente defasada como variável explicativa do modelo, incluída devido à inércia inerente aos gastos públicos, torna o estimador do modelo de painel com efeito fixo viesado. Para contornar este problema, o modelo foi estimado inicialmente usando-se o método dos momentos generalizado (GMM) proposto por Arellano e Bond (1991). Nos casos em que a variável dependente defasada aparece como estatisticamente insignificante o modelo é reestimado, excluindo-se esta variável e usando-se o estimador de efeito fixo.

O resultado da estimação da equação (6) é apresentado na tabela 1, coluna (a), a seguir. Como o coeficiente da variável dependente defasada é estatisticamente insignificante, o resultado reportado é o da estimação por efeito fixo.⁶

6. Para as demais variáveis explicativas do modelo, os resultados qualitativos, obtidos na estimação por Arellano e Bond, não mudam.

TABELA 1

Comportamento fiscal dos estados brasileiros

Variáveis explicativas/modelos	Variável dependente: resultado primário				
	(a)	(b) [§]	(c)	(d)	(e)
Resultado primário defasado	–	–	–	0,247 (0,115)*	–
Dívida pública defasada	0,392 (0,107)*	0,380 (0,109)*	0,356 (0,105)*	0,166 (0,041)*	0,193 (0,107)**
Hiato positivo do PIB	–0,167 (0,040)*	–0,164 (0,042)*	–0,144 (0,037)*	–96,391 (38,544)*	–0,007 (0,005)
Hiato negativo do PIB	–0,109 (0,043)*	–0,107 (0,046)*	–0,074 (0,045)	–15,844 (18,414)	–0,004 (0,004)
PIB nacional	–	–	–0,003 (0,001)*	–	–
Constante	–4.121,2 (1.155,7)*	–4.014,5 (1.120,4)*	1.639,5 (2.211,3)	191,3 (46,4)*	–229,0 (132,9)**
Número de observações ^a	186	186	186	159	186
Índice de assimetria $\phi = \eta_N - \eta_P$ [valor-p]	0,058 [0,217]	0,057 [0,232]	0,069 [0,118]	80,547 [0,091]	0,004 [0,529]
Autocorrelação de ordem 1 [valor-p]	–	–	–	–2,150 [0,031]	–
Autocorrelação de ordem 2 [valor-p]	–	–	–	–1,290 [0,196]	–

Notas: Erro-padrão robusto entre parênteses. * e ** Significativos a 5% e 10%, respectivamente.

[§] Modelo estimado com a inclusão de variáveis *dummies* para cada ano da amostra. Os valores dos coeficientes dessas variáveis não foram reportados e estão disponíveis com as autoras.

^a Como o método proposto por Arellano e Bond controla para a presença de efeitos fixos por estado, a estimação consistente requer que seja retirada a primeira diferença do modelo. Com isso, as observações do primeiro ano da amostra são perdidas nesse processo, o que resulta numa estimação com 159 observações. Nos casos em que o modelo é estimado por estimador de efeito fixo a amostra apresenta 186 observações.

Os valores apresentados mostram que a política fiscal dos estados brasileiros é pró-cíclica: os coeficientes associados tanto ao hiato positivo do produto quanto ao hiato negativo são negativos e estatisticamente significativos. Segundo o resultado obtido, um aumento no hiato positivo do produto estadual leva a uma queda no saldo primário. Considerando que na fase de expansão do ciclo a arrecadação de impostos tende a aumentar, essa queda no saldo primário está ligada ao aumento do gasto público, o que significa que os governos estaduais estão estimulando ainda mais a economia dos seus estados. Já um aumento no hiato negativo do produto resulta num aumento no saldo primário.⁷ Como um aumento do hiato negativo

7. Como a variável hiato negativo do produto apresenta apenas valores negativos, um aumento de R\$ 1 milhão, por exemplo, nesta variável representa uma variação de –1. Essa variação multiplicada pelo coeficiente –0,109 é igual a 0,109, o que significa, portanto, um aumento do saldo primário.

representa uma redução do crescimento econômico, com a conseqüente queda na arrecadação de impostos, o aumento do saldo primário é obtido, em geral, via redução do gasto público. Ou seja, o governo diminui a demanda da economia num momento em que esta deveria ser estimulada, segundo uma política de estabilização consistente.

No que diz respeito a essa reação da política fiscal às distintas fases do ciclo econômico, o modelo não encontrou diferença significativa. O índice de assimetria $\phi = \eta_N - \eta_p$ é igual a 0,058 e estatisticamente insignificante, o que leva à conclusão de que a política fiscal é simétrica ao longo do ciclo.

Os resultados apresentados nas colunas (b), (c), (d) e (e) são os resultados obtidos com a estimação de especificações alternativas à equação (6), especificações estas que têm por objetivo testar a robustez dos resultados discutidos anteriormente. O modelo cujos resultados estão na coluna (b) inclui efeitos fixos de tempo, por meio de variáveis *dummies* para cada ano da amostra.⁸ O modelo da coluna (c) inclui como variável de controle o PIB nacional, cujo intuito, além de testar a robustez dos resultados como indicado, é aproximar ainda mais o modelo estimado do modelo teórico apresentado na seção 3. Na coluna (d), a equação (6) é estimada com o hiato positivo e hiato negativo do produto medidos em percentual do PIB estadual em vez de R\$ milhões como na coluna (a). Finalmente, na coluna (e) o modelo proposto inicialmente é reformulado para considerar o efeito do tamanho da população sobre a política fiscal. Assim, a variável dependente saldo primário e as variáveis explicativas saldo primário defasado e dívida pública defasada foram transformadas em saldo primário *per capita*, saldo primário *per capita* defasado e dívida pública *per capita* defasada.

Na grande maioria dos modelos, o resultado qualitativo encontrado foi o mesmo apresentado pelo modelo da coluna (a): os coeficientes associados tanto ao hiato positivo do produto quanto ao hiato negativo são negativos e estatisticamente significativos,⁹ o que mostra que a política fiscal dos estados brasileiros é pró-cíclica e que este resultado é bastante robusto. No que tange ao comportamento dos governos estaduais diante das fases de expansão e retração do ciclo, os índices de assimetria calculados para cada modelo foram estatisticamente insignificantes, o que demonstra que este comportamento é simétrico.

O coeficiente negativo, e estatisticamente significativo, apresentado pela variável de controle PIB nacional, no modelo (c), indica que o aumento do produto

8. A sugestão de inclusão de efeitos fixos de tempo tem como objetivo levar em conta a importância do processo político nas decisões fiscais. Foram incluídas ainda *dummies* específicas para os anos imediatamente anteriores à eleição e para os anos de eleição, mas estas também não se mostraram estatisticamente significativas.

9. Com exceção dos modelos (d) para o qual apenas o hiato positivo do produto é estatisticamente significativo, e (e) para o qual tanto o coeficiente do hiato positivo quanto do hiato negativo do produto são estatisticamente insignificantes.

nacional exerce um efeito contrário sobre o saldo primário dos governos estaduais. O acréscimo do produto está associado a uma redução do saldo – devido ao maior gasto público estimulado pelo crescimento econômico –, o que indica uma política fiscal estadual pró-cíclica.

No caso do modelo (d), é interessante observar a interpretação dos coeficientes associados aos hiatos positivo e negativo do produto, e o modo mais claro é por meio de um exemplo. Suponha que para um determinado estado o hiato positivo como proporção do PIB seja igual a 0,1, ou seja, que a diferença entre o produto do estado e o potencial equivalha a 10% do PIB. Se essa diferença passar para 0,2, ou 20% do PIB, então o resultado primário do governo irá reduzir em R\$ 9,639 milhões, em média.¹⁰ Isto significa que quando o produto crescer, os governos estaduais irão aumentar a demanda na economia no montante acima, o que caracteriza uma política fiscal pró-cíclica. Como o índice de assimetria indicou que o comportamento fiscal é simétrico diante do ciclo econômico, tem-se que se o aumento vier a recair no hiato negativo, o governo retira demanda no mesmo valor.

A dívida consolidada influi no resultado do saldo primário. Em todas as especificações apresentadas, o efeito da dívida defasada sobre o saldo primário é positivo e significativo, o que indica que a reação do governo diante do estoque existente da dívida pública é de aumentar o saldo primário, a fim de cumprir a sua restrição orçamentária.

As variáveis *dummies* de ano incluídas no modelo (b) para controlar possíveis efeitos fixos de tempo não são conjuntamente significativas, de acordo com o resultado do teste de Wald – estatística chi-quadrado igual a 8,00 e valor-p igual 0,550. No modelo da coluna (c), o coeficiente da variável de controle PIB nacional foi considerado estatisticamente significativo.

Com exceção da coluna (d), os resultados reportados nas demais colunas foram os obtidos pelo estimador de efeito fixo, uma vez que o coeficiente da variável dependente defasada, obtido na estimação por Arellano e Bond, é estatisticamente insignificante.¹¹ No que diz respeito aos testes de autocorrelação dos resíduos de primeira e segunda ordem para o modelo da coluna (d), os resultados mostram que há correlação de primeira ordem nos resíduos, mas a hipótese de que não há

10. Quando o hiato positivo do produto como proporção do PIB passa de 0,1 para 0,2, tem-se uma diferença de $0,2 - 0,1 = 0,1$, que, multiplicada pelo coeficiente $-96,391$, é igual a $-9,639$. Como a variável dependente é medida em R\$ milhões, tem-se que o resultado é a redução em R\$ 9,639 milhões no saldo primário. Considerando que o PIB estadual médio no período da amostra é de R\$ 437,68 milhões, a variação de 0,1 significa R\$ 43,76 milhões, em média.

11. Novamente, os resultados qualitativos das demais variáveis explicativas, tanto na estimação por efeito fixo quanto na estimação por Arellano e Bond, são os mesmos.

autocorrelação de segunda ordem não é rejeitada, confirmando a hipótese assumida por Arellano e Bond (1991) de que o termo aleatório é ruído branco.¹²

5 POLÍTICA FISCAL ATRAVÉS DO CICLO E A LEI DE RESPONSABILIDADE FISCAL

5.1 Lei de Responsabilidade Fiscal

Na literatura existem várias definições de regras fiscais. Tomando-se a definição de Kennedy e Robbins (2001, p. 2), segundo a qual uma regra fiscal é definida como uma restrição estatutária ou constitucional sobre a política fiscal, que estabelece um limite específico para um indicador fiscal tal como o saldo orçamentário, a dívida, o gasto ou a taxação, é possível afirmar que o histórico de instrumentos de controle fiscal na economia brasileira, apesar de recente, antecede a LRF (Lei Camata, n. 9.496/1997).

Em tese, uma política fiscal conduzida discricionariamente pode levar aos mesmos resultados do que uma regra fiscal, sendo eventualmente superior uma vez que permite uma flexibilidade maior. Por outro lado, pressões eleitorais podem levar os governantes a adotarem escolhas subótimas (CUKIERMAN; MELTZER, 1986), ou governantes que se alternam no poder e que têm preferências diferentes podem escolher um nível de equilíbrio para a dívida maior do que o socialmente ótimo, ao usar a mesma como estratégia para influenciar a escolha dos sucessores (ALESINA; TABELLINI, 1990). Nestes casos, acredita-se que as regras fiscais têm um papel a cumprir, disciplinando o comportamento da autoridade fiscal.

Na prática, regras fiscais foram adotadas por uma série de razões, entre elas conferir credibilidade à política fiscal, ajudar na eliminação de déficits e garantir a solvência de longo prazo da política fiscal.

A LRF foi introduzida em grande medida com base nestas razões, constituindo-se num instrumento para conter os déficits públicos e o endividamento crescente das unidades da federação (UFs). Entretanto, ela não se restringe apenas a impor limites ao gasto e ao endividamento, mas também contempla o orçamento como um todo ao estabelecer diretrizes para sua elaboração, execução e avaliação, o que a torna o instrumento de controle fiscal mais abrangente já instituído no país.

No que diz respeito aos gastos públicos, a LRF estabeleceu limites rígidos para o gasto com pessoal e endividamento público, bem como mecanismos claros para a correção de eventuais desvios. Em caso de arrecadação de receitas menor

12. O outro teste proposto por Arellano e Bond (1991) para esta hipótese é o teste de super identificação de Sargan. No entanto, na presença de heteroscedasticidade este teste tende a super-rejeitar a hipótese nula, invalidando os instrumentos utilizados na estimação. No entanto, cabe ressaltar que não há uma versão robusta para esse teste. Como foi detectada a presença de heteroscedasticidade no modelo e reportados os erros-padrão robustos, apenas os testes de autocorrelação de primeira e segunda ordem foram realizados.

do que o previsto, os governos subnacionais ficam impossibilitados de fazer empenhos para garantir o cumprimento das metas fiscais, exceto se as despesas forem de caráter obrigatório, constitucionais ou legais, ou se forem ressalvadas na Lei de Diretrizes Orçamentárias (LDO), ou ainda, se o empenho estiver ligado ao serviço da dívida. Além disso, a LRF instituiu a chamada Regra de Ouro, na qual os governos subnacionais ficam proibidos de contratar empréstimos para fazer frente a despesas correntes, ou seja, o montante de operações de crédito em cada exercício fica limitado ao montante da despesa de capital. A fim de evitar comportamentos oportunistas por parte dos governantes em anos de eleição, especialmente em caso de reeleições, foram instituídos mecanismos de controle das finanças públicas específicos para estes períodos. Além disso, novas despesas de caráter permanente (por prazo superior a dois anos) só podem ser criadas com a contrapartida de uma fonte de receita ou a redução de outra despesa. Os limites impostos pela LRF devem ser observados durante toda a execução do orçamento.

Por último, a questão da transparência volta a ser contemplada com a obrigatoriedade da publicação, ao fim de cada semestre, do Relatório Resumido de Execução Orçamentária por todos os poderes, bem como a entrega, ao final de cada quadrimestre, do Relatório de Gestão Fiscal. Esse relatório contém os demonstrativos do período do exercício, a comparação entre os limites estabelecidos pela lei e o alcançado pelo ente, e a indicação das medidas corretivas adotadas caso algum limite tenha sido ultrapassado.

Ainda que se acredite num enfraquecimento da LRF (MENDES, 2006), existem alguns trabalhos que apontam que esta representou um avanço na promoção do equilíbrio fiscal.¹³ Oliveira (2004), por exemplo, argumenta que a LRF criou uma “consciência de responsabilidade fiscal”, tendo três impactos importantes sobre a administração pública: *a*) o aumento do interesse pelo processo orçamentário e administração tributária; *b*) aumento do interesse pela modernização e melhora dos mecanismos de arrecadação e controle de gastos; e *c*) a mobilização dos tribunais de contas. Nakaguma e Bender (2006) avaliam o comportamento fiscal dos estados brasileiros durante o período 1986-2002 e concluem que a LRF funcionou como um instrumento efetivo para o controle do endividamento e para a redução das despesas de custeio dos estados.

Dessa forma, aparentemente a LRF tem cumprido o seu papel de ajudar a promover a responsabilidade e credibilidade fiscal. Embora este aspecto seja fundamental, dado que o país vinha sofrendo de falta crônica de disciplina fiscal, fica aberta a questão do impacto da LRF sobre a flexibilidade legítima da política fiscal de lidar com os movimentos cíclicos. Os resultados anteriores indicam que a política

13. Para uma discussão dos aperfeiçoamentos necessários para que a LRF avance na consolidação da seriedade fiscal ver Khair, Afonso e Oliveira (2006).

fiscal dos estados é pró-cíclica, o que é indesejável. Neste caso, há flexibilidade demais e a preocupação seria verificar se a LRF foi capaz de impor disciplina à autoridade fiscal, não no sentido de atender os limites especificados como discutido na literatura resenhada brevemente acima, mas de permitir um menor relaxamento no curto prazo que levasse a um acúmulo de dívida no futuro. Assim, o próximo passo é verificar o impacto da LRF sobre o uso da política fiscal. A política fiscal antes da LRF era excessivamente pró-cíclica e com a lei se tornou menos pró-cíclica? Neste caso, esperam-se coeficientes de mesmo sinal, mas menores, indicando que a política fiscal permaneceu pró-cíclica, no entanto mais fraca. Uma mudança de sinal indicaria que a política fiscal passou a ser contracíclica.

5.2 Evidências do impacto da Lei de Responsabilidade Fiscal

Com o intuito de observar se a LRF modificou o comportamento fiscal dos governos estaduais ao longo do ciclo, um segundo modelo foi estimado. Neste modelo, cuja equação é apresentada a seguir e os resultados encontram-se na coluna (a) da tabela 2, a variável LRF é uma variável binária que assume valor igual a 1 para os anos em que a LRF está em vigor e zero, caso contrário. As interações entre esta variável binária e as variáveis dívida consolidada defasada, saldo primário defasado, hiato positivo do produto e hiato negativo são incluídas no modelo para captar a possível mudança na política fiscal.

$$\begin{aligned}
 B_{i,t}^p = & \alpha_0 + \alpha_1 D_{i,t-1} \text{antesLRF} + \alpha_2 D_{i,t-1} \text{depoisLRF} + \alpha_3 B_{i,t-1}^p + \\
 & + \alpha_4 B_{i,t-1} \text{depoisLRF} + \alpha_5 \text{LRF} + \eta_{AP} \text{hiatopositivoantesLRF}_{i,t} + \\
 & + \eta_{DP} \text{hiatopositivodepoisLRF}_{i,t} + \eta_{AN} \text{hiatonegativoantesLRF}_{i,t} + \\
 & + \eta_{DN} \text{hiatonegativodepoisLRF}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \tag{7}$$

Este segundo modelo apresenta resultados interessantes. De acordo com os valores apresentados na coluna (a) na tabela 2, a LRF possui um efeito positivo sobre o saldo primário, ou seja, a lei resulta numa melhor condução da política fiscal no que diz respeito à obtenção de bons resultados primários.

No que tange à condução da política fiscal dos estados, esta é pró-cíclica e assimétrica antes da LRF. Os coeficientes associados a ambos os hiatos são negativos, mas apenas o coeficiente do hiato negativo é estatisticamente significativo, e o índice de assimetria de $-0,673$ é estatisticamente diferente de zero. Isto significa que os governos estaduais atuam de forma a ampliar o ciclo econômico, diminuindo a demanda nos momentos de retração do ciclo e aumentando a demanda nos momentos de expansão. Além disso, a política fiscal reage de modo diferente às distintas fases do ciclo econômico, sendo seu impacto maior nos períodos de contração do produto.

TABELA 2

Comportamento fiscal dos estados brasileiros: efeitos da LRF

Variáveis explicativas/modelos	Variável dependente: resultado primário				
	(a)	(b) [§]	(c)	(d)	(e)
Resultado primário defasado	-	-	-	-	-
LRF	795,043 (218,643)*	1131,270 (285,420)*	704,895 (285,888)*	355,359 (492,051)	144,505 (52,836)*
Resultado primário defasado depois da LRF	0,153 (0,141)	0,100 (0,128)	0,149 (0,140)	0,110 (0,138)	-0,110 (0,133)
Dívida pública defasada depois da LRF	0,355 (0,103)*	0,365 (0,106)*	0,353 (0,104)*	0,216 (0,069)*	0,151 (0,090)**
Dívida pública defasada antes da LRF	0,300 (0,097)*	0,308 (0,100)*	0,298 (0,097)*	0,173 (0,060)*	0,087 (0,091)
Hiato positivo do PIB depois da LRF	-0,044 (0,136)	-0,055 (0,142)	-0,042 (0,137)	-0,375 (37,690)	0,004 (0,008)
Hiato positivo do PIB antes da LRF	-0,047 (0,038)	-0,048 (0,037)	-0,047 (0,037)	-116,764 (68,196)**	0,0004 (0,003)
Hiato negativo do PIB depois da LRF	-0,090 (0,041)*	-0,099 (0,042)*	-0,085 (0,043)*	-15,324 (22,851)	-0,003 (0,003)
Hiato negativo do PIB antes da LRF	-0,720 (0,238)*	-0,729 (0,241)*	-0,694 (0,254)*	-70,506 (64,923)	-0,068 (0,018)*
PIB nacional	-	-	-0,001 (0,001)	-	-
Constante	-4402,8 (1109,1)*	-4491,9 (1139,1)*	-3233,8 (2615,1)	-2429,0 (825,0)*	-282,3 (124,5)*
Número de observações	186	186	186	186	186
Índice de assimetria antes da LRF $\phi = \eta_N - \eta_p$ [valor-p]	-0,673 [0,009]	-0,680 [0,009]	-0,648 [0,018]	46,257 [0,707]	-0,068 [0,001]
Índice de assimetria depois da LRF $\phi = \eta_N - \eta_p$ [valor-p]	-0,046 [0,769]	-0,044 [0,780]	-0,043 [0,781]	-14,949 [0,786]	-0,007 [0,437]

Notas: Erro-padrão entre parênteses.* e ** Significativos a 5% e 10%, respectivamente.

[§] Modelo estimado com a inclusão de variáveis *dummies* para cada ano da amostra. Os valores dos coeficientes dessas variáveis não foram reportados e estão disponíveis com as autoras.

Após a promulgação da LRF, pode-se observar uma mudança no comportamento fiscal dos estados. Os coeficientes associados tanto ao hiato positivo quanto ao hiato negativo do produto continuam negativos, e apenas o coeficiente do hiato negativo é considerado estatisticamente significativo. O fato de a magnitude do coeficiente do hiato negativo ser menor depois da LRF indica que a política fiscal tornou-se menos pró-cíclica. Considerando que a ação pró-cíclica do governo vai em direção contrária à boa condução da política fiscal, tem-se que este é um impacto benéfico da LRF. Além disso, para o período posterior à adoção da lei, a política fiscal passou a ser simétrica. O resultado do teste de hipótese para o

índice de assimetria depois da LRF não rejeita a hipótese nula de que este índice é igual a zero.

Os resultados apresentados nas colunas (b), (c), (d) e (e) da tabela 2 são os resultados obtidos com a estimação de especificações alternativas à equação (7), nos mesmos moldes das especificações apresentadas na tabela 1 e com o mesmo objetivo de testar a robustez dos resultados. Assim, o modelo da coluna (b) inclui efeitos fixos de tempo, por meio de variáveis *dummies* para cada ano da amostra; o modelo da coluna (c) inclui como variável de controle o PIB nacional; na coluna (d), a equação (7) é estimada com o hiato positivo e hiato negativo do produto medidos em percentual do PIB estadual em vez de R\$ milhões como na coluna (a); e na coluna (e) a variável dependente saldo primário e as variáveis explicativas saldo primário defasado, saldo primário defasado depois da LRF, dívida pública defasada antes da LRF e dívida pública defasada depois da LRF foram transformadas em saldo primário *per capita*, saldo primário *per capita* defasado, saldo primário *per capita* defasado depois da LRF, dívida pública *per capita* defasada antes da LRF e dívida pública *per capita* defasada depois da LRF.

Em todos esses modelos, o resultado qualitativo encontrado foi o mesmo apresentado pelo modelo da coluna (a). Antes da promulgação da LRF, a política fiscal estadual é pró-cíclica e assimétrica. Os coeficientes associados a ambos os hiatos são negativos¹⁴ e apenas o coeficiente do hiato negativo é significativo.¹⁵ O índice de assimetria antes da LRF é considerado estatisticamente diferente de zero em todos os modelos. Após a LRF a atuação dos governos estaduais continua pró-cíclica, embora com uma magnitude menor do que a que prevalecia anteriormente. Os índices de assimetria depois da LRF calculados para cada modelo também foram considerados estatisticamente iguais a zero. No que diz respeito à LRF, esta apresenta um efeito positivo sobre o saldo primário e significativo em todos os modelos.

O PIB nacional apresentou sinal negativo, consistente com uma política fiscal pró-cíclica, embora o valor estimado não seja estatisticamente significativo.

A dívida consolidada influi no saldo primário antes e depois da LRF e este resultado está presente em todas as especificações. Antes e depois da LRF, o efeito da dívida defasada sobre o saldo primário é positivo e significativo.¹⁶ Contudo, após a promulgação da lei, o efeito da dívida sobre o saldo apresenta uma magnitude

14. Com exceção do hiato positivo do modelo da coluna (e), que é positivo, mas estatisticamente insignificante. Entretanto, como o hiato negativo do produto possui sinal negativo e estatisticamente significativo, tem-se que a política é pró-cíclica.

15. Com exceção do modelo (d) para o qual apenas o hiato positivo do produto é estatisticamente significativo. No entanto, como este coeficiente é negativo, conclui-se que a política é pró-cíclica.

16. A exceção neste caso está no modelo da coluna (e), no qual a dívida defasada afeta positivamente o saldo primário apenas após a lei. Entretanto, o coeficiente da variável dívida defasada antes da LRF também é positivo.

maior.¹⁷ Percebe-se, assim, que diante de um aumento da dívida num período, a política fiscal reage com um aumento do saldo primário no período seguinte, o que contribui para o controle da dívida pública. Além disso, esta reação se ampliou após a LRF.

As variáveis *dummies* de ano incluídas no modelo (b) para controlar possíveis efeitos fixos de tempo não são conjuntamente significativas de acordo com o resultado do teste de Wald – estatística chi-quadrado igual a 2,24 e valor-p igual a 0,07. No modelo da coluna (c), o coeficiente da variável de controle PIB nacional foi considerado estatisticamente insignificante.

Em todas as colunas, os resultados reportados foram os obtidos pelo estimador de efeito fixo, uma vez que o coeficiente da variável dependente defasada é estatisticamente insignificante em todos os modelos.¹⁸

6 CONCLUSÃO

Diante do questionamento da eficácia da política fiscal em atenuar o ciclo econômico e promover o crescimento, diversos estudos, como mostra a segunda seção deste artigo, investigaram o modo como a política fiscal se comporta perante as flutuações do produto. Em geral, os resultados alcançados mostram que nos países da OCDE a política fiscal é contracíclica, e nos países em desenvolvimento, em especial na América Latina, é predominantemente pró-cíclica, o que acentua a instabilidade econômica e contraria os preceitos normativos segundo os quais a política fiscal deve ser estabilizadora e consistente.

Ainda dentro desta argumentação, coloca-se a questão de se a política fiscal reage de modo diferente às fases do ciclo. No entanto, a presença de assimetria na condução da política fiscal recebeu menor atenção da literatura e os resultados obtidos não foram consensuais.

Neste contexto, o objetivo deste artigo foi examinar o papel da política fiscal ao longo do ciclo econômico, analisando-se os estados brasileiros no período de 1997 a 2004. Procurou-se, ainda, avaliar o impacto da LRF sobre a relação entre política fiscal e ciclo econômico. Isto porque o desafio com o qual a política fiscal se defronta é como garantir a sustentabilidade da dívida ao mesmo tempo em que promove políticas contracíclicas. Uma alternativa para combinar de forma crível esses compromissos de longo e curto prazos seria a adoção de regras fiscais. Contudo, uma vez estabelecidas, elas não devem ser rígidas demais, de forma a eliminar a

17. Em todas as distintas especificações, a diferença entre os coeficientes da dívida consolidada antes e depois da LRF é positiva e, de acordo com o teste de Wald, a hipótese nula de que esse valor seja igual a zero é rejeitada ao nível de significância de 5%. A única exceção está no modelo (e), para o qual estae hipótese só é rejeitada a um nível de significância de 15%.

18. No que tange aos resultados das demais variáveis explicativas, a estimação por Arellano-Bond apresenta as mesmas conclusões qualitativas.

flexibilidade legítima da política fiscal de lidar com os movimentos cíclicos. A adoção da LRF para conferir credibilidade à política fiscal, ajudar na eliminação de déficits e garantir a solvência de longo prazo da política fiscal torna interessante, então, a avaliação do papel desta no conflito flexibilidade *versus* credibilidade.

Os resultados obtidos permitem concluir que as políticas conduzidas pelos governos estaduais antes da LRF eram pró-cíclicas e assimétricas, o que mostra que esses governos atuavam de modo a exacerbar o ciclo de suas economias. No que diz respeito à condução da política fiscal após a lei, os resultados mostram que embora ela continue pró-cíclica, sua magnitude é menor e sua reação às distintas fases do ciclo econômico não apresenta mais diferença, ou seja, ela passou a ser simétrica. Se admitirmos que a condução de uma política fiscal pró-cíclica, além de aumentar a amplitude do ciclo, torna o produto mais instável, a menor reação desta política diante das variações do produto pode ser considerada um benefício da LRF à economia dos estados brasileiros.

A conclusão deste artigo de que a LRF trouxe benefícios às economias estaduais ao restringir a atuação da política fiscal é um primeiro passo no entendimento das possíveis contribuições das regras fiscais para a condução da política fiscal. Uma futura extensão deste trabalho deve envolver a avaliação das receitas e despesas separadamente, para que se possa ter uma melhor distinção das reações automáticas e discricionárias da política fiscal ao ciclo. Mais ainda, deve considerar o papel que arranjos institucionais teriam no sentido de permitir que sejam combinados com credibilidade os compromissos de longo prazo com a flexibilidade requerida no curto prazo para que a estabilização do produto seja alcançada. Mais precisamente, avaliar as vantagens e desvantagens das regras fiscais, que aparentemente em algum grau funcionam, e decidir se a solução é aprimorá-las ou substituí-las por novas instituições.

ABSTRACT

This paper aims to study the behavior of Brazilian States' fiscal policy during the period 1997-2004. It seeks to answer two questions: is the fiscal policy pro-cyclical or anti-cyclical? Is its behavior asymmetric during contractions and expansions? The evidence indicates that the States fiscal policy is pro-cyclical and asymmetric. Besides, the adoption of the Fiscal Responsibility Law made the pro-cyclical fiscal policy weaker and also symmetric.

REFERÊNCIAS

- AFONSO, A. *Ricardian fiscal regimes in the European Union*. European Central Bank, 2005 (Working Paper, n. 558).
- ALESINA, A.; BAYOUMI, T. *The costs and benefits of fiscal rules: evidence from the U.S. States*. 1996 (NBER Working Paper, n. 5.614).

ALESINA, A.; TABELLINI, G. A positive theory of fiscal deficits and government debt. *Review of Economic Studies*, v. 57, n. 3, p. 403-414, 1990.

_____. Why is fiscal policy often procyclical? 2005. Mimeografado.

ARREAZA, A.; SORENSEN, B. E.; YOSHA, O. Consumption smoothing through fiscal policy in OECD and EU countries. In: POTERBA, J. M.; Von HAGEN, J. (Eds.). *Fiscal institutions and fiscal performance*. Chicago: University of Chicago Press, 1999.

ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, v. 58, n. 2, p. 277-297, 1991.

BALASSONE, F.; FRANCESE, M. *Cyclical asymmetry in fiscal policy, debt accumulation and the Treaty of Maastricht*. Banca D'Italia, Dec. 2004 (Temi di Discussione, n. 531).

BARRO, R. J. On the determination of public debt. *Journal of Political Economy*, v. 89, p. 940-971, 1979.

BAYOUMI, T.; EICHENGREEN, B. Restraining yourself: the implications of fiscal rules for economic stabilization. *IMF Staff Papers*, v. 42, n.1, p. 32-48, 1995.

BLANCHARD, O. J. Comment on Giavazzi, Pagano. In: BLANCHARD, O.; FISHER, S. (Eds.). *NBER Macroeconomics Annual*. MIT Press, Cambridge, MA, 1990.

BOHN, H. The behavior of U.S. public debt and deficits. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 13, p. 949-963, 1998.

BUTI, M.; FRANCO, D.; ONGENA, H. Fiscal discipline and flexibility. In: MEU: the implementation of the stability and growth pact. *Oxford Review of Economic Policy*, v. 14, n. 3, p. 81-97, 1998.

BUTI, M.; SAPIR, A. *Economic policy in EMU: a study by the European Commission Services*. Oxford: Clarendon Press, 1998.

CATAO, L. A.; SUTTON, B. W. *Sovereign defaults: the role of volatility*. International Monetary Fund, 2002 (IMF Working Papers, n. 02/149).

CUKIERMAN, A.; MELTZER, A. H. A positive theory of discretionary policy, the cost of democratic government and the benefits of a Constitution. *Economic Inquiry*, v. 24, n. 3, p. 367-388, 1986.

GALI, J.; PEROTTI, R. Fiscal policy and monetary integration in Europe. *Economic Policy*, n. 37, p. 535-572, 2003.

GAVIN, M.; PEROTTI, R. Fiscal policy in Latin America. In: BERNANKE, B.; ROTEMBERG, J. (Eds.). *NBER Macroeconomics Annual 1997*. Cambridge, MA: MIT Press, 1997.

GIAVAZZI, F.; JAPPELLI, T.; PAGANO, M. Searching for non-linear effects of fiscal policy: evidence from industrial and developing countries. *European Economic Review*, v. 44, n. 7 p. 1.259-1.289, 2000.

KAMINSKI, G.; REINHART, C.; VEGH, C. When it rains it pours: procyclical capital flows and macroeconomic policies. In: GERTLER, M.; ROGOFF, K. (Eds.). *NBER Macroeconomics Annual 2004*. Cambridge, MA: MIT Press, 2004.

KENNEDY, S.; ROBBINS, J. *The role of fiscal rules in determining fiscal performance*. Department of Finance, Canada, 2001 (Working Papers).

KHAIR, A.; AFONSO, J. R.; OLIVEIRA, W. de. Lei de Responsabilidade Fiscal: os avanços e aperfeiçoamentos necessários. In: MENDES, M. (Org.). *Gasto público eficiente: 91 propostas para o desenvolvimento do Brasil*. Topbooks, Instituto Fernando Braudel, p. 275-317, 2006.

LEVINSON, A. Balanced budgets and business cycles: evidence from the states. *National Tax Journal*, v. 51, n. 4, p. 715-732, 1998.

MELITZ, J. *Some cross-country evidence about debt, deficits and the behaviour of monetary and fiscal authorities*. CEPR, 1997 (Discussion Paper, n. 1.653).

_____. Debt, deficits and the behaviour of monetary and fiscal authorities. In: BUTI, M.; Von HAGEN, J.; MARTINEZ-MONGAY, C. (Eds.). *The behaviour of fiscal authorities*. Basingstoke: Palgrave, 2002.

MENDES, M. Ineficiência do gasto público no Brasil. *Boletim de Desenvolvimento Fiscal*, Ipea, 2006.

NAKAGUMA, M. Y.; BENDER, S. A emenda da reeleição e a Lei de Responsabilidade Fiscal: impactos sobre ciclos políticos e performance fiscal dos estados (1981-2002). *Revista de Economia Aplicada*, v. 10, p. 377-397, 2006.

OLIVEIRA, W. de. Lei de Responsabilidade Fiscal, margem de expansão e o processo legislativo federal. Brasília: Esaf, 2004. Monografia premiada em 1º lugar no *Finanças Públicas*, IX Prêmio Tesouro Nacional, 2004.

PEROTTI, R. Fiscal policy in good times and bad. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 114, n. 4, p. 1.399-1.436, Nov. 1999.

SUTHERLAND, A. Fiscal crises and aggregate demand: can high public debt reverse the effects of fiscal policy? *Journal of Public Economics*, v. 65, n. 2, Aug. 1997.

TALVI, E.; VEGH, C. Tax base variability and procyclicality of fiscal policy. *Journal of Development Economics*, 2005.

WYPLOSZ, C. *Economic policy coordination in EMU: strategies and institutions*. Paper presented at the German-French Economic Forum in Bonn, Jan. 1999.

_____. *Fiscal rules or institutions?* 2002. Mimeografado.

(Originais submetidos em março de 2007. Última versão recebida em junho de 2008. Aprovado em agosto de 2008.)

ANEXO

TABELA A.1

Resultado primário

(Em R\$ milhões de 2003)

Estados	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
AC	-20,3	-59,0	-94,3	114,1	101,8	68,3	87,9	65,4
AL	342,3	353,7	-7,8	53,6	341,1	403,8	140,7	187,9
AM	317,3	-179,0	195,8	374,9	-268,5	142,9	179,9	190,6
AP	12,0	49,6	56,2	145,1	69,3	5,6	11,7	20,4
BA	-917,0	-4.970,8	-267,0	551,2	227,0	688,8	477,5	872,6
CE	-339,4	-976,8	-1.482,0	-91,0	-89,2	40,8	221,5	301,4
DF	-207,7	-114,9	160,9	129,9	263,8	155,2	101,8	99,2
ES	-628,7	-1.163,6	-323,0	166,3	349,6	171,1	378,8	384,5
GO	-425,0	-1.490,2	-843,6	315,7	-808,3	321,5	552,2	289,0
MA	560,2	532,2	-297,6	588,0	106,8	204,7	42,1	555,7
MG	34,0	-7.604,2	1.751,2	381,1	-58,5	-1.081,7	1.129,0	1.425,4
MS	-118,2	-428,1	171,5	17,3	176,2	179,1	43,7	122,6
MT	27,6	-642,6	374,9	209,9	454,5	125,1	412,1	501,3
PA	-91,2	-605,5	-224,5	220,9	213,4	141,6	113,0	147,4
PB	85,5	-16,3	24,7	162,7	-104,9	-42,0	61,4	2,7
PE	43,5	-2.837,6	-96,4	-508,1	-237,8	-82,8	308,4	359,1
PI	52,3	86,3	117,5	262,6	207,7	54,2	-220,4	23,0
PR	-2.537,8	-6.015,6	-8.882,8	-1.365,5	572,5	602,2	752,6	790,7
RJ	-4.921,5	-5.288,4	-2.312,2	137,1	-775,2	264,9	1.847,9	1.884,7
RN	-275,6	-1.101,7	-6,6	98,6	80,6	57,4	70,4	59,5
RO	-37,7	-1.162,4	41,9	114,6	133,3	40,1	147,8	130,1
RR	-5,3	24,5	28,5	-38,8	-44,0	150,0	-47,0	156,5
RS	-2.675,5	-7.509,0	-634,9	-888,1	-305,4	407,3	504,9	52,5
SC	178,7	-286,0	32,4	-664,1	628,6	-898,7	-408,0	391,2
SE	-233,4	-699,5	-113,7	139,8	159,4	160,3	81,6	23,6
SP	-11.125,3	988,1	952,8	2.565,6	4.014,6	2.681,2	3.251,5	2.791,1
TO	-71,5	16,4	105,7	203,0	221,4	-54,2	-68,8	70,5
Total	-22.977,8	-41.100,3	-11.572,4	3.396,2	5.630,0	4.906,4	10.174,4	11.898,5
Média	-851,0	-1.522,2	-428,6	125,8	208,5	181,7	376,8	440,7

Fonte: Execução orçamentária dos estados – STN.

Elaboração das autoras.

TABELA A.2

Dívida consolidada
(Em R\$ milhões de 2003)

Estado	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
AC	901,6	979,3	997,3	1.130,5	942,2	812,7	749,3	715,0
AL	4.469,4	4.767,3	4.099,5	4.359,4	4.322,2	4.386,3	4.496,6	4.422,6
AM	2.312,1	2.206,8	2.653,0	3.113,2	2.731,0	2.486,8	2.198,2	1.886,2
AP	166,6	173,3	167,4	157,8	123,6	247,4	260,5	244,3
BA	12.466,8	12.362,4	12.997,1	13.483,1	13.623,7	13.593,6	12.419,1	11.755,4
CE	3.586,0	4.512,7	5.524,8	5.406,4	5.295,1	5.269,9	4.448,9	3.853,5
DF	-	-	-	1.965,5	1.827,5	1.936,3	1.869,7	2.124,3
ES	2.368,4	2.555,0	4.127,5	2.964,2	3.045,0	3.191,0	3.385,6	3.071,9
GO	12.627,0	11.819,1	12.193,8	12.691,4	12.289,6	11.591,2	11.213,5	10.725,5
MA	5.349,8	5.333,6	6.373,8	6.396,1	6.522,9	6.457,0	5.587,6	5.208,6
MG	31.491,1	37.711,5	37.219,7	38.878,2	39.661,4	37.358,6	37.713,6	38.093,6
MS	6.256,6	5.477,4	5.631,4	6.345,5	6.134,0	5.868,7	5.662,2	5.352,0
MT	6.418,6	6.166,1	7.327,8	6.895,7	7.555,5	6.549,7	5.942,4	5.390,3
PA	2.273,0	2.578,7	2.436,3	2.398,4	2.532,2	2.481,2	2.297,0	2.353,8
PB	2.807,1	3.179,8	2.801,1	3.664,7	3.351,4	3.114,8	2.735,7	2.444,8
PE	4.422,4	5.459,0	6.571,3	6.990,1	6.753,8	6.127,1	5.429,0	4.910,4
PI	2.941,0	3.018,4	3.037,8	3.304,1	3.244,2	3.027,1	2.757,3	2.593,1
PR	4.916,4	5.479,8	10.516,2	11.991,6	12.088,1	13.367,2	12.484,5	12.550,8
RJ	25.317,3	35.238,1	54.623,1	41.792,7	43.861,1	39.359,0	40.060,4	39.046,1
RN	1.303,2	1.422,2	1.388,3	1.479,7	1.471,0	1.395,1	1.197,5	1.230,7
RO	667,3	1.959,1	965,2	2.139,6	2.055,8	1.885,1	1.889,8	1.846,3
RR	35,6	56,3	121,0	249,3	263,8	335,5	303,9	254,6
RS	23.513,9	26.929,7	26.719,0	31.377,0	27.685,7	27.303,2	27.606,8	27.069,6
SC	9.803,8	9.333,1	10.439,2	9.258,4	8.552,6	9.478,5	9.159,3	8.935,4
SE	1.775,2	1.955,4	1.802,0	1.755,9	1.607,9	1.479,7	1.390,7	1.331,5
SP	115.945,5	117.608,6	105.420,3	103.470,1	105.941,7	104.602,3	106.832,6	108.273,9
TO	609,5	668,1	803,2	699,2	801,7	941,0	886,2	766,8
Total	284.745,2	308.950,9	326.957,2	324.358,0	324.284,4	314.646,0	310.977,9	30.6451,1
Média	10.951,7	11.882,7	12.575,3	12.013,3	12.010,5	11.653,6	11.517,7	11.350,0

Fontes: STN e BCB.

Elaboração das autoras.

CICLOS DE NEGÓCIOS EM UMA PERSPECTIVA NÃO-LINEAR: MODELO AUTO-REGRESSIVO DE “TRANSIÇÃO SUAVE” PARA O ÍNDICE GERAL DE PRODUÇÃO INDUSTRIAL BRASILEIRO E BENS DE CAPITAL *

João Paulo Martin Faleiros**

Denisard Cnéio de Oliveira Alves***

O objetivo deste artigo é investigar os aspectos e conseqüências da não-linearidade no índice geral de produção industrial e índice de produção de bens de capital brasileiro, que podem ser adequadamente descritos pelo modelo Smooth Transition Autoregressive (STAR). Essa família de modelos incorpora um comportamento assimétrico permitindo aos ciclos de negócios alternarem endogenamente entre diferentes tipos de regimes. Além do mais, um teste é realizado com vistas a distinguir entre não-linearidade e *additive outliers* (AO). Os resultados são interpretados por meio das raízes do polinômio característico, que provê informações relevantes a respeito das propriedades dinâmicas, e também pela extrapolação determinística da estimativa do modelo STAR. Conclui-se que a produção geral da indústria e a produção de bens de capital transitam de um momento de profunda recessão para uma situação de crescimento positivo de modo violento.

1 INTRODUÇÃO

O estudo dos ciclos de negócios sempre assumiu um papel relevante no debate macroeconômico. Apesar da abundância teórica e empírica nessa área, existem ainda muitas questões em aberto, entre elas, a existência de não-linearidade dos ciclos, como destacado por Dijk, Dijk e Franses (2005). Apesar do amplo conhecimento dos fatores responsáveis pelos ciclos,¹ a não-linearidade ainda continua em aberto, em larga medida, porque não estão bem estabelecidos os motivos pelos quais são definidos os padrões assimétricos das flutuações.

Uma tentativa de responder a essa questão se encontra na existência de diversos tipos de choques econômicos. Neste caso, alega-se que os ciclos possuem padrões, de certo modo bem definidos ao longo do tempo. No entanto, estes estão sujeitos a choques de origens e magnitudes diversas, que, em geral, são de difícil previsão. Esses choques seriam a origem fundamental do forte padrão assimétrico. Nesta perspectiva, ao se estudarem os ciclos de negócios, é usual que sejam utilizados modelos lineares que tentam captar um padrão regular, sujeitos a choques aleatórios

* Trabalho apresentado no XXXIV Encontro Nacional de Economia. Os autores agradecem a Eduardo Angeli.

** Mestre em Economia pela Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo (FEA/USP) e do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES).

*** Professor Titular do Departamento de Economia da FEA/USP.

1. Uma discussão mais detalhada sobre a origem dos ciclos de negócios pode ser encontrada em Romer (2006, caps. 4, 5 e 6).

(ver, por exemplo, NELSON; PLOSSER, 1982; CAMPBELL; MANKIWI, 1987; COCHRANE, 1992; WATSON *et al.*, 1991; FATÁS, 2000).

De outro lado, em uma perspectiva crítica à anterior e muito mais empírica e aplicada, estão sendo desenvolvidos trabalhos que tentam dar uma resposta à questão da assimetria dos ciclos por meio do relaxamento da idéia de que os choques seriam os principais responsáveis pelo caráter assimétrico dos ciclos (NEFTCI, 1984; ANDERSON; TERÄSVIRTA, 1992; BALKE; FOMBY, 1994; ARANGO; MELO, 2006). Em linhas gerais, o destaque implícito aqui é que, além dos choques, haveria um tipo de padrão não-linear intrínseco à dinâmica das flutuações responsáveis pelas assimetrias dos ciclos. Não somente os diversos choques econômicos seriam responsáveis pela origem da assimetria, mas também um comportamento não-linear endógeno das flutuações. Esse padrão estaria associado à alternância de regimes de crescimento, em que estes teriam dinâmicas bem distintas. Como justificativa teórica, alguns artigos, como os citados abaixo, tentam elucidar razões econômicas do modo como se propaga esse padrão.

Kontolemis (1997) entende que o custo de uma empresa sair do mercado é menor do que sua entrada, o que implica, no nível agregado, que uma queda de produção seja muito mais rápida do que um aumento. Isso pode ser também explicado se tivermos em mente que, para uma firma que esteja utilizando plenamente sua capacidade instalada, é mais fácil reduzir a produção abaixo desse nível do que expandi-la, o que implicaria novos investimentos em bens de capital. Segundo Kontolemis, os investimentos em estoques representam também outra possível explicação. Existem, sob esse prisma, duas fases distintas: uma de expansão, com forte investimento em estoques, e outra de contração, com investimentos desse tipo decrescentes. O investimento autônomo também pode gerar assimetrias quando é reduzido a um nível menor que o normal, gerando uma fase de contração no produto.

Em Dijk, Strikholm e Teräsvirta (2003) mudanças tecnológicas e institucionais são importantes para o entendimento do padrão não-linear da sazonalidade do produto. Hamilton (2005) ressalta que o comportamento das taxas de juros é importante para compreender esse padrão não-linear. Finalmente, Kiani (2005) destaca que os efeitos dos choques de políticas monetárias expansionistas ou contractionistas não são simétricos.

E nesse contexto é que se inserem os modelos de *threshold*, dentre os quais se destaca o Smooth Threshold Autoregressive (STAR). Além de caracterizarem a dinâmica das flutuações por meio de regimes de crescimento, podem fornecer melhores estimativas e maior adequação às séries em comparação aos modelos lineares. E de cada um dos regimes de crescimento depende-se qual o comportamento-padrão das flutuações, seja sobre sua dinâmica (se estacionária ou explosiva), seja sobre sua duração.

A literatura internacional tem encontrado evidências desse tipo de padrão de comportamento não-linear, por meio de modelos de *threshold* para muitos países, principalmente os da Organização para a Cooperação e o Desenvolvimento Econômico (OCDE) (ANDERSON; TERÄSVIRTA, 1992; TERÄSVIRTA, 1994; POTTER, 1995; SKALIN; TERÄSVIRTA, 1999; ÖCAL; OSBORN, 2000). Os resultados dessa literatura sugerem três principais fatos estilizados.

O primeiro é que é possível especificar, por meio de modelos não-lineares de *threshold*, diversos tipos de variáveis comumente utilizadas para avaliar ciclos dos negócios, como, por exemplo, desemprego, produção industrial, consumo e investimento.

Em segundo lugar, a alternância de regime pode ser especificada de duas maneiras, uma que considera regimes típicos de “recessão” e “expansão” e outra que considera um regime “intermediário” de crescimento e os regimes “distantes” deste, como se fossem regimes que incorporam desvios a uma taxa de crescimento de equilíbrio.

Por fim, é observado que, em geral, a trajetória de crescimento nos regimes de “recessão” é explosiva, enquanto no regime de “expansão” é estacionária. Isso sugere que há uma forte tendência de saída do regime de baixo crescimento para o de alto crescimento, enquanto, na trajetória inversa, não se encontram evidências desse comportamento.

Nesse contexto, cabe perguntar se tais fatos estilizados são passíveis de verificação para as variáveis que mensuram ciclos de negócios no caso brasileiro. A aplicação dos modelos STAR, neste artigo, para o índice geral de produção industrial e de bens de capital no Brasil, sugere que sim.

Comparadas à vasta literatura internacional, são poucas as aplicações de modelos não-lineares para o caso brasileiro. Entre estes trabalhos, podemos citar Chauvet (2002), Galvão (2003) e Arango e Melo (2006). Este último artigo utilizou o modelo STAR para caracterizar o movimento do índice geral da produção industrial brasileira e de mais dois países da América Latina. Os resultados encontrados pelos autores indicaram ausência de comportamento explosivo no regime de “recessão”, o que vai de encontro aos resultados do modelo para outros países (ver ANDERSON; TERÄSVIRTA, 1992). Neste caso, há indicativos de um comportamento peculiar da produção industrial brasileira de uma forte persistência no regime de baixo crescimento. No entanto, essa característica peculiar pode estar relacionada ao fato de os autores terem realizado o exercício com periodicidade mensal, o que, associado à ausência de um critério para adição de *dummies*, por meio de um mecanismo de detecção endógeno de *outliers*, pode ter afetado a estimação dos coeficientes, mudando substancialmente a conclusão a respeito da dinâmica de cada regime de crescimento.

Vale ainda salientar que, como o índice geral de produção é apenas uma *proxy* para o nível de atividade econômica, o estudo de outros índices com menor nível de agregação, como o de bens de capital, pode trazer novos *insights* sobre os ciclos de negócios no Brasil. O estudo do movimento da taxa de crescimento da produção de bens de capital pode ser especialmente relevante, na medida em que reflete os investimentos de longo prazo incorridos pela indústria. E, nesse contexto, torna-se extremamente válido observar se o comportamento da taxa de crescimento do índice de bens de capital segue padrão semelhante ao índice geral de produção industrial.

Sendo assim, este artigo pretende contribuir para o estudo dos ciclos de negócios brasileiro por meio da análise do índice geral de produção industrial e do índice de bens de capital, na estrutura paramétrica do modelo STAR. Verifica-se, portanto, como se comportam as trajetórias na alternância entre as fases, além de outros resultados que caracterizam a dinâmica não-linear das séries. Como consequência desse exercício, outro aspecto importante a ser avaliado é a capacidade de previsão dos modelos STAR *vis-à-vis* o modelo auto-regressivo linear, por meio do cálculo do erro quadrático médio das previsões para dentro e fora da amostra.

Além desta seção introdutória, este artigo é composto da seção 2, em que se faz a apresentação do modelo STAR; a seção 3 discute os problemas que o teste de linearidade pode incorrer se a série apresenta *outliers*, além de sugerir um modo de detecção para sua existência; a seção 4 apresenta o modo de avaliação dos resultados, especificação e estimação dos modelos; na seção 5 faz-se uma análise comparativa do desempenho preditivo; e a seção 6 conclui o artigo.

2 MODELOS STAR

O modelo STAR, contendo apenas um regime de transição, de acordo com Anderson e Teräsvirta (1992) e Teräsvirta (1994), é expresso como:

$$y_t = \pi_{10} + \pi_1' w_t + (\pi_{20} + \pi_2' w_t) F(y_{t-d}) + \mu_t \quad (1)$$

onde $\pi_j = (\pi_{j1}, \dots, \pi_{jp})'$, $j = 1, 2$, $w_t = (y_{t-1}, \dots, y_{t-p})'$ e $\mu_t \sim \text{nid}(0, \sigma_u^2)$. A função de transição pode assumir dois tipos de especificações: logística ou exponencial.

a) Logística: $F(y_{t-d}) = (1 + \exp\{-\gamma_L (y_{t-d} - c_L)\})^{-1}$ em que $\gamma_L > 0$; e

b) Exponencial: $F(y_{t-d}) = 1 - \exp\{-\gamma_E (y_{t-d} - c_E)^2\}$ em que $\gamma_E > 0$.

Se o modelo STAR possuir $F(y_{t-d})$ dada pela função logística, será denominado LSTAR(p), que, por sua vez, se possuir $F(y_{t-d})$ dada pela função exponencial,

caracteriza-se por um $ESTAR(p)$. O parâmetro d é desconhecido. A função $F(y_{t-d})$ é contínua e está limitada entre 0 e 1 ($0 \leq F(y_{t-d}) \leq 1$).

3 TESTE DE LINEARIDADE E ESPECIFICAÇÃO DOS MODELOS STAR

Antes da estimação do modelo STAR é necessário observar se a hipótese nula, de que o modelo linear é uma representação adequada para as séries, é rejeitada.

O teste de não-linearidade é proposto e discutido em Anderson e Teräsvirta (1992) e Teräsvirta (1994). Através da própria estrutura do teste, identifica-se qual a especificação da função de transição $F(y_{t-d})$ e também o valor do parâmetro d . Os procedimentos para execução do teste são descritos a seguir:

a) Especificar o melhor modelo auto-regressivo $AR(p)$ para a série. Utilizar os critérios de seleção apropriados AIC (AKAIKE, 1974) e SBC (SCHWARZ, 1978) para selecionar o número necessário de lags. A aplicação de um teste nos resíduos do modelo $AR(p)$ é importante, tendo em vista que autocorrelação omitida pode também ser a causa da rejeição da hipótese de linearidade. Neste caso o teste de linearidade é viesado em relação à rejeição se o modelo verdadeiro é linear, pois o teste também tem poder contra os resíduos serialmente correlacionados (ANDERSON; TERÄSVIRTA, 1992).

b) Após optar pelo melhor modelo $AR(p)$, tendo em vista os critérios apropriados, obtém-se o resíduo $\hat{\mu}_t$. Nessas circunstâncias, estima-se a seguinte regressão auxiliar:

$$\hat{\mu}_t = \tilde{\beta}_0 + \tilde{\beta}_{1w_t} + \sum_{j=1}^p \tilde{\beta}_{2j} y_{t-j} y_{t-d} + \sum_{j=1}^p \tilde{\beta}_{3j} y_{t-j} y_{t-d}^2 + \sum_{j=1}^p \tilde{\beta}_{4j} y_{t-j} y_{t-d}^3 + v_t \quad (2)$$

A regressão auxiliar (2) é estimada para diversos valores do parâmetro d , tendo uma estrutura em y_{t-j} , baseada no $AR(p)$. Para cada uma das estimações, realiza-se o teste com hipótese nula de linearidade, dada por:

$$H_0 : \tilde{\beta}_{2j} = \tilde{\beta}_{3j} = \tilde{\beta}_{4j} = 0 \text{ para } j = 1, \dots, p \quad (3)$$

Caso se rejeite a hipótese nula, por meio do teste LM, podemos concluir, a um nível de significância p , que a série segue uma dinâmica dada pelo modelo STAR.

Percebe-se que o teste proposto é executado de acordo com o número de valores que o parâmetro d assume. Teräsvirta (1994) propõe que o valor do parâmetro d seja igual àquele que minimiza o valor-p do teste de linearidade, ou seja, escolhe-se \hat{d} tal que $p_T(\hat{d}) = \min_{1 \leq d \leq D} p_T(d)$.²

2. Ver detalhes em Teräsvirta (1994, p. 211).

c) Rejeitada a hipótese de linearidade e determinado o valor do parâmetro d , realiza-se um novo teste que irá especificar se a função de transição é exponencial ou logística. A regressão em que serão testadas as hipóteses nulas é a mesma do passo anterior, sendo estimado a partir do parâmetro \hat{d} escolhido. Utilizando o teste F , a seqüência de hipóteses é dada por:

$$\begin{aligned} H_{04} : \tilde{\beta}_{4j} &= 0 \\ H_{03} : \tilde{\beta}_{3j} &= 0 \mid \tilde{\beta}_{4j} = 0 && \text{para } j = 1, \dots, p \\ H_{02} : \tilde{\beta}_{2j} &= 0 \mid \tilde{\beta}_{3j} = \tilde{\beta}_{4j} = 0 \end{aligned} \quad (4)$$

Testa-se inicialmente H_{04} , se houver rejeição dessa hipótese, o modelo escolhido é o LSTAR, caso contrário, o modelo a ser escolhido é o ESTAR. Rejeitando-se H_{04} e não rejeitando H_{03} , encontramos mais evidências a favor do LSTAR.

Não rejeitando H_{04} e rejeitando-se H_{03} , devemos optar pelo ESTAR. E, finalmente, não rejeitando H_{04} e H_{03} e rejeitando-se H_{02} nos leva a escolher o LSTAR.

No caso de as três hipóteses serem rejeitadas, opta-se pelo LSTAR quando H_{04} e H_{02} são rejeitadas com valor-p menor do que H_{03} ; na situação oposta, opta-se pelo ESTAR.

Deduzido qual o tipo de especificação da função de transição, estima-se o modelo por meio do método de mínimos quadrados não-lineares. Os critérios utilizados ainda são o AIC e SBC para escolha do melhor modelo. Se necessário subtraem-se os lags estatisticamente não-significativos da estrutura linear e não-linear do modelo, de modo que o torne mais parcimonioso.

Os passos anteriores contribuem enormemente para identificação dos modelos LSTAR. No entanto, existem muitas dificuldades no que se refere aos estudos aplicados às séries, devido, principalmente, aos diversos choques e distúrbios pelo qual a economia passa. Isso origina dificuldades de avaliação sobre qual modelo melhor caracteriza a série, exigindo algum mecanismo que diagnostique se tais distúrbios fazem parte da dinâmica temporal dos dados, ou se apenas representam um distúrbio momentâneo. Caso não haja atenção para este último fato, é possível incorrer no erro de se rejeitar a hipótese de linearidade indevidamente.

4 O PROBLEMA DOS OUTLIERS

As variáveis macroeconômicas muito freqüentemente apresentam observações referentes aos efeitos de choques exógenos advindos de mudanças de políticas econômicas, institucionais, ou mesmo choques de preços, tais como de petróleo ou de *commodities* em geral. A presença desses eventos extraordinários pode confundir a

análise de séries de tempo tradicional, resultando em conclusões errôneas, como afirma Tsay (1988).

A literatura considera, em geral, dois principais tipos de *outliers*: *a*) Additive Outlier (AO) e *b*) Innovative Outlier (IO). O AO é um efeito isolado na série, pois somente a observação no instante t é afetada, não possuindo qualquer influência futura na série. Na presença de IO, um choque ocasionado no período t influenciará os períodos subseqüentes $y_{t+1}, y_{t+2}, \dots, y_{t+n}$ o que o torna, portanto, parte da dinâmica da série. Tsay (1986) considera o modelo AO como sendo um *gross error model*, pois somente o nível da observação t é afetada; o modelo IO, por sua vez, representa um distúrbio no ponto t , que influencia o processo de y_t nos períodos futuros.

No contexto em que se realizam os testes de linearidade aplicados a séries econômicas, como propõe este trabalho, a presença de *outliers* pode ser bastante perversa. Balke e Fomby (1994) alegam que a estimação de modelos com controle dos grandes choques tem a vantagem de apresentar pouca curtose, além do mais, é possível relacionar *outliers* a eventos econômicos. No entanto, a evidência de *outlier* pode refletir uma forte presença de não-linearidade na série.

Mesmo alegando a idéia de uma dinâmica assimétrica das séries, existe a possibilidade de a economia apresentar choques momentâneos que não caracterizam, necessariamente, um aspecto não-linear. Logo, é importante diferenciar tais choques das assimetrias existentes nas séries.

Dijk, Franses e Lucas (1999) apontam que, se uma série é linear e contaminada com *outliers*, os testes podem apresentar viés em favor da rejeição de linearidade, levando a conclusões errôneas sobre sua estrutura. Desse modo, alertam para a necessidade de métodos que são capazes de distinguir entre não-linearidade e *outliers*. A base dessa estratégia se encontra na distinção entre AO e IO.³

Isso posto, ao se realizar o teste de linearidade, pode-se incorrer na forte rejeição da hipótese nula de linearidade na presença de AOs. Cria-se, portanto, a necessidade de um método de identificação com vistas a captar os efeitos desses possíveis distúrbios.

4.1 Teste de detecção de *outlier*

Um meio para captar os efeitos dos *outliers*, sugerido por Öcal e Osborn (2000), com aplicação ao modelo STAR, é a adição de *dummies* ao modelo. Esse método segue a linha da abordagem tradicional de análise de intervenção como em Box e Tiao (1975).

3. A literatura, em geral, aponta mais dois tipos de *outliers*: o Level Shift (LS) e o Transitory Change (TC). Além do que, Kaiser e Maravall (2001) sugerem a existência do Seasonal Level Shift (SLS). No entanto, os trabalhos sobre modelos não-lineares, como em Dijk, Franses e Lucas (1999), apontam que somente os AO são responsáveis por um viés em favor da rejeição de linearidade. De outro modo, pode-se incorrer no erro de se controlar um SLS e eliminar uma possível não-linearidade sazonal, como discutido em Franses, Bruin e Dijk (2000).

Para que a função de transição $F(y_{t-d})$ não capture apenas um número pequeno de *outliers*, Öcal e Osborn (2000) sugerem que se incluam variáveis *dummies* para as observações aberrantes da série. Ainda ressaltam que se o modelo STAR capturar apenas *outliers*, este deve ser descartado. No entanto, assim como Arango e Melo (2006), os autores não apresentam qualquer critério de detecção de *outlier* endógeno para que haja a adição de *dummies* ou mesmo um diagnóstico da distinção entre AO e IO. Isso, por sua vez, pode acarretar uma remoção desnecessária de *outliers* e enfraquecer a estrutura não-linear.

Para evitar tal equívoco, este trabalho opta pelo mesmo mecanismo tradicional de análise de intervenção, no entanto, é utilizado o teste de detecção de *outliers* proposto por Tsay (1986, 1988) e discutido em Balke e Fomby (1994). O valor crítico utilizado neste trabalho é igual a $C = 3,5$, o mesmo utilizado por Tsay (1986).

A execução do teste é sequencial. Estima-se inicialmente o modelo ARMA obtendo o resíduo. Diagnosticando-se os tipos de *outliers*, cria-se uma *dummy* para a observação cujo valor do teste seja maior que C , lembrando que isso é válido somente para o AO. Adiciona-se essa variável *dummy* a uma nova estimação do modelo ARMA, podendo-se alterar a estrutura inicial de lags. Outra rodada de testes de detecção é realizada. O processo segue adiante até eliminar a evidência dos efeitos dos AOs.

Observe que ao se realizar o teste de linearidade, as estimativas dos resíduos já estarão sem os efeitos perversos dos AOs, minimizando o forte viés de rejeição da hipótese nula de que o modelo segue uma dinâmica intrinsecamente linear.

5 ESTIMAÇÃO, AVALIAÇÃO E INTERPRETAÇÃO

Nesta seção serão apresentados e discutidos os resultados obtidos da aplicação do teste de detecção de *outliers*, teste de linearidade e, finalmente, as saídas das estimações dos modelos STAR para o índice geral de produção industrial brasileiro e de bens de capital. O intuito principal da estimação não se resume apenas a observar se a série é caracterizada ou não por um movimento assimétrico, mas também compreender o comportamento e a dinâmica da produção industrial brasileira ao longo dos últimos 30 anos.

Entretanto, a interpretação dos coeficientes estimados, por si só, do modelo STAR pode não trazer conclusões muito objetivas. Mesmo que a análise da dinâmica do modelo não se processe via coeficientes estimados, é possível utilizar métodos bastante úteis. Um deles é o cálculo das raízes características da parte auto-regressiva para os dois regimes $F(y_{t-d}) = 0$ (baixo crescimento) ou $F(y_{t-d}) = 1$ (alto crescimento). O cálculo das raízes características possibilita um tipo de informação importante a respeito do comportamento da dinâmica local da série de produção industrial, ou seja, se há um movimento estacionário ou explosivo na passagem entre regimes,

conforme discutido em Anderson e Teräsvirta (1992). São computadas as raízes características por meio da seguinte equação:

$$z^p - \sum_{j=1}^p (\hat{\pi}_{1j} + \hat{\pi}_{2j}F)z^{p-j} = 0 \quad (5)$$

Calculadas as raízes da equação (5), obtém-se o módulo de cada uma delas.⁴ A existência de apenas uma raiz com módulo maior ou igual a 1 é suficiente para se afirmar que a dinâmica de transição entre os regimes é explosiva e de curta duração, enquanto se as raízes possuem módulo menor do que 1, a transição é estacionária.

Outro aspecto interessante de se observar, como verificado em Skalin e Teräsvirta (1999), é a relação entre a função de transição estimada e a variável de transição.

E, por fim, faz-se a análise da dinâmica de longo prazo da série através da extrapolação determinística do *skeleton*, discutido e aplicado em Khadaroo (2005) e Peel e Speight (1996, 1998). Essa investigação consiste na realização de uma simulação por meio do modelo STAR, sem que haja distúrbios aleatórios. Realiza-se a simulação imputando valores iniciais obtidos da própria série. Esta pode assumir um comportamento de convergência, quando $t \rightarrow \infty$, para um ponto-limite ou mesmo para um ciclo-limite. O primeiro se caracteriza pela existência de um único equilíbrio estável, enquanto o segundo, pela existência de múltiplos equilíbrios. Além do mais, tanto o ponto-limite como o ciclo-limite são considerados atratores da série.

No caso de identificação de um ciclo-limite na série, cada um deles representa um estado de dinâmica estacionária de oscilações sustentáveis, que são dependentes ou não dos valores iniciais. Caso haja dependência intrínseca dos valores iniciais, o ciclo irá se caracterizar por um comportamento caótico. Esse processo não é divergente, mas basta uma alteração marginal nos valores iniciais da simulação, para que haja uma mudança significativa na trajetória do ciclo.

5.1 Dados

As séries utilizadas no presente estudo foram: o índice geral de produção industrial e o índice de produção industrial de bens de capital, ambos para o caso brasileiro, e fornecidos com periodicidade mensal, a partir da fonte Ipeadata.⁵ Com o intuito de amenizar os efeitos da forte sazonalidade, as duas séries foram convertidas para periodicidade trimestral. Executou-se também a transformação logarítmica e a quarta diferença sazonal (Δ_4).⁶ As séries também

4. Isso se deve ao fato de ser muito comum a incidência de raízes complexas, e neste caso deve-se obter a raiz quadrada da soma da parte real ao quadrado e da parte imaginária ao quadrado (ver Gandolfo 1997, p. 56-59).

5. Disponível em: <www.ipeadata.com.br>.

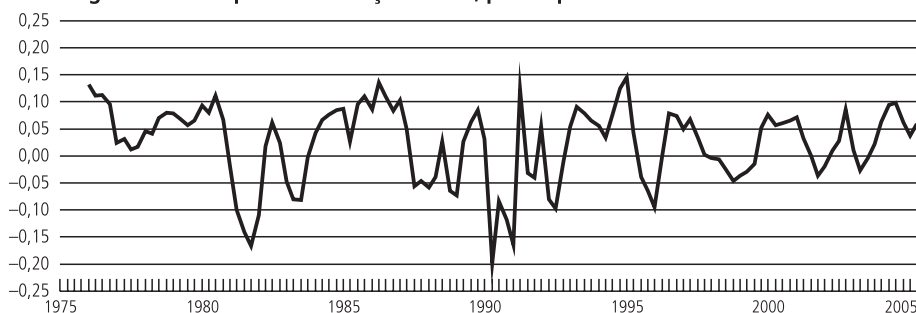
6. A função de autocorrelação do correlograma da primeira diferença da série apresentou decaimento muito lento para defasagens múltiplas de 4, indicando a existência de raiz sazonal. Anderson e Teräsvirta (1992) também utilizam esse procedimento.

foram expandidas,⁷ tendo em vista uma abrangência histórica maior. O período em análise compreende os trimestres 1975:I e 2005:II, totalizando 122 observações.

Os gráficos 1 e 2 apresentam, respectivamente, a série do índice geral de produção industrial e a série do índice de produção de bens de capital, após a realização das expansões e transformações sugeridas.

GRÁFICO 1

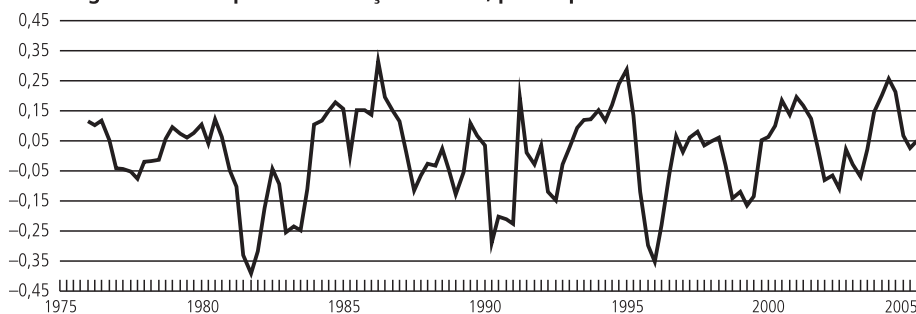
Série trimestral do índice geral de produção industrial brasileiro, aplicada à transformação logarítmica e a quarta diferença sazonal, para o período 1975:I - 2005:II



Fonte: Ipeadata.

GRÁFICO 2

Série trimestral do índice de produção de bens de capital brasileiro, aplicada à transformação logarítmica e a quarta diferença sazonal, para o período 1975:I - 2005:II



Fonte: Ipeadata.

7. Os dados para os índices de produção industrial fornecidos pelo Ipeadata estão divididos em duas séries mensais: uma que vai do período de 1975:01 a 2004:01 e outra, mais recente, que compreende o período de 1991:01 a 2005:08. As duas séries, no período de 1991:01 a 2002:01, entre si, possuem um fator de divisão constante, ao que tudo indica utilizado pelo próprio Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para expansão das séries após mudança metodológica em 1991. Nessas circunstâncias expandiu-se a série mais recente para períodos anteriores (1975:01 a 1990:12), com base no valor da divisão realizada entre as duas séries, calculada no mês 1991:01, ou seja, multiplicou-se a série mais antiga por essa divisão, complementando, assim, a série mais recente (ver FONSECA; MARTINS; TOLEDO, 1991, p. 198-199). A partir de abril de 2004, tem início a divulgação da nova série de índices mensais da produção industrial, elaborados com base na Pesquisa Industrial Mensal de Produção Física (PIM-PF) reformulada.

5.2 Resultados para a série do índice geral de produção industrial

O teste de detecção de *outlier* na série foi executado três vezes até que se eliminasse qualquer evidência de AOs. Inicialmente é executado o método Box-Jenkins para a determinação do modelo AR(p) mais parcimonioso.⁸ Os resultados da primeira rodada de testes são apresentados no gráfico 3.

Foi possível identificar um total de quatro *outliers*, com as seguintes estatísticas: $\lambda_{IO,1990:II} = -3,79$, $\lambda_{AO,1991:I} = -3,53$, $\lambda_{AO,1991:II} = 4,73$ e $\lambda_{AO,1991:III} = -3,62$, desse modo, foram criadas *dummies* para cada um dos três AOs existentes. Incorre-se em uma nova estimação,⁹ utilizando os mesmos procedimentos do método de Box-Jenkins com análise de intervenção, conforme discutido na seção 3. O gráfico 4 apresenta o resultado para a segunda rodada de testes. Identifica-se apenas um AO para o segundo trimestre de 1990 ($\lambda_{AO,1990:II} = -5,54$).¹⁰ O processo de detecção é executado pela terceira vez, indicando ausência de quaisquer evidências de AOs. Nessas circunstâncias, a estimativa do resíduo do último modelo auto-regressivo¹¹ não apresenta efeitos adversos causados pelos *additive outliers*. É possível, portanto, realizar de modo adequado o teste de linearidade. O modelo linear final possui cinco lags e contém um total de três *dummies*, sendo a base pela qual se executou o teste de linearidade.

Uma vez que a série foi utilizada na quarta diferença sazonal, é possível que o teste de detecção de *outlier* seja sensível a esse tipo de procedimento. Para tanto, executou-se o teste para a série com transformação logarítmica e ajuste sazonal X-12 ARIMA. Os *outliers* encontrados foram $\lambda_{IO,1990:II} = -5,94$, $\lambda_{AO,1991:I} = -3,58$ e $\lambda_{AO,1991:II} = 4,52$, os mesmos encontrados no exercício anterior, sendo que somente o AO para o terceiro trimestre de 1991 ficou abaixo do valor crítico. No entanto, apresentou magnitude próxima a 3,50, tal que, $\lambda_{AO,1991:III} = -3,36$. Desse modo, a aplicação da quarta diferença sazonal na série original, neste caso, não traz maiores conseqüências ao teste de detecção de *outlier*.

O teste de linearidade¹² é executado de acordo com a regressão auxiliar (2). Para dimensionar os efeitos que os *additive outliers* têm sobre o teste, foram reportados na tabela 1 os valores-p das estatísticas-F com a adição e omissão das *dummies*. Em $d = 1$ encontra-se o menor valor-p, trazendo evidência suficiente a favor do modelo

8. O resultado da estimativa se encontra no modelo I da tabela 1 do apêndice.

9. A *dummy* do primeiro trimestre de 1991 é insignificante e, portanto, foi eliminada do modelo AR, conforme se observa no modelo II da tabela 1 do apêndice.

10. Esse mesmo *outlier* foi identificado como um possível IO na rodada anterior, e tal aparente contradição é possível, tendo em vista que os resíduos são modificados conforme se eliminam gradativamente os efeitos dos AOs sobre as estimações dos modelos auto-regressivos.

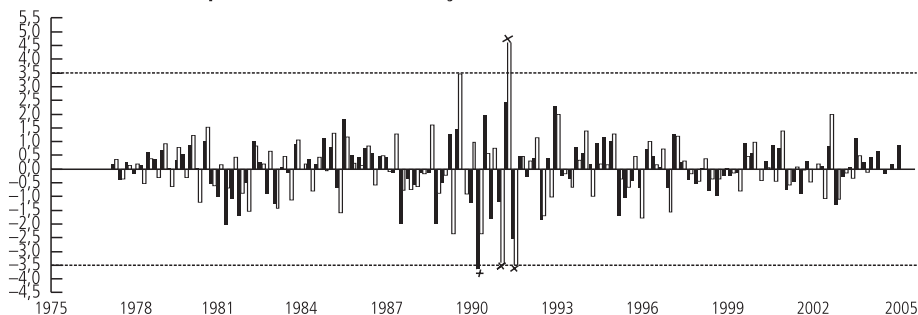
11. Modelo IV da tabela 1 do apêndice.

12. Teräsvirta (1994) propõe realizar esse teste com d variando entre 1 e 5. Neste trabalho optou-se por expandir essa análise, fazendo com que d variasse entre 1 e 12.

STAR, em detrimento do modelo linear. Sem o controle dos AOs pelas *dummies*, há uma tendência maior à rejeição da hipótese de linearidade.

GRÁFICO 3

Resultado do primeiro teste de detecção de outliers – 1978 a 2005



Fonte: Ipeadata.

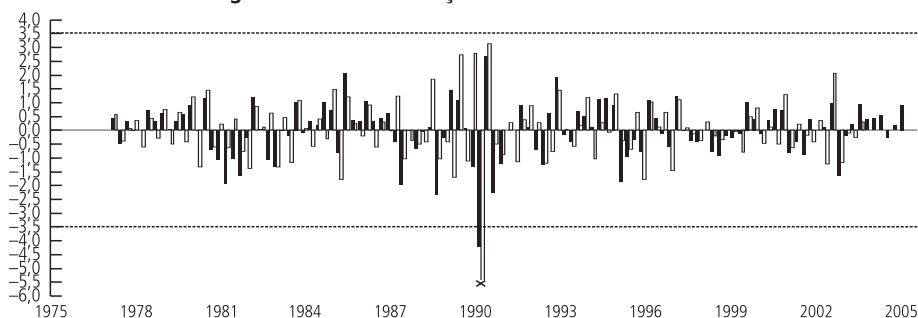
Nota: Os pontos representados por X são os AOs calculados que possuem valor superior ao ponto crítico

$C = 3,5$ e os pontos representados por + são os IOs calculados que apresentam valor superior a $C = 3,5$.

■ IO calculado □ AO calculado

GRÁFICO 4

Resultado do segundo teste de detecção de outliers – 1975 a 2005



Fonte: Ipeadata.

Nota: Os pontos representados por X são os AOs calculados que possuem valor superior ao ponto crítico

$C = 3,5$ e os pontos representados por + são os IOs calculados que apresentam valor superior a $C = 3,5$.

■ IO calculado □ AO calculado

Verifica-se ainda que a hipótese nula H_{04} é rejeitada a pelo menos 5% de significância, assim, o modelo apropriado à série possui função de transição logística.¹³

O melhor modelo linear auto-regressivo AR(5) para o índice de produção, além da constante, possui um total de cinco lags e mais três *dummies*. No entanto, apresenta evidência de que os resíduos são serialmente correlacionados no lag 16, de acordo com a estatística Ljung-Box. Além do que o teste ARCH, para oito lags, evidencia a presença

13. Além do mais, H_{03} não é rejeitada, trazendo-se mais evidências a favor de que a série do índice de produção industrial deva ser estimada de acordo com o modelo LSTAR, com o parâmetro d igual a 1. Vale ressaltar que, com a omissão das *dummies*, teríamos evidência de que a função do modelo STAR é exponencial.

de heterocedasticidade condicional, a pelo menos 10% de significância, em virtude dos choques ao longo da série, que o modelo auto-regressivo linear não é capaz de captar. O LSTAR(5),¹⁴ por sua vez, não traz evidências de resíduos serialmente correlacionados e de heterocedasticidade condicional, indicando uma melhor adequação do modelo não-linear à série de produção industrial, *vis-à-vis* o modelo linear.

TABELA 1

Teste de linearidade e de escolha da função de transição do modelo STAR para a série do índice geral de produção industrial

<i>d</i>	<i>F</i>	<i>F_{AO}</i>
1	0,0001	0,0011
2	0,0510	0,1056
3	0,4544	0,0931
4	0,0340	0,1375
5	0,0094	0,0067
6	0,2510	0,2873
7	0,0575	0,0714
8	0,0968	0,2776
9	0,0158	0,0290
10	0,0141	0,0193
11	0,0076	0,0893
12	0,1158	0,1451
Hipóteses nulas para identificação da função de transição		
	<i>F</i>	<i>F_{AO}</i>
<i>H₀₄</i>	0,3168	0,0439
<i>H₀₃</i>	0,0252	0,3851
<i>H₀₂</i>	0,1950	0,0521

Notas: Os valores-p dos testes são reportados para os modelos auto-regressivos (*F*) e modelos auto-regressivos com adição de *dummies* para controlar os efeitos dos *Additives Outliers* (*F_{AO}*).

O teste de linearidade utilizando a série com ajuste sazonal foi executado, trouxe indicação de *d* = 1 e função de transição logística.

Os critérios de informação também ressaltam a melhor adequação dos dados ao LSTAR, o AIC e SBC possuem valores inferiores ao modelo auto-regressivo linear. O coeficiente de γ_L na função de transição logística ($\hat{\gamma}_L = 36,7399$) não possui um valor alto e se apresentou estatisticamente insignificante. Para Dijk, Franses e Teräsvirta (2000) esse fato não pode ser interpretado como evidência de uma possível “fraca não-linearidade”, pois a estatística-*t* não possui a distribuição *t-student* de costume sob $H_0 : \gamma_L = 0$ e nessa situação, a causa do alto desvio-padrão é puramente numérico.

14. No processo de estimação, para a identificação do modelo LSTAR(5), retiraram-se os coeficientes que não se apresentaram significativos, como o caso da *dummy* para o segundo trimestre de 1991, e os lags 2 e 5 da parte auto-regressiva linear. Na parte auto-regressiva não-linear, o lag 3 não acrescentava melhorias aos critérios de informação, além de se apresentar estatisticamente pouco significativo. Foram também adicionadas defasagens superiores a cinco na parte auto-regressiva, com vistas a trazer novas melhorias ao modelo LSTAR, no entanto, nenhuma se mostrou satisfatória.

TABELA 2

Modelo auto-regressivo linear e LSTAR para a série do índice geral de produção industrial

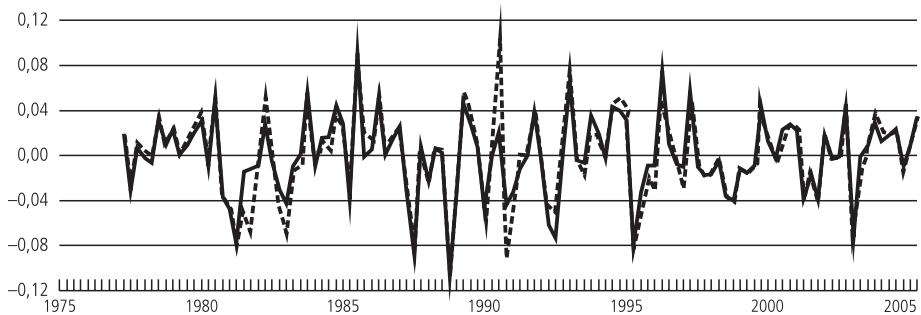
y_t	Modelo linear	Valor-p	Modelo LSTAR	Valor-p
Constante	0,0085	0,0453	0,0068	0,1658
D1	0,1563	0,0005	-	-
D2	-0,1663	0,0003	-0,1904	0,0000
D3	-0,1919	0,0000	-0,1767	0,0000
y_{t-1}	0,9428	0,0000	0,4867	0,0000
y_{t-2}	-0,3079	0,0012	-	-
y_{t-3}	0,2292	0,0097	0,2403	0,0030
y_{t-4}	-0,4506	0,0000	-1,1001	0,0000
y_{t-5}	0,2675	0,0773	-	-
y_{t-1}	-	-	0,5887	0,0012
y_{t-2}	-	-	-0,4993	0,0000
y_{t-3}	-	-	-	-
y_{t-4}	-	-	0,7361	0,0018
y_{t-5}	-	-	0,3361	0,0000
y_L	-	-	36,7399	0,1275
c_L	-	-	-0,07603	0,0002
s^2 / s^2_{AR}	-	-	0,83	-
AIC	-188,632	-	-203,370	-
SBC	-164,086	-	-170,641	-
	Estatística	Valor-p	Estatística	Valor-p
Q(4)	6,499	0,165	2,572	0,632
Q(8)	9,483	0,303	7,114	0,524
Q(16)	27,650	0,035	19,722	0,233
Q(32)	42,169	0,108	34,049	0,369
ARCH(4)	0,959	0,433	0,659	0,621
ARCH(8)	1,911	0,066	0,334	0,950

Notas: s^2 / s^2_{AR} : relação entre a variância do resíduo do modelo não-linear e linear; AIC: critério de informação de Akaike; SBC: critério de informação de Schwarz; Q(p): estatística Ljung-Box; ARCH(p): teste para heterocedasticidade condicional auto-regressiva nos resíduos. D1 – *dummy* para 1991:II; D2 – *dummy* para 1991:III; D3 – *dummy* para 1990:II.

Outro aspecto que evidencia os benefícios do modelo LSTAR(5) em detrimento do AR(5) é a observação de seus respectivos resíduos, apresentados no gráfico 5. O modelo não-linear consegue captar melhor os períodos da série caracterizados por fortes quedas e brusca elevação da produção industrial, ocasionados por diversos choques na economia. Merece destaque para esse fato a crise de 1982, Planos Collor I e II no começo da década de 1990, e rápido crescimento do produto após a instauração do Plano Real em 1994.¹⁵

15. O fato de o modelo LSTAR levar em consideração a existência de uma fase de transição entre dois regimes possíveis possibilita captar essas mudanças mais bruscas que ocorrem ao longo da série, trazendo benefícios à estimação, principalmente no que se refere à presença de heterocedasticidade condicional nos resíduos.

GRÁFICO 5

Resíduos do modelo LSTAR(5) e AR(5) para o índice geral de produção industrial – 1977:II – 2005:II

Fonte: Ipeadata.

— Modelo LSTAR - - - Modelo AR linear

A tabela 3 apresenta as raízes característica¹⁶ do modelo LSTAR, quando a função de transição logística assume os valores extremos $F = 0$ ou $F = 1$. No primeiro regime existem quatro raízes características complexas, sendo que o módulo de duas delas é igual a 1,07. No segundo regime existem cinco raízes características, sendo quatro complexas e uma real, e não há módulo superior a 1. Esses resultados indicam que quando a produção industrial se move de uma fase de recessão para uma de expansão, a trajetória é explosiva, enquanto em direção oposta, de expansão para recessão, possui uma trajetória estacionária. Pelo fato de $\hat{\gamma}_L = 36,7399$ não ser um valor muito alto, a função de transição entre os dois regimes não é brusca. Para verificar esse fato, o gráfico 6 mostra o formato da função de transição F , sendo que cada ponto específico indica uma observação da série. A função de transição F assume valores próximos ou iguais a 1 para grande parte das observações, o que significa uma predominância da série bem próxima ao regime 2 de expansão.

TABELA 3

Raízes características do modelo LSTAR para o índice de produção industrial

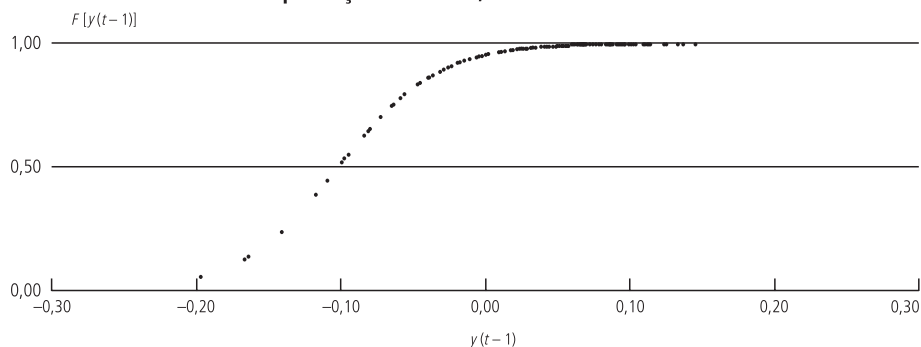
$F = 0$		$F = 1$	
Raiz	Módulo	Raiz	Módulo
$0,86 + 0,64i$	1,07	0,86	0,86
$0,86 - 0,64i$	1,07	$0,54 + 0,65i$	0,85
$-0,61 + 0,76i$	0,98	$0,54 - 0,65i$	0,85
$-0,61 - 0,76i$	0,98	$-0,44 + 0,60i$	0,74
-	-	$-0,44 - 0,60i$	0,74

16. Os resultados apresentados na tabela 2 por si só não nos levam a conclusões diretas e objetivas, exceção feita ao parâmetro de suavidade e ao *threshold*, respectivamente iguais a 36,74 e $-0,07603$, passíveis de interpretação. O *threshold* marca o ponto entre os regimes de baixo crescimento (13 trimestres) e os regimes de alto crescimento (105 trimestres) do modelo para o índice geral de produção industrial, enquanto o parâmetro de suavidade indica o movimento de transição entre os regimes.

O gráfico 7 apresenta os valores de F em função do tempo, que possibilita a observação dos regimes de baixo crescimento da produção industrial. Existem três momentos de forte recessão da produção industrial: em 1982, em virtude da crise da dívida externa brasileira; e em 1990 e 1991, devido aos Planos de Estabilização Collor I e II e aos efeitos da abertura comercial. As fases de forte expansão, de acordo com o gráfico 7, são persistentes e estão relacionados aos investimentos do II Plano Nacional de Desenvolvimento (PND) no final da década de 1970, *boom* de consumo com origem nos Planos Cruzado e Real. A partir de 1997, as sucessivas crises dos países emergentes e o câmbio fixo fizeram com que a produção tivesse períodos de quedas não tão bruscas.

GRÁFICO 6

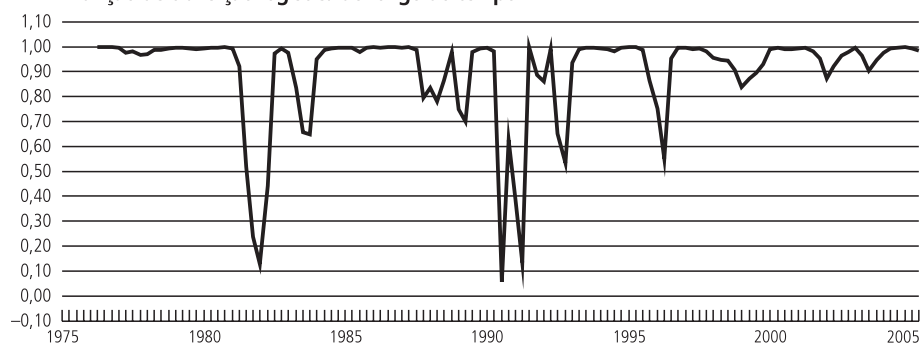
Função de transição logística confrontada com o logarítmico da série na quarta diferença sazonal do índice de produção industrial, em $t - 1$



Fonte: Ipeadata.

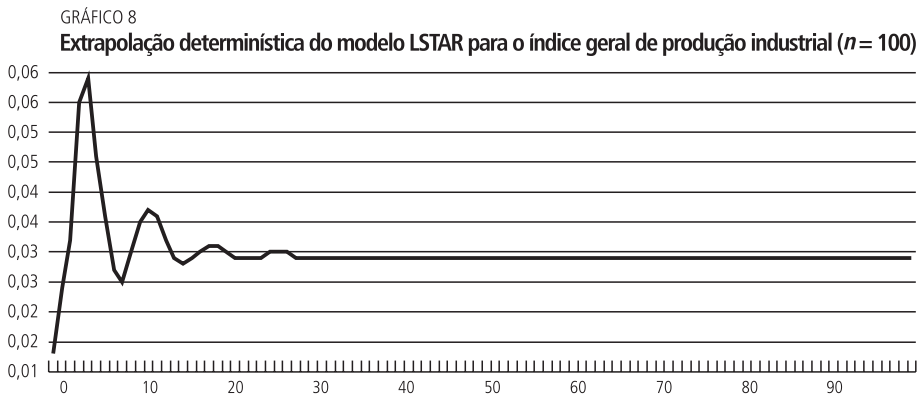
GRÁFICO 7

Função de transição logística ao longo do tempo



Fonte: Ipeadata.

O gráfico 8 apresenta a trajetória obtida por meio de uma extrapolação determinística do *skeleton* da série. Realizou-se uma simulação do modelo LSTAR, com a ausência de distúrbios aleatórios, sendo que os valores iniciais são referentes ao período 1976:1-1977:1. De acordo com o modelo, o crescimento da produção industrial converge para um único ponto-limite, indicando a existência de somente um equilíbrio dinâmico estável na série. O ponto de equilíbrio é igual a $y_{\infty} = 0,029$, o que significa que o sistema tende a se fixar, no longo prazo, no regime 1 de expansão.



Fonte: Ipeadata.

5.3 Resultados para a série do índice produção de bens de capital

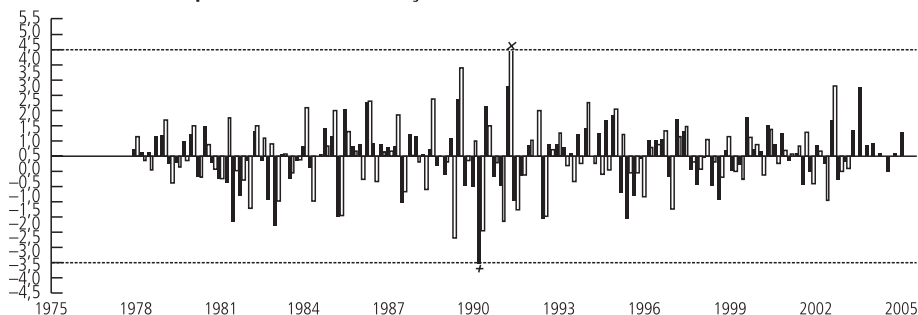
O índice de bens de capital é desenvolvido a partir da quantidade produzida de máquinas e equipamentos em geral. O primeiro teste para detecção de *outliers* revelou a presença de apenas um AO ($\lambda_{1991:II} = 3,602$) como indicado no gráfico 9. Realizando-se o segundo teste não foram encontradas novas evidências de AOs.¹⁷ Executou-se também o teste de detecção de *outlier* para a série com ajuste sazonal. Foi encontrado somente um AO, tal que $\lambda_{1991:II} = 3,642$. Como no caso anterior, a quarta diferença sazonal não trouxe maiores consequências ao teste de detecção de *outliers*.

Eliminados os efeitos adversos dos AOs, realiza-se o teste de linearidade, que indicou $d = 3$. A não-rejeição de H_{04} e a rejeição de H_{03} trazem evidências a favor de uma função de transição exponencial. Similarmente ao índice geral de produção industrial, a ausência de *dummies*, que captam os efeitos dos *Additive Outliers*, faz com que ocorra, com maior frequência, a rejeição da hipótese nula de linearidade.

17. A tabela 2 do apêndice apresenta os modelos auto-regressivos estimados, base para execução dos dois testes descritos acima.

GRÁFICO 9

Resultado do primeiro teste de detecção de outliers – 1978 a 2005



Fonte: Ipeadata.

Nota: Os pontos representados por X são os AOs calculados que possuem valor superior ao ponto crítico

$C = 3,5$ e os pontos representados por - são os IOs calculados que apresentam valor superior a $C = 3,5$. ■ IO calculado □ AO calculado

TABELA 4

Teste de linearidade e de escolha da função de transição do modelo STAR para a série do índice de produção industrial de bens de capital

d	F	F_{AO}
1	0,9640	0,9984
2	0,2061	0,4750
3	0,0299	0,0950
4	0,0832	0,2606
5	0,3094	0,4399
6	0,0378	0,1137
7	0,0426	0,1675
8	0,8712	0,4364
9	0,5797	0,4421
10	0,9864	0,9843
11	0,7782	0,8228
12	0,3010	0,5455
Hipóteses nulas para identificação da função de transição		
H_{04}	0,0946	0,2369
H_{03}	0,0160	0,0395
H_{02}	0,1309	0,3079

Notas: Os valores-p dos testes são reportados para os modelos auto-regressivos (F) e modelos auto-regressivos com adição de *dummies* para controlar os efeitos dos *Additives Outliers* (FAO).

A tabela 5 descreve os resultados da estimação do modelo linear auto-regressivo AR(8) e do modelo ESTAR(17).¹⁸ É possível verificar que em ambos os modelos os resíduos não são serialmente correlacionados e há uma ausência de heterocedasticidade condicional. Os critérios de informação AIC e SBC são menores para o

18. O lag 5 da parte linear foi retirado no modelo, pois se mostrou estatisticamente insignificante, enquanto na parte não-linear a presença de uma defasagem muito elevada, assim como o gap entre os lags 5 e 17, pode ocorrer pelo fato de a série não ser ajustada sazonalmente.

modelo ESTAR(17), evidenciando o melhor ajustamento do modelo não-linear à série. O coeficiente de γ_E na função de transição exponencial é igual a 87,7645 e o *threshold* C_E é igual a 0,0339.¹⁹

Também são apresentados os resíduos do modelo AR(8) e ESTAR(17) no gráfico 10. Verifica-se que o modelo não-linear capta melhor os choques e as fortes mudanças ocorridas na produção industrial de bens de capital no período em destaque.²⁰

TABELA 5

Modelo auto-regressivo linear e ESTAR para a série do índice de produção industrial de bens de capital

y_t	Modelo linear	Valor-p	Modelo ESTAR	Valor-p
Constante	0,0006	0,9303	-0,0029	0,7201
D1	0,2218	0,0130	0,2220	0,0127
y_{t-1}	0,8754	0,0000	0,8497	0,0000
y_{t-4}	-0,4929	0,0000	-0,5564	0,0000
y_{t-5}	0,3855	0,0000	-	-
y_{t-8}	-0,1844	0,0023	-0,2013	0,0006
y_{t-5}	-	-	0,6154	0,0000
y_{t-17}	-	-	-0,2615	0,0147
γ_e	-	-	87,7645	0,0325
C_E	-	-	0,0339	0,0254
S^2/S^2_{AR}	-	-	0,91	-
AIC	-27,955	-	-36,494	-
SBC	-11,752	-	-12,958	-
	Estatística	Valor-p	Estatística	Valor-p
Q(4)	2,858	0,582	7,452	0,114
Q(8)	11,933	0,154	9,923	0,270
Q(16)	14,476	0,563	11,671	0,766
Q(32)	34,420	0,353	25,937	0,766
ARCH(4)	0,748	0,561	0,959	0,433
ARCH(8)	0,638	0,743	0,646	0,736

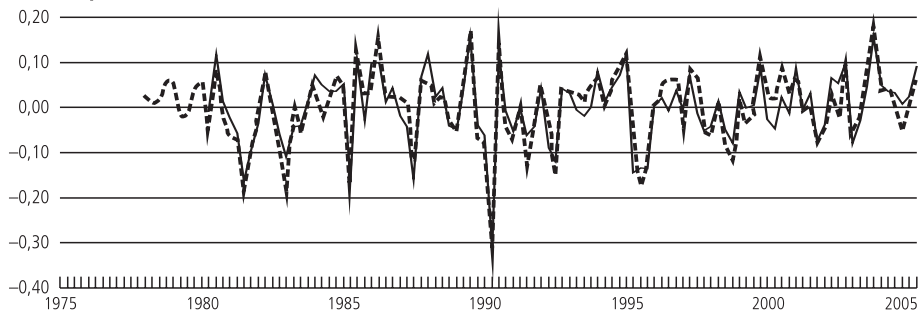
Notas: S^2/S^2_{AR} : relação entre a variância do resíduo do modelo não-linear e linear; AIC: critério de informação de Akaike; SBC: critério de informação de Schwarz; Q(p): estatística Ljung-Box; ARCH(p): teste para D1 – *dummy* para 1991:II.

19. O valor do *threshold* do t indica que existem 57 trimestres para os regimes “intermediários” e 61 trimestres para os regimes “distantes”.

20. Deve-se ressaltar que o ESTAR(17) não captou a abrupta queda ocorrida no segundo trimestre de 1990, assim como o modelo AR(8), pois esse evento se caracteriza na série como um choque exógeno (ver ANDERSON; TERÄSVIRTA, 1992, p. 5128). E isso não implica uma possível ineficácia do teste de detecção de *outlier*, por não ter evidenciado um AO para 1990:II. Conforme os resultados do teste apresentados no gráfico 10, o segundo trimestre de 1990 é caracterizado como um IO, ou seja, um choque exógeno na economia que teve efeitos ao longo de períodos subsequentes ao choque. O modelo LSTAR(5) para o índice geral de produção industrial captou o choque para esse período, mas naquele caso foi diagnosticado como um AO. E tal fato pode ser uma consequência da composição do índice geral, baseado em outros setores industriais. Os efeitos adversos do Plano Collor I sobre os bens de capital estão intimamente relacionados à queda dos investimentos do setor industrial, que se propagou, ao longo do tempo, com maior persistência quando comparados aos outros setores da indústria.

GRÁFICO 10

Resíduos do modelo ESTAR(17) e AR(8) do índice de produção industrial de bens de capital – 1980:II-2005:II



Fonte: Ipeadata.

Diferentemente do modelo STAR com função logística, o modelo ESTAR assume dois tipos de regimes²¹ denominados “intermediário” e “distante”, quando F assume valores extremos 0 e 1, respectivamente. Esse regime distante ocorre quando qualquer observação em $t - d$ estiver muito longe do *threshold*, independente se negativa ou positiva. Por sua vez, o regime intermediário ocorre quando qualquer observação em $t - d$ possui valor igual ao *threshold*. Pode-se depreender, portanto, que a alternância de regimes no modelo ESTAR ocorre quando há desvios ao equilíbrio do sistema.

O comportamento do modelo da produção de bens de capital é explosivo para os regimes em que F assume valores 0 ou 1, e estacionária, quando $F = 0,5$. Os resultados dos módulos das raízes características são apresentados na tabela 6. Tal característica indica que o sistema, ao passar para um estado de crescimento com grande desvio ao estado de “crescimento intermediário” dado por 3,39%, assim como sua trajetória inversa, se processa por meio de um comportamento violento. Interessante observar que um desvio moderado do regime de crescimento intermediário, tal que $F = 0,5$, possui uma dinâmica estacionária e de forte persistência, uma vez que o módulo da maior raiz característica é próximo da unidade.

O gráfico 11 apresenta o formato da função de transição exponencial. As observações em toda a série variam sistematicamente entre 0 e 1, sem que haja predominância nos valores extremos de F . Esse aspecto denuncia o comportamento não-linear intrínseco da série.

Com relação aos valores assumidos pela função de transição exponencial, ao longo de todo o período, conforme ilustrado no gráfico 12, são comuns momentos de profundos desvios na trajetória “intermediária” de crescimento. E poucas vezes se verifica o declínio de F para valores iguais a zero, resultado este da tendência do

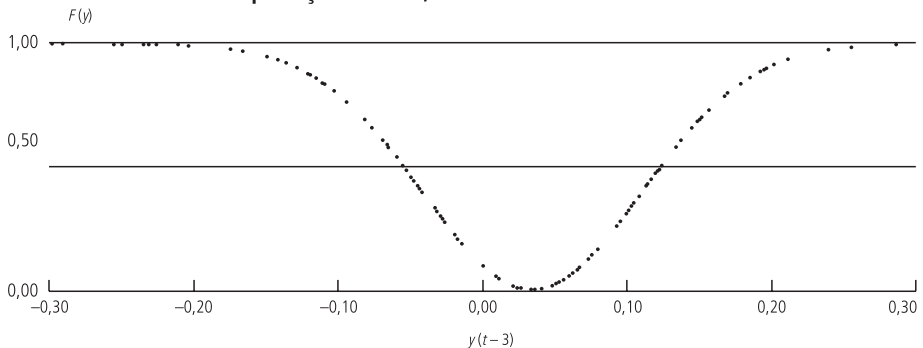
21. Em inglês os regimes são denominados *outer regime* e *mid-regime*, conforme Anderson e Teräsvirta (1992).

sistema em deixar rapidamente o “estado de equilíbrio”, uma vez que o módulo da maior raiz característica para este regime é maior que a unidade.

TABELA 6
Raízes características do modelo ESTAR para o índice de produção industrial de bens de capital

$F = 0$		$F = 0,5$		$F = 1$	
Raiz	Módulo	Raiz	Módulo	Raiz	Módulo
$0,92 + 0,47i$	1,04	$0,91 + 0,22i$	0,93	$0,99 + 0,17i$	1,00
$0,92 - 0,47i$	1,04	$0,91 - 0,22i$	0,93	$0,99 - 0,17i$	1,00
$0,46 + 0,58i$	0,74	$0,86 + 0,45i$	0,97	$0,83 + 0,45i$	0,95
$0,46 - 0,58i$	0,74	$0,91 - 0,22i$	0,97	$0,83 - 0,45i$	0,95
$-0,33 + 0,72i$	0,79	$0,61 + 0,71i$	0,94	$0,62 + 0,78i$	1,00
$-0,33 - 0,72i$	0,79	$0,91 - 0,22i$	0,94	$0,62 - 0,78i$	1,00
$-0,63 + 0,38i$	0,73	$0,33 + 0,79i$	0,86	$0,35 + 0,83i$	0,90
$-0,63 - 0,38i$	0,73	$0,33 - 0,79i$	0,86	$0,35 - 0,83i$	0,90
		$-0,06 + 0,82i$	0,83	$-0,05 + 0,86i$	0,86
		$-0,06 - 0,82i$	0,83	$-0,05 - 0,86i$	0,86
		$-0,40 + 0,79i$	0,88	$-0,41 + 0,80i$	0,90
		$-0,40 - 0,79i$	0,88	$-0,41 - 0,80i$	0,90
		$-0,65 + 0,61i$	0,89	$-0,69 + 0,65i$	0,95
		$-0,65 - 0,61i$	0,89	$-0,69 - 0,65i$	0,95
		$-0,80$	0,80	$-0,84$	0,84
		$-0,77 + 0,37i$	0,86	$-0,80 + 0,38i$	0,89
		$-0,77 - 0,37i$	0,86	$-0,80 - 0,38i$	0,89

GRÁFICO 11
Função de transição exponencial confrontada com o logarítmico da série na quarta diferença sazonal do índice de produção industrial, em $t-3$

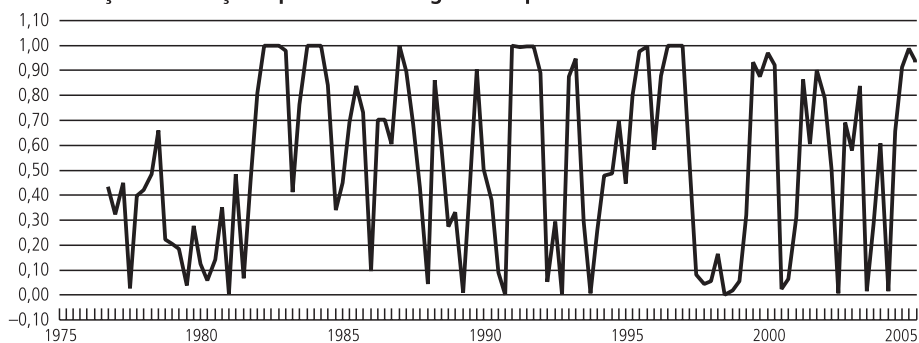


Fonte: Ipeadata.

Por fim, no gráfico 13, é apresentada a extrapolação determinística do *skeleton* do modelo não-linear da série de produção de bens de capital. A simulação do ESTAR foi executada, sem a presença de quaisquer distúrbios aleatórios, tal que

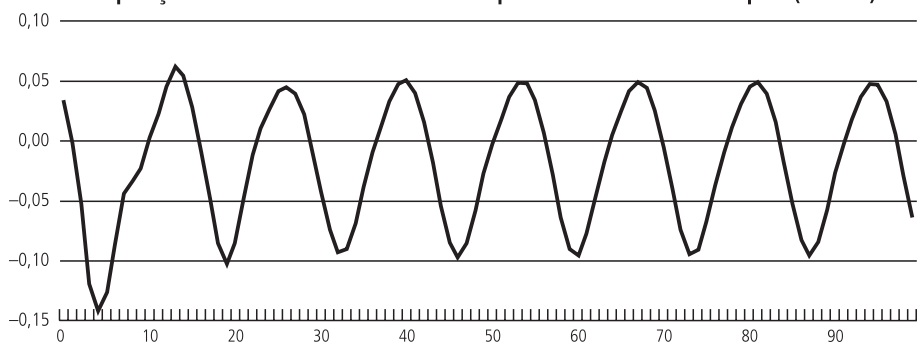
os valores iniciais são dados pelas 17 primeiras observações da série na quarta diferença sazonal e com transformação logarítmica. A simulação de 100 observações gerou um comportamento cíclico padrão, indicando a existência de um ciclo-limite. Em função disso, o sistema exibe múltiplos equilíbrios em sua dinâmica de longo prazo. O ciclo varia entre os valores $-0,09$ e $0,07$ com uma duração de 14 trimestres, além do que não apresenta um comportamento caótico, significando que mudanças marginais em algum dos valores iniciais da série não alteram o comportamento dos valores simulados, mantendo-se o mesmo padrão ao longo do tempo. No entanto, mudanças de valores iniciais, como um período de 17 trimestres a partir da década de 1980, podem incorrer em mudanças na amplitude do ciclo. A presença de um ciclo-limite, no modelo ESTAR, indica ainda a existência de uma dinâmica endógena, independente de quaisquer tipos de choques. E, portanto, o comportamento da série, mesmo na ausência desses choques aleatórios, é capaz de flutuar.

GRÁFICO 12

Função de transição exponencial ao longo do tempo

Fonte: Ipeadata.

GRÁFICO 13

Extrapolação determinística do modelo ESTAR para o índice de bens de capital ($n = 100$)

Fonte: Ipeadata.

5.4 Análise comparativa dos resultados

De acordo com os resultados do cálculo das raízes características dos modelos nas subseções anteriores, tanto o comportamento do regime de expansão da produção ($F = 1$), como o regime de recessão ($F = 0$) são condizentes com as explicações dos últimos 30 anos da economia brasileira. O fato de o modelo do índice geral de produção industrial ser explosivo na dinâmica transitiva entre o regime de recessão para o de expansão pode indicar que a resposta do setor produtivo a um crescimento econômico maior é violenta, ou mesmo, que a permanência no regime de baixo crescimento é de curta duração. Por sua vez, o sentido inverso, em que há passagem do regime de expansão para o de contração, é estacionário. Dificilmente encontramos na trajetória da taxa de crescimento da produção industrial brasileira momentos em que uma forte recessão do setor como um todo seja persistente. Podem-se citar como exemplo alguns casos em que isso se verifica, como a crise do começo da década de 1980 e os planos Collor I e II.

Vale ainda destacar que o regime de alto crescimento também incorpora valores negativos uma vez que o *threshold* estimado, em porcentagem, é igual a $-7,6\%$. Nessa situação, o grau de persistência é muito maior, tendo em vista que o módulo da raiz característica é menor e próximo a 1. Desse modo, taxas moderadas de crescimento negativo, ou mesmo taxas positivas, têm grau de persistência elevado nos períodos subseqüentes, como pode ser observado ao longo de toda a série, com destaque para o período que compreende o Plano Cruzado, o Plano Real e a pós-desvalorização cambial de 1999.

Portanto, não há nenhuma característica inerente ao índice geral de produção industrial que o puxe para patamares muito negativos de crescimento. Entretanto, percebe-se um comportamento de saída violenta do regime de recessão, indicando que quedas expressivas tendem a ser repentinas.

O modelo para o índice de bens de capital, de outro modo, apresentou uma dinâmica não-linear diferenciada ao índice geral de produção industrial, uma vez que a função de transição é exponencial. Nos extremos da função de transição, o modelo apresentou raiz característica maior do que 1, ou seja, tanto o regime “intermediário” de crescimento, em que a taxa de crescimento, em porcentagem, é igual a $3,9\%$, como o regime com taxas de crescimento muito distantes do *threshold*, possuem movimento explosivo. Por sua vez, o regime “distante”, tal que $F = 0,5$, que incorpora desvios não tão profundos à taxa de crescimento de equilíbrio $3,9\%$, possui movimento estacionário e de alta persistência nos períodos subseqüentes, uma vez que o módulo da maior raiz característica é $0,93$. Portanto, é possível dizer que não há nenhuma tendência intrínseca das variações trimestrais do índice de bens de capital, em sair de patamares de crescimento pouco acentuados, sejam eles negativos ou positivos. Enquanto taxas de crescimento muito próximas do regime intermediário, ou muito distantes dele, não são sustentadas por longos períodos.

Igualmente ao modelo aplicado ao índice geral de produção, taxas de crescimento muito negativas do índice de bens de capital não se sustentam por muito tempo. Por sua vez, fortes taxas positivas de crescimento também não são sustentadas, característica esta que lhe confere um movimento bem diferenciado do índice geral.

Esse comportamento, de certo modo, é compatível com o período em análise. Tendo em vista que bens de capital servem como uma *proxy* do investimento do setor industrial, momentos de profunda recessão, como a crise no começo dos anos 1980, o Plano Collor e o regime de bandas cambiais, iniciado no final de 1995, e, de modo semelhante, os períodos de forte crescimento, como Plano Cruzado e Plano Real, não são sustentados por muito tempo. Taxas mais moderadas de crescimento, como verificado no período após a desvalorização cambial de 1999, tendem a ser mais persistentes.

Vale ainda salientar que os resultados do caso brasileiro para o modelo do índice geral de produção industrial, em relação aos resultados dos Estados Unidos, Europa e Alemanha, discutido em Anderson e Teräsvirta (1992), foram similares no que tange à dinâmica dos regimes quando $F = 0$ ou 1. Isso pode ser um indício de que a produção industrial brasileira, assim como a dos principais países da OCDE possuem uma trajetória de violenta ascensão da produção, assim que a economia entra em fase de recuperação. Em outras palavras, a produção industrial desses países irá novamente ter uma forte aceleração em um momento posterior a sua entrada no período de estagnação. E uma situação inversa, em que a produção se move para um momento de recessão, a dinâmica não é violenta, a menos que haja um forte choque negativo.

6 AVALIAÇÃO DAS PREVISÕES DO MODELO STAR

Outra maneira de avaliação dos benefícios de se utilizar o modelo STAR *vis-à-vis* o modelo AR se dá por meio da comparação do desempenho de suas previsões. Esta seção apresenta a raiz do erro quadrático médio das previsões – Root Mean Square Error (RMSE) – do modelo AR e STAR para ambas as séries.

Foram realizadas as previsões um passo à frente entre o primeiro trimestre de 1995 e o segundo trimestres de 2007. O RMSE foi computado para intervalos de dois anos e para os trimestres de crescimento e declínio da produção, permitindo, assim, um melhor exame da capacidade preditiva dos modelos nos momentos de alternância de regimes. As previsões um passo à frente, fora da amostra, também são reportadas na tabela 7.

De acordo com os cálculos do RMSE, o modelo STAR não trouxe melhorias significativas à previsão do índice geral de produção industrial, refletindo o fato de que ambos os modelos possuem, basicamente, a mesma capacidade preditiva. O modelo STAR para o índice de bens de capital, por sua vez, traz indícios de

superioridade nas previsões. Este desempenho está relacionado ao fato de que as raízes do erro quadrático médio são menores, principalmente, para os biênios entre o primeiro trimestre de 1997 e último trimestre de 2000.

TABELA 7

Raiz do erro quadrático médio das previsões do modelo AR e STAR para o índice geral de produção da indústria e índice de bens de capital

	Índice geral		Índice de bens de capital	
	AR	STAR	AR	STAR
1995:1 a 1996:4	0,0438	0,0498	0,0988	0,0955
1997:1 a 1998:4	0,0273	0,0304	0,0721	0,0484
1999:1 a 2000:4	0,0206	0,0218	0,0563	0,0395
2001:1 a 2002:4	0,0268	0,0263	0,0564	0,0642
2003:1 a 2004:4	0,0321	0,0336	0,0780	0,0691
Trimestres de crescimento	0,0333	0,0376	0,0722	0,0671
Trimestres de declínio	0,0255	0,0235	0,0740	0,0646
1995:1-2004:4	0,0311	0,0338	0,0740	0,0662
2005:3-2007:2	0,0186	0,0218	0,0560	0,0902

Vale ainda ressaltar que para previsão fora da amostra, que se estende do terceiro trimestre de 2005 ao segundo trimestre de 2007, o modelo linear apresentou menor RMSE em ambos os casos.

7 CONCLUSÕES

O desenvolvimento de modelos não-lineares vem se mostrando oportuno e adequado na análise dos ciclos de negócios. Os resultados encontrados neste trabalho indicam que o modelo STAR foi satisfatório ao incorporar os efeitos de fortes mudanças no setor industrial do Brasil.

As duas séries estudadas trouxeram evidências de que um modelo que incorpora mudança de fases de crescimento é mais adequado para caracterizá-las, diferenciando-se apenas no que tange ao tipo de função de transição. O modelo para o índice geral de produção industrial apresenta uma função de transição logística, enquanto o modelo para o índice de bens de capital possui função de transição exponencial. Quanto à detecção de *outliers*, o período de maior incidência de AOs ocorreu no começo da década de 1990 devido aos planos Collor I e II e os efeitos da liberalização comercial sobre a indústria. O método foi aplicado, com vistas, principalmente, a eliminar o viés de forte rejeição da hipótese nula de linearidade, causado pelos AOs, quando se realiza o teste de linearidade.

Os resultados do cálculo das raízes características, tanto para o regime de expansão da produção ($F = 1$), quanto para o regime de recessão ($F = 0$) são condzentes com as explicações dos últimos 30 anos da economia brasileira. O fato

do modelo para o índice geral de produção industrial ser explosivo na dinâmica transitiva entre o regime de recessão para o de expansão pode indicar que a resposta do setor produtivo a um maior crescimento econômico é violenta, ou mesmo que a permanência no regime de baixo crescimento é de curta duração. Por sua vez, o sentido inverso, em que há passagem do regime de expansão para o de contração, é estacionário. E tal aspecto pode ser um indício de que o setor industrial como um todo, mesmo quando a economia possui taxas moderadas de crescimento, seja positivo ou negativo, consegue manter o nível de produção, sem que haja uma intensa queda.

No caso do modelo para o índice de bens de capital os regimes “intermediário” e “distante”, ou seja, F é igual a 0 e 1, respectivamente, apresentaram trajetória explosiva. Enquanto o regime “distante”, tal que $F = 0,5$, apresentou movimento estacionário e de forte persistência para os períodos subsequentes. Ou seja, taxas de crescimentos acentuadas, sejam positivas ou negativas, não são sustentadas por muitos períodos, sendo que o movimento de saída desses regimes é violento.

A estrutura dos modelos ainda STAR possibilitou, por meio dos valores da função de transição F , indicar os períodos, ao longo da série, que mais se aproximaram do regime de recessão ou expansão. Foi possível também verificar quais as características da trajetória do sistema no longo prazo, por meio da simulação do *skeleton*. O índice geral de produção apresentou um ponto-limite que se estabelece acima do *threshold*, e o índice de bens de capital apresentou um ciclo-limite de 14 trimestres, ou 3,5 anos, indicando a existência de múltiplos equilíbrios na trajetória de longo prazo. Finalmente, a avaliação da capacidade preditiva do modelo revelou que o modelo STAR, para o índice de bens de capital, apresentou-se superior ao modelo linear, exceção feita à previsão fora da amostra.

ABSTRACT

The aim of this paper is to investigate the aspects and consequences of nonlinearities in the Brazilian General Production Index and Capital Goods Production Index, which can be adequately described by the Smooth Transition Autoregressive (STAR) models. This family of models embodies an asymmetric behavior that allows the business cycles to alternate endogenously between two distinct regimes. Moreover, a test is performed in order to distinguish between nonlinearities and additive outliers (AO). The results are interpreted by means of the characteristic polynomial roots, which provide important information about the dynamic properties, and by deterministic extrapolation of the estimated STAR model. The main finding is that the general production and capital goods production moves from deep recession into high growth very aggressively.

REFERÊNCIAS

- AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions in Automatic Control*, v. 19, p. 716-723, 1974.
- ANDERSON, H. M.; TERÄSVIRTA, T. Characterizing nonlinearities in business cycles using smooth transition autoregressive models. *Journal of Applied Econometrics*, v. 7, p. 119-136, 1992.
- ARANGO, L. E.; MELO, L. F. Expansions and contractions in Brazil, Colombia, and Mexico: a view through non-linear models. *Journal of Development Economics*, v. 80, p. 501-517, 2006.
- BALKE, N. S.; FOMBY, T. B. Large shocks, small shocks, and economic fluctuations: outliers in macroeconomic time series. *Journal of Applied Econometrics*, v. 9, p. 181-200, 1994.
- BOX, G. E. P.; TIAO, G. C. Intervention analysis with application to economic and environmental problems. *Journal of the American Statistical Association*, v. 70, p. 70-79, 1975.
- CAMPBELL, J. Y.; MANKIWIĆ, N. G. Are output fluctuations transitory? *Quarterly Journal of Economics*, v. 102, p. 857-880, 1987.
- CHAUVET, M. The Brazilian business and growth cycles. *RBE*, v. 22, p. 75-106, 2002.
- COCHRANE, J. H. *Univariate vs multivariate forecasts of gdp growth and stock returns: evidence and implications for the persistence of shocks, detrending methods and tests of the permanent income hypothesis*. 1992 (NBER Working Papers, n. 3.427).
- DIJK, D. V.; DIJK, H. K. V.; FRANCES, P. H. On the dynamic of business cycles analysis: editor's introduction. *Journal of Applied Econometric*, v. 20, p. 147-150, 2005.
- DIJK, D. V.; FRANCES, P. H.; LUCAS, A. Testing for smooth transition nonlinearity in the presence of outlier. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 17, p. 271-234, 1999.
- DIJK, D. V.; FRANCES, P. H.; TERÄSVIRTA, T. Smooth transition autoregressive models – a survey of recent developments. *Econometric Institute Researcher Report*, n. 23/A, 2000.
- DIJK, D. V.; STRIKHOLM, B.; TERÄSVIRTA, T. The effects of institutional and technological change and business cycle fluctuation on seasonal patterns in quarterly industrial production series. *Econometrics Journal*, v. 6, p. 79-98, 2003.
- FATÁS, A. Endogenous Growth and Stochastic Trends. *Journal of Monetary Economics*, v. 45, p. 107-128, 2000.
- FONSECA, J. S.; MARTINS, G. A.; TOLEDO, G. L. *Estatística Aplicada*. Editora Atlas, São Paulo, 2ª. Edição, 1991.
- FRANCES, P. H.; BRUIN, P. de; DIJK, D. V. Seasonal Smooth Transition Autoregression. *Econometric Institute Report 2000-06/A*, 2000.
- GALVÃO, A. B. C. Can non-linear time series models generate US business cycle asymmetric shape? *Economics Letters*, v. 77, p. 187-194, 2002.
- _____. Multivariate threshold models: TVARs and TVECMs. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 23, p. 141-171, 2003.
- GANDOLFO, G. *Economic dynamics*. Springer, Study Edition, 1997.
- HAMILTON, J. D. What's real about the business cycles. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, n. 87, p. 435-452, 2005.

KAISER, R.; MARAVALL, A. Seasonal outliers in time series. *Journal of the Inter American Statistical Institute*, v. 53, p. 213-249, 2001.

KHADAROO, A. J. A threshold in inflation dynamics: evidence from emerging countries. *Applied Economics*, v. 37, p. 719-723, 2005.

KIANI, K. M. Detecting business cycles asymmetries using artificial neural networks and time series models. *Computational Economics*, v. 26, p. 65-89, 2005.

KONTOLEMIS, Z. G. Does growth vary over the business cycle? Some evidence from G7 countries. *Economica*, v. 64, p. 441-460, 1997.

NEFTCI, S. N. Are economic time series asymmetric over the business cycle. *The Journal of Political Economy*, v. 92, p. 307-328, 1984.

NELSON, C. R.; PLOSSER, C. I. Trends and random walks in macroeconomics time series: some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, v. 10, p. 139-162, 1982.

ÖCAL, N.; OSBORN, D. R. Business cycle non-linearities in UK consumption and production. *Journal of Applied Econometrics*, v. 15, p. 27-43, 2000.

PEEL, D. A.; SPEIGHT, A. E. H. Is the US business cycle asymmetric? Some further evidence. *Applied Economics*, v. 28, p. 405-415, 1996.

_____. The nonlinear time series proprieties of unemployment rates: some further evidence. *Applied Economics*, v. 30, p. 287-294, 1998.

POTTER, S. M. A nonlinear approach to US GNP. *Journal of Applied Econometrics*, v. 10, p. 109-125, 1995.

ROMER D. *Advanced macroeconomics*. 3th . New York: McGraw-Hill, 2006.

SKALIN, J.; TERÄSVIRTA, T. Another look at Swedish business cycles, 1861-1988. *Journal of Applied Econometrics*, v. 14, p. 359-378, 1999.

SCHWARZ, G. Estimating the dimension of a model. *The Annals of Statistics*, v. 4, p. 461-464, 1978.

TERÄSVIRTA, T. Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models. *Journal of the American Statistical Association*, v. 89, p. 208-218, 1994.

TSAY, R. S. Time series model specification in the presence of outliers. *Journal of American Statistical Association*, v. 81, p. 132-141, 1986.

_____. Testing and modeling threshold autoregressive processes. *Journal of the American Statistical Association*, v. 84, p. 231-240, 1989.

WATSON, M. W.; KING, R. G.; PLOSSER, C. R.; STOCK, J. H. Stochastic trends and economic fluctuations. *American Economic Review*, v. 81, p. 819-840, 1991.

(Originais submetidos em março de 2007. Última versão recebida em agosto de 2008. Aprovado em agosto de 2008.)

APÊNDICE

TABELA A.1

Estimativas dos modelos auto-regressivos realizadas no teste de detecção de *outlier* para o índice geral de produção industrial

y_t	Modelo I	Valor-p	Modelo II	Valor-p	Modelo III	Valor-p	Modelo IV	Valor-p
Constante	0,0063	0,1885	0,0072	0,1177	0,0063	0,1675	0,0085	0,0454
D1	-	-	-0,0648	0,1789	-	-	-	-
D2	-	-	0,1494	0,0025	0,1490	0,0027	0,1563	0,0006
D3	-	-	-0,1639	0,0013	-0,1657	0,0012	-0,1663	0,0004
D4	-	-	-	-	-	-	-0,1919	0,0000
y_{t-1}	0,8576	0,0000	0,9613	0,0000	0,9802	0,0000	0,9428	0,0000
y_{t-2}	-0,2561	0,0137	-0,3302	0,0017	-0,3554	0,0007	-0,3079	0,0013
y_{t-3}	0,2803	0,0068	0,1830	0,0792	0,2373	0,0146	0,2292	0,0098
y_{t-4}	-0,6380	0,0000	-0,4638	0,0000	-0,4943	0,0000	-0,4506	0,0000
y_{t-5}	0,4487	0,0000	0,3365	0,0001	0,3365	0,0001	0,2675	0,0008
R^2	0,5806	-	0,6527	-	0,6466	-	0,7095	-
AIC	-3,2446	-	-3,3802	-	-3,3804	-	-3,5588	-
SBC	-3,0998	-	-3,1629	-	-3,1873	-	-3,3416	-

Notas: AIC: critério de informação de Akaike; SBC: critério de informação de Schwarz; D1 – *dummy* para 1991:I; D2 – *dummy* para 1991:II; D3 – *dummy* para 1991:III; D4 – *dummy* para 1990:II.

TABELA A.2

Estimativas dos modelos auto-regressivos realizadas no teste de detecção de *outlier* para o índice de bens de capital

y_t	Modelo I	Valor-p	Modelo II	Valor-p
Constante	0,002867	0,7208	0,000688	0,9303
D1	-	-	0,221812	0,0130
y_{t-1}	0,870312	0,0000	0,875403	0,0000
y_{t-4}	-0,570406	0,0000	-0,492977	0,0000
y_{t-5}	0,451617	0,0000	0,385521	0,0001
y_{t-8}	-0,207822	0,0008	-0,184487	0,0023
R^2	0,688707	-	0,706702	-
AIC	-2,075384	-	-2,116747	-
SBC	-1,952635	-	-1,969448	-

Notas: AIC: critério de informação de Akaike; SBC: critério de informação de Schwarz; D1 – *dummy* para 1991:II.

O INVESTIMENTO EM INFRA-ESTRUTURA NO BRASIL: HISTÓRICO RECENTE E PERSPECTIVAS*

Cláudio R. Frischtak**

O objetivo deste trabalho é dimensionar os investimentos públicos e privados em infra-estrutura no Brasil, em termos agregados, bem como nos setores de saneamento, telecomunicações, transporte – nos seus diferentes modais – e energia elétrica, e estabelecer seus determinantes. Em anos recentes o país vem investindo cerca de 2% do Produto Interno Bruto (PIB), dividido igualmente entre público e privado, percentual modesto quando comparado ao das economias emergentes e desenvolvidas, e insuficiente mesmo para repor o capital fixo. A causa fundamental parece ser uma falha maciça de Estado tanto no planejamento, financiamento e execução dos investimentos – muitos dos quais complementares aos investimentos privados – conjugada com fragilidade institucional e incerteza do ambiente regulatório.

1 INTRODUÇÃO

O investimento em infra-estrutura por períodos relativamente longos é condição necessária tanto ao crescimento econômico como para ganhos sustentados de competitividade. Este não é um esforço trivial. Poucos países têm sido capazes de mobilizar recursos ao longo de um horizonte que vai além de 20-30 anos, sem reduções que comprometem a integridade e qualidade dos serviços.

De modo geral, e tendo por referência a experiência dos países desenvolvidos e das economias emergentes que transitaram mais recentemente e de forma acelerada para níveis mais elevados de renda, observa-se que seria necessário (BANCO MUNDIAL, 2005b):

- Uma relação investimento/Produto Interno Bruto (PIB), em infra-estrutura, da ordem de 3,0% apenas para manter o estoque de capital existente (1%), acompanhar o crescimento e as necessidades da população (1,3%), e progressivamente universalizar os serviços de água/saneamento (0,6% em 20 anos) e eletricidade (0,1% em cinco anos).¹

- Uma expansão para 4%-6% do PIB, investido ao longo de 20 anos, para alcançar os níveis observados atualmente na Coreia do Sul e em outros países industrializados do Leste da Ásia, ou mesmo acompanhar o processo de modernização da infra-estrutura da China.

* O autor contou com a excelente assistência de pesquisa de Andrea Gimenes e Heloisa Jardim, e agradece os comentários e sugestões de dois pareceristas anônimos.

** Presidente da Inter.B Consultoria Internacional de Negócios e ex-Principal Economist para Indústria e Energia do Banco Mundial.

1. Esses números parecem consistentes com a experiência brasileira. Para estimativas do custo de universalização dos serviços de saneamento, ver Aesbe (2006, p. 4). No caso do programa "Luz para Todos", os gastos projetados em cinco anos são de R\$ 12,7 bilhões, ou cerca de 0,1% do PIB anualmente.

- Uma mobilização de 5%-7% do PIB para impulsionar o crescimento econômico e se aproximar dos padrões desses países – que vêm melhorando continuamente – e cujas taxas de investimento em infra-estrutura se situaram nesse intervalo nos 20 anos que compreendem o final das décadas de 1970 e 1990.

A seção 2 deste trabalho apresenta a “contabilidade” dos investimentos públicos e privados em infra-estrutura no país para o período 2001-2007, segmentados pelos principais setores. Os resultados indicam os níveis claramente insuficientes de investimentos no período – cerca de 2% do PIB em anos recentes.² As projeções para os próximos anos revelam uma modesta melhora direcionada por uma combinação de maior esforço de gastos por parte do governo – centralizado no Programa de Aceleração do Crescimento (PAC) –, perspectiva de crescimento mais rápido e duradouro da economia, mudanças dramáticas no mercado de capitais no país e queda do custo de capital.

A experiência internacional, examinada na seção 3, confirma a importância de expandir tanto os investimentos públicos quanto privados, tendo em vista a distância do país da fronteira da competitividade, que vem sendo redesenhada pelos países que têm usado os gastos em infra-estrutura para modernizar suas economias. A seção 4 se propõe a identificar as principais barreiras que impedem a expansão dos investimentos nos setores mais relevantes de infra-estrutura no país e algumas das ações necessárias para removê-las. A seção 5 sintetiza e conclui a discussão.

Este trabalho argumenta que o país enfrenta fundamentalmente restrições de duas ordens ao investimento em infra-estrutura, fruto de “falhas de Estado”. Talvez a mais importante diga respeito ao quadro legal e regulatório no país, que estabelece para setores específicos as regras do jogo e sua implementação. A indefinição das regras e a demora no processo decisório, inclusive por conta de conflitos de interpretação da legislação, afetam de forma adversa os investimentos. Inversamente, a experiência demonstra a importância de uma definição nítida de um quadro legal, um regime regulatório e uma institucionalidade que combinem transparência e estabilidade das regras, competência técnica e agilidade decisória.

Em transportes (rodoviário, ferroviário, portuário, hidroviário e aeroportuário), particularmente, existe ainda um agravante: a complementaridade do investimento público e privado implica que a qualidade das instituições encarregadas de executar o investimento público tem um impacto direto sobre o investimento privado. Aí reside possivelmente a outra “falha de Estado” que explicaria a insuficiência dos investimentos privados. As dificuldades de investir enfrentadas pelo Estado – por conta da politização e não profissionalização de empresas e autarquias públicas –

2. Há dois pontos claramente “fora da curva”: 2001, por conta dos investimentos maciços feitos em telecomunicações para antecipação das metas de universalização, e 2003, por força do ajuste fiscal empreendido (ver tabela 2, seção 2).

agrava as fragilidades legais e regulatórias, e se constitui em um óbice adicional ao investimento privado.

O trabalho sugere que, no conjunto, as ações de governo devem ter um duplo fulcro: primeiro, estabelecer marcos regulatórios estáveis, e fortalecer a ação das agências, inclusive na outorga de direitos e ativos ao setor privado – via concessões, abertura de capital ou outra forma de privatização parcial ou total – a Empresa Brasileira de Infra-Estrutura Aeroportuária (Infraero) e as Companhias Docas seriam candidatas naturais. Segundo, melhorar a capacidade de execução das instâncias de governo responsáveis pelos seus investimentos, garantindo sua completa despolitização e profissionalização dos quadros – o Departamento Nacional de Infra-Estrutura de Transportes (Dnit) talvez seja um caso paradigmático, mas a própria Eletrobrás e suas subsidiárias devem ou bem ser privatizadas ou integralmente profissionalizadas. Combinadas com uma reforma previdenciária e com a redução permanente dos gastos correntes, de forma a “abrir espaço” e dar sustentabilidade à necessária expansão dos investimentos públicos, estas ações serão capazes de impulsionar a modernização da infra-estrutura no Brasil.

2 A CONTABILIDADE DOS INVESTIMENTOS EM INFRA-ESTRUTURA: UMA VISÃO AGREGADA

A tabela 1 retrata a evolução dos investimentos em infra-estrutura no país, considerando os principais setores: energia elétrica, telecomunicações, transporte rodoviário, ferroviário e aeroportuário, portos, hidrovias, e saneamento. Ainda que possa haver problemas de definição e abrangência (ver anexos A e B), esta é uma contabilidade razoavelmente completa, com base na qual pode-se afirmar que o país nos últimos anos vem investindo cerca de 2% do PIB em infra-estrutura, um percentual relativamente modesto quando comparado à experiência internacional (seção 3).

Após sofrerem uma regressão no início da década e atingirem o nadir em 2003, os investimentos passam por um processo de expansão que deve – com toda a probabilidade – se sustentar nos próximos anos, pelo menos acompanhando o crescimento do PIB. De fato, para o período 2008-2010, projeta-se uma taxa média de investimento em infra-estrutura de 2,18% do PIB, levemente superior à média 2001-2007. Mesmo admitindo-se que os valores projetados estejam subestimados, dado que em parte se baseiam nos “investimentos mapeados” por Torres Filho e Puga (2007) numa base necessariamente amostral,³ e ajustando-se para cima para fazê-los consistentes com as projeções do PAC, ainda assim os investimentos em infra-estrutura chegariam a 2,65% do PIB no triênio.⁴ Este é um percentual que

3. O trabalho cobre os setores de energia elétrica, comunicações, transporte ferroviário, portos e saneamento.

4. Valor ajustado considerando que as projeções de Torres Filho e Puga (2007) cobririam cerca de 80% dos investimentos em infra-estrutura efetivamente programados para o período. As projeções para os setores rodoviário, aeroportuário e hidroviário são oriundas do PAC, e foram mantidas.

ainda não permitiria a universalização dos serviços básicos (a exemplo de saneamento), e muito inferior ao requerido para se aproximar dos padrões observados atualmente nas economias em rápido crescimento do Leste Asiático.

TABELA 1

Brasil: investimentos públicos e privados em infra-estrutura – 2001-2007, 2008-2010 (projetado)

(Em R\$ bilhões correntes)

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	Σ 2001-2007	Σ 2008-2010
Energia elétrica	8,73	11,05	9,94	9,69	12,18	15,60	16,29	83,47	71,91
Telecomunicações	21,99	9,69	8,02	13,30	14,21	12,41	12,46	92,09	46,34
Transporte rodoviário	5,87	5,53	3,86	5,40	6,74	8,67	9,36	45,43	24,08
Transporte ferroviário	0,82	0,72	1,11	1,90	3,24	2,53	2,74	13,06	8,26
Aeroportuário	0,46	0,58	0,57	0,55	0,74	0,89	0,57	4,36	2,43
Portos (inclusive docas)	0,33	0,44	0,20	0,44	0,50	0,58	0,72	3,21	1,18 ^a
Hidrovias	0,20	0,09	0,05	0,08	0,10	0,11	0,13	0,77	0,61
Saneamento	4,82	4,43	3,74	4,46	6,44	8,28	9,76	41,92	28,34
Total	43,22	32,54	27,48	35,82	44,15	49,07	51,03	284,31	183,14
PIB nominal	1.302	1.477	1.699	1.941	2.147	2.322	2.558	13,446	8.386 ^b
Investimento/PIB (%)	3,32	2,20	1,62	1,85	2,06	2,11	2,03	2,11	2,18

Fontes: Anexos A e B, Torres Filho e Puga (2007), PAC, Ipeadata, Banco Central (BC) e cálculos próprios.

^a Possivelmente subestimado em R\$ 4 bilhões em função de novos projetos.

^b Valores constantes de 2007, com base no PIB estimado para o ano e um crescimento médio de 4,5% ao ano (a.a.) (real) para 2008-2010.

As dificuldades de uma rápida expansão dos investimentos em infra-estrutura estão, em última instância, referidas à fragilidade do Estado, que afeta o volume e a qualidade tanto do investimento público quanto do privado. Para o investimento público, a barreira mais aparente é a restrição fiscal que opera desde o final da década de 1970, mas que se acentuou com a crise do modelo de financiamento do Estado via endividamento externo; a Constituição de 1988, e a decorrente expansão dos gastos e transferências; e o fim do imposto inflacionário em 1994-1995, com o Plano Real.

O ajuste nas contas públicas – que se vê reforçado após a crise cambial de 1999 e a aprovação da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) em 2000 – incidiu com maior intensidade nos gastos discricionários, particularmente os investimentos de governo, e secundariamente sobre as empresas públicas. A progressiva compressão dos gastos discricionários da União num contexto de déficits nominais significativos e – até recentemente – uma dinâmica adversa da dívida pública impuseram um teto cadente aos investimentos totais da União, que durante a atual década se situaram sistematicamente abaixo de 1% – uma média de 0,611% em 2001-2007 para a administração direta (tabela 2).

TABELA 2

Brasil: taxa agregada de investimento e contribuição da União – 2001-2007

(Em % do PIB)

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Investimento agregado	17,0	16,4	15,3	16,1	15,9	16,6	17,6
Investimento/Orçamento Geral da União (OGU) ^a	0,786	0,829	0,307	0,467	0,480	0,657	0,751

Fontes: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), BC, Ipeadata, Conselho de Infra-Estrutura (Coinfra)/Confederação Nacional da Indústria (CNI), Sistema Integrado de Administração Financeira do Governo Federal (Siafi) e cálculos próprios. Ver anexos A e B.

^a Com base nos valores correntes desembolsados (inclusive restos a pagar), dados oriundos do Siafi, e construídos pelo Coinfra/CNI. Ver Nunes (2007) e Coinfra (2008).

O Plano Plurianual (PPA) de 2008-2011 sugere que a expansão dos investimentos de governo deverá continuar a enfrentar restrições, produto da combinação de crescimento de despesas da previdência e correspondente encolhimento dos gastos não obrigatórios (além de dificuldades de execução). Neste período, os gastos previdenciários irão se expandir de 7,2% para 7,8% do PIB, enquanto o componente discricionário do orçamento deverá encolher de 4,5% para 3,8% do PIB (tabela 3).

TABELA 3

Orçamento primário do Governo Central – 2008-2011

(Em % do PIB)

	2008	2009	2010	2011
Despesas (exclusive transferências a estados e municípios)	18,94	18,87	18,95	18,65
Gastos discricionários – Executivo	4,48	4,42	4,24	3,83

Fonte: Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão/PPA de 2008-2011.

Como é improvável que o governo possa usar novos tributos para financiar os gastos em infra-estrutura – a rejeição do Senado ao final de 2007 à extensão da Contribuição Provisória sobre Movimentação Financeira (CPMF) é um forte indicador do ânimo da sociedade para aceitar novos impostos –, o corolário é a clara limitação da expansão daqueles gastos pela administração direta.⁵ Ao mesmo tempo, as restrições enfrentadas pelas empresas do setor público, federais e estaduais, no sentido de ampliar rapidamente sua geração de caixa com base em elevação de tarifas (e redução de custos) – com a possível exceção da Petrobras, cujos investimentos na sua maior parcela *não* estão direcionados para infra-estrutura *stricto sensu* – se traduzem igualmente em orçamentos de investimento limitados.⁶

5. De acordo com o ministro da Fazenda, “para conseguirmos fazer investimentos de 1% do PIB, na administração direta, é um sacrifício tremendo. E mais do que isso não dá para fazer”. Ver Safatle (2007).

6. Em 2007, os investimentos em energia elétrica da Eletrobrás e Petrobras somaram cerca de R\$ 6,3 bilhões; da Infraero, aproximadamente, R\$ 0,6 bilhão; e dos Portos e Cia. Docas, R\$ 0,224 bilhão, totalizando aproximadamente 0,256% do PIB do ano. No plano estadual, os investimentos das empresas de saneamento são da ordem de R\$ 5,7 bilhões; do setor elétrico – Centrais Elétricas de Minas Gerais (Cemig), Companhia Paranaense de Energia (Copel), Centrais Elétricas de Santa Catarina (Celesc), Companhia Estadual de Energia Elétrica (CEEE)/Rio Grande do Sul, Companhia Energética de Brasília (CEB) e Centrais Elétricas de Goiás S.A. (Celg) – R\$ 2,6 bilhões; e rodovias R\$ 3,1 bilhões, totalizando 0,449% do PIB (ver anexos A e B).

Em 2007 – ano de relativa folga fiscal – os investimentos em infra-estrutura do governo federal alcançaram apenas 0,34% do PIB. Já as demais instâncias públicas – empresas e governos estaduais, e empresas federais – contribuíram com 0,72% do PIB para estes gastos (tabela 4). No total, os entes públicos foram responsáveis por 1,06% do PIB, muito abaixo do patamar mínimo necessário para evitar sua degradação (estimado em 3% do PIB). Neste sentido, o maior envolvimento do setor privado se torna imprescindível, informado por um simples silogismo: o país requer um volume crescente de investimentos em infra-estrutura e as restrições fiscais do Estado no que diz respeito aos seus gastos discricionários assumiram um caráter estrutural. Assim, na margem, os investimentos em infra-estrutura no país seriam necessariamente direcionados pelo setor privado, ainda que seja também importante ampliar os investimentos públicos pela sua natureza de modo geral complementar.

TABELA 4

Brasil: investimentos em infra-estrutura – 2001-2007

(Em R\$ bilhões correntes)

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Governo federal	4,7	3,8	1,4	3,0	4,6	6,8	8,7
% do PIB	0,36	0,25	0,08	0,15	0,22	0,29	0,34
Empresas públicas	9,5	11,2	11,1	11,8	15,0	19,4	18,4
% do PIB	0,73	0,76	0,65	0,61	0,70	0,83	0,72
Empresas privadas	29,0	17,6	15,0	21,0	24,5	22,9	24,9
% do PIB	2,23	1,19	0,88	1,08	1,14	0,99	0,97
Investimento em infra-estrutura – total	43,2	32,5	27,5	35,8	44,1	49,0	52,0
% do PIB	3,32	2,20	1,62	1,85	2,06	2,11	2,03

Fonte: Cálculos próprios. Ver anexos A e B.

A experiência internacional, como se verá a seguir, é bastante matizada no que diz respeito à participação relativa público-privada. Se, por um lado, é robusta a evidência de que as economias emergentes investem um percentual do PIB bastante superior ao observado no Brasil, por outro não há um único padrão público-privado de alocação de recursos. Países asiáticos com elevada taxa de poupança e menores restrições fiscais, assim como a Europa Continental por meio de significativo esforço tributário, têm podido mobilizar recursos públicos significativos. Na América Latina, os países que mais têm investido (proporcionalmente) em infra-estrutura – Chile e Colômbia – têm sido relativamente bem-sucedidos em atrair o setor privado, combinando estabilidade regulatória e razoável previsibilidade nos investimentos públicos complementares aos gastos privados.

3 A EXPERIÊNCIA INTERNACIONAL

Em anos recentes, os países asiáticos de alto crescimento fizeram esforço considerável de modernização de sua infra-estrutura (tabela 5). Enquanto o Vietnã vem despendendo perto de 10% do PIB no setor desde o final da década de 1990, China e Tailândia, ainda que partindo de patamares diferentes, impulsionaram seus gastos de forma significativa: entre 1998 e 2003, os investimentos chineses se ampliam de 2,6% para 7,3% do PIB, enquanto os da Tailândia saltam de 5,3% para 15,4% do PIB. Mesmo as Filipinas – apesar das fragilidades institucionais – investem acima de 3,5% do PIB.

TABELA 5

Investimentos em infra-estrutura: países selecionados

(Em % do PIB)

	Brasil	Chile	Colômbia	Índia	China	Vietnã	Tailândia	Filipinas
Ano/período	2007	2001	2001	2006-2007	2003	2003	2003	2003
% do PIB	2,03	6,2	5,8	5,63	7,3	9,9	15,4	3,6

Fontes: Chile e Colômbia: Banco Mundial (2005b); Vietnã, Tailândia, Filipinas e China: Banco Mundial (2005a); Índia: Government of India (2007); Brasil: ver anexos A e B.

Na América Latina, o Chile e a Colômbia se situam na fronteira tanto de responsabilidade fiscal quanto das boas práticas regulatórias. No caso do Chile, os investimentos no setor se ampliaram após 1995, ainda que na década anterior tenham alcançado uma média de 4% do PIB. Já em 2001, 2/3 dos gastos de 6,2% do PIB – os mais elevados na América Latina – eram de responsabilidade do setor privado, o que denota (entre outros fatores) a qualidade do ambiente regulatório. Na Colômbia, os investimentos – que chegaram a cerca de 5,8% do PIB em 2001 – permaneceram elevados no início da década.

A Índia – país cuja infra-estrutura é extremamente frágil, com tradição de ativismo estatal e pequena participação privada, e que necessita sustentar uma trajetória de rápido crescimento econômico (projetado em 9% a.a. nos próximos cinco anos) – exemplifica a ênfase dada ao setor, e a escala em que recursos públicos e privados vêm sendo mobilizados.

Um novo plano de investimentos em infra-estrutura foi montado como parte do *Eleventh Plan* (11º Plano) (2007-2008 a 2011-2012). Os gastos públicos e privados totalizam US\$ 581,7 bilhões em cinco anos, ou cerca de 7,5% do PIB no período – em 2007 o volume previsto é de pouco menos de 6% do PIB (tabela 6). Se esses investimentos puderem ser sustentados por um período que vai além do 11º Plano, a Índia alcançará em 10-15 anos uma posição próxima à da Coreia do Sul ao início desta década.

TABELA 6

Índia: investimentos em infra-estrutura no 11º Plano – 2007-2008 a 2011-2012

(Em US\$ bilhões, preços de 2006-2007, e em %)

	2007-2008	2008-2009	2009-2010	2010-2011	2011-2012	Total 11º Plano
PIB	1.096,8	1.195,5	1.303,1	1.420,3	1.548,16	6.566,14
Investimentos	65,21	77,47	93,71	115,28	142,76	494,43
Investimento/PIB	5,94	6,48	7,19	8,12	9,22	7,53
Público	4,25	4,61	5,09	5,67	6,40	5,30
Privado	1,69	1,87	2,10	2,45	2,82	2,24

Fonte: Government of India (2007).

A participação do setor privado é crescente frente aos padrões históricos do país: entre os 10º e 11º Planos, projeta-se uma expansão de 18,5% para 29,7%. Enquanto no ano-base (o último do 10º Plano) o setor privado contribuiu com 1,15% do PIB (de um total de 5,63% do PIB), ao final do 11º Plano, a expectativa é que chegue a 2,82%. Apenas a título de comparação, a participação média projetada do setor privado no período – 29,7% dos investimentos ou 2,24% do PIB indiano – é cerca de duas vezes superior ao observado no Brasil em anos recentes. Como em outros países, para alcançar esses níveis de envolvimento do setor privado impõe-se a necessidade de construir novos marcos regulatórios e institucionalidades, assim como mecanismos de gestão para estruturar e fiscalizar concessões e outros arranjos, principalmente nos estados, pelo caráter descentralizado de parte significativa dos investimentos (BANCO MUNDIAL, 2007).

A expansão dos investimentos em infra-estrutura é um desafio não apenas para as economias emergentes e de forte dinamismo. Os Estados Unidos, que já realizaram no passado programas de investimento em escala e amplitude sem precedentes, enfrentam um problema de mobilizar recursos da magnitude necessária para atualizar sua infra-estrutura. Paradoxalmente, o papel do setor privado é limitado porque estados (e municípios) encontram poucas dificuldades em se financiar no mercado de capitais – inclusive pela isenção de impostos sobre a remuneração dos bônus que emitem – o que facilita azeitar um sistema político federativo. Ao mesmo tempo, há uma forte resistência a aumentar os impostos, resultando no subinvestimento e progressiva deterioração dos ativos (THE ECONOMIST, 2007).⁷

O que se pode depreender da experiência dos Estados Unidos na segunda metade do século passado é a importância de se ter formas sustentáveis de financiar os investimentos por longos períodos, ao risco da sua deterioração, como se observa nas duas últimas décadas. Mobilizar os recursos para o nível de gastos necessários

7. A Sociedade Americana de Engenheiros Civis, numa avaliação de 14 áreas, constatou piora considerável entre 1988 e 2005: de três Bs, nove Cs e um D para quatro Cs e dez Ds. De fato, constata-se significativa redução dos gastos públicos em transportes (excetuando ferrovias) e saneamento, os investimentos contraíram-se de uma média de 1,84% do PIB (nos anos 1958-1964), para 1,12% do PIB (entre 1983 e 1989), mantendo-se em pouco acima de 1% em anos recentes. Ver Congressional Budget Office (2007).

implica uma combinação de impostos, pagamento pelo usuário dos serviços consumidos, e maior participação do setor privado; o endividamento público demonstrou ser insuficiente para manter uma oferta elástica de serviços de qualidade.

Nos últimos 20 anos, dois países tiveram um papel de vanguarda na concepção, desenho e implementação de novas estruturas capazes de viabilizar a participação privada em infra-estrutura: Inglaterra e Chile. Nos dois casos, houve uma solução adequada para o problema central do investimento privado em infra-estrutura – como garantir que investimentos em ativos de longa duração, irreversíveis, cujos retornos se dão no médio e mais comumente longo prazo, não sejam presa fácil de oportunismo de Estado. A resposta foi um compacto regulatório e arranjos institucionais – geralmente agências independentes, com autonomia decisória, mas seguindo regras transparentes e preestabelecidas – que provêm no seu conjunto segurança e estabilidade aos investidores, e também para os consumidores dos serviços, muitas vezes ofertados por um único provedor. Ao mesmo tempo, os gastos do setor público puderam ser sustentados por uma situação macroeconômica relativamente sólida, elemento essencial, dada a natureza de modo geral complementar entre gastos públicos e privados em infra-estrutura.

Pode-se afirmar que, no todo, a experiência desses países foi bem-sucedida. Mesmo em setores reconhecidamente difíceis – a exemplo de saneamento – que envolvem um bem tido como público por sua essencialidade (água) e outro bem igualmente público pelas suas externalidades (esgoto e águas servidas), se conseguiu mobilizar investimentos significativos no setor privado (tabela 7).

TABELA 7

Participação privada nos serviços de saneamento – 2002

(Em %)

País	Água	Esgoto
Inglaterra	87	92
Chile	65	63
França	79	56
Espanha	46	48
Estados Unidos	15	8
México	16	5

Fontes: CNA (2002-2003). Ver Banco Mundial (2005c).

No caso do Chile, o processo envolveu a implementação de um novo regime regulatório (1988), a reorganização das empresas de governo no setor em 13 unidades, e sua privatização parcial, resultando – no caso das empresas privatizadas – na expansão dos investimentos, mas também das tarifas de serviços. Estas, contudo, permaneceram após o período de ajuste cerca de 40% abaixo das tarifas cobradas pelas empresas públicas. Em 2001, os investimentos públicos e privados

em saneamento alcançaram 0,87% do PIB, pouco mais de duas vezes os gastos observados no Brasil em anos recentes, e no México (2003).⁸

Este padrão díspar de gastos entre o Chile, o México e o Brasil se repete em outros segmentos de infra-estrutura, e fundamentalmente pelas mesmas razões: regime regulatório robusto e situação macroeconômica e fiscal sólida. Apenas a título de ilustração, o total de investimentos no setor elétrico foi de 0,71% e 0,64% do PIB no México (2003) e Brasil (2007), respectivamente, e 2,51% do PIB no Chile (BANCO MUNDIAL, 2005c).⁹ No caso de telecomunicações, o Brasil vem investindo 0,4%-0,7% do PIB, e os países da OCDE + Rússia, Índia e China investem pouco mais de 1,14% do PIB (ERNST & YOUNG, 2007).

O caso dos transportes apresenta-se como paradigmático: sem folga fiscal, capacidade de formular e planejar, e com suas instâncias de execução capturadas, o Brasil investe apenas 0,53% do PIB no setor, nível bastante inferior ao de economias tanto de alto como moderado crescimento (tabela 8).

TABELA 8

Investimentos em transportes: países selecionados

(Em % do PIB)

	Brasil	Chile	Colômbia	China	Vietnã	Tailândia	Filipinas
Ano/período	2007	2001	2001	2003	2003	2003	2003
% do PIB	0,53	1,96 ^a	0,89 ^a	4,0	6,0	3,9	1,2

Fontes: Chile, Colômbia: Banco Mundial (2005b); Vietnã, Tailândia, China e Filipinas: Banco Mundial (2005a); Brasil: ver anexos A e B.

^a Apenas rodoviário e ferroviário.

Um exame da composição público-privada dos investimentos em infra-estrutura nas economias emergentes confirma o poder das reformas empreendidas na economia chilena e seu impacto sobre o investimento privado. Talvez em nenhuma outra economia emergente a participação privada seja tão acentuada (ver gráfico a seguir). De modo geral, altas taxas de poupança e recursos fiscais relativamente abundantes propiciam forte protagonismo ao setor público na Ásia, e situação mais matizada na Europa e nos Estados Unidos.

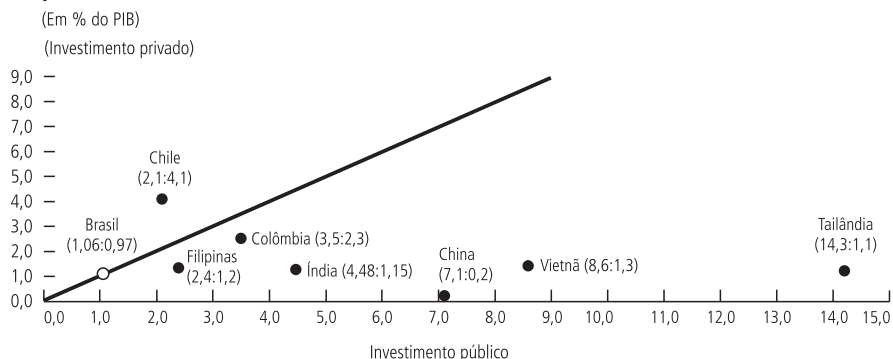
Na Europa Continental, o Estado continua com papel de fronteira em transportes, principalmente ferroviário e portos; enquanto o componente rodoviário está crescentemente em mãos privadas, com a Espanha na vanguarda mundial da construção e operação de rodovias pedagiadas. Na Inglaterra, como visto, o setor privado tem papel preponderante, e nos Estados Unidos tem caráter secundário tanto

8. Vale notar que enquanto o Brasil investe uma média de 0,3% do PIB, os 30 países da Organização para a Cooperação e o Desenvolvimento Econômico (OCDE) e os três outros do BRICs (Rússia, Índia e China) investem acima de 1,01% do PIB. Ver Ernst & Young (2007, p. 6).

9. Vale notar que no caso do México os investimentos em energia elétrica são basicamente públicos.

em transportes rodoviários quanto saneamento. Aí, a dificuldade de estruturar formas sustentáveis de financiamento público tem levado à deterioração do sistema.

Composição público *versus* privado dos investimentos em infra-estrutura – países selecionados



Fontes: Chile e Colômbia: Banco Mundial (ago. 2005); Vietnã, Tailândia, Filipinas e China: Banco Mundial (mar. 2005); Índia: Government of India (2007); para o Brasil, cujos dados se referem ao ano de 2007, ver anexos A e B.

Finalmente, a experiência internacional indica a importância não apenas de um maior envolvimento do setor privado, como mais especificamente de instituições capazes de mobilizar poupança contratual, principalmente os fundos de pensão. Estes foram grandes protagonistas na transformação da infra-estrutura em países como Chile e Malásia, e possivelmente o serão no caso do Brasil. Como se argumenta na próxima seção, o papel destes e outros agentes enquanto investidores em infra-estrutura irá depender da qualidade da ação do Estado, particularmente a percepção das agências reguladoras como âncoras de estabilidade, competência técnica e transparência. Ao reduzir as incertezas da ação do Estado e conseqüentemente facilitar a precificação de riscos e retornos, o quadro legal e regulatório se torna instrumental na mobilização dos recursos direcionados para infra-estrutura.

4 O INVESTIMENTO EM INFRA-ESTRUTURA NO BRASIL: UMA PERSPECTIVA SETORIAL

Em anos recentes, a expansão da liquidez para níveis talvez sem precedentes, baixos prêmios de risco, setor externo sólido (tanto no plano dos estoques quanto dos fluxos), retomada do crescimento econômico e respeito aos atos de Estado e aos contratos referentes ao processo de privatização deram novo impulso ao setor privado na infra-estrutura. Os investimentos passaram a depender – como na maior parte dos países que vêm investindo de forma significativa em infra-estrutura – da qualidade da política de governo, espelhada no marco legal setorial, e no regime regulador vigente e sua institucionalidade, além da capacidade de planejar e executar os investimentos públicos complementares.

A experiência internacional sugere que o maior envolvimento do setor privado de fato demanda do Estado um novo tipo de “ativismo”, na elaboração de leis e regras e na construção de novas institucionalidades. O Estado regulador é um imperativo da expansão do investimento privado em infra-estrutura pelas próprias características econômicas do investimento, pois ainda que haja diferenças marcantes entre setores de infra-estrutura, há certos traços de comunalidade que explicam a importância de uma nova presença do Estado.

4.1 O que é específico no investimento em infra-estrutura?

Primeiro, os investimentos nestes setores tendem a ser de considerável magnitude e longa duração, intensivos em capital, e compostos de ativos duráveis com elementos de indivisibilidade e irreversibilidade, inclusive pelo seu caráter geralmente inamovível.

As conseqüências para o investidor são claras: maior probabilidade de descasamento de ativos e passivos em função do tempo requerido para a maturação dos investimentos e geração de caixa dos projetos. Ademais, uma vez feitos os investimentos e afundado o capital, o risco de expropriação, inclusive pelo comportamento oportunista de governos, cresce com o tempo, e a menos que este seja mitigado – pela lei, pelos custos de reputação ou pela prática política estabelecida – poucos se atreveriam a investir.

Segundo, os setores em que os provedores geralmente operam são caracterizados por retornos crescentes à escala (e por vezes escopo); barreiras à entrada e competição limitada no mercado (ainda que possa haver intensa competição pelo mercado); relação de dependência do consumidor com o provedor, inclusive pela natureza de essencialidade do serviço; e preços de equilíbrio acima daqueles resultantes de condições competitivas. Se o investidor teme a expropriação pelo Estado, o consumidor o teme pelo provedor de serviços, pois na sua perspectiva haveria um claro risco de preço excessivo pela ausência de alternativas. O resultado é uma forte demanda por regulação nas sociedades democráticas, e interação recorrente com o Estado na sua dimensão de regulador.¹⁰

10. O dilema e sua solução são encapsulados por Newbery (1995): “Why should anyone sink money into an asset that cannot be moved and will not pay itself for many years? Investors would have to be confident that they had secure title to the returns and that the returns would be sufficiently attractive. Durable investments thus require the rule of law, specifically, the law of property, which is a public good provided by the state (...). If the industry is to be successfully privately financed, regulation must credibly satisfy the demands of both consumers and investors (...). How can the regulatory system be designed to reassure private investors? (...) One solution is to provide constitutional guarantees to a fair rate of return, as in the United States, upheld either by an independent legal system that protect property rights or by creating sufficiently independent regulatory agencies supported by appeal procedures to guard against expropriatory behavior (...). The second solution is a regulatory compact in which the costs to the government of intervening to impose tighter regulations outweigh the benefits in terms of lower prices and short-term voter support (...). This protection against intervention may be strengthened by the division of responsibility between the various tiers of government (central and local, state and federal), as it may also be if the government itself relies on consensus (as in a coalition) that would be disturbed by intervention (...).”

Conseqüentemente, a equação risco-retorno do investidor é distinta em um projeto de infra-estrutura: do lado do risco, há um novo elemento – a dimensão regulatória e contratual;¹¹ do lado do retorno, uma dificuldade adicional – o financiamento por conta dos prazos longos de maturação dos projetos, e o aumento da incerteza quanto ao fluxo de caixa e à taxa de retorno esperada.

Assim, em infra-estrutura – ainda mais do que em outros setores – o entorno microeconômico é determinante na decisão de investir. A segurança jurídica dos contratos, a credibilidade das instituições, a estabilidade das regras e a previsibilidade das decisões conformam, em grande medida, o ambiente de negócios. De modo geral, tão importante quanto o conteúdo em si das normas e regulações, é sua estabilidade (dentro, obviamente, de limites de razoabilidade). Nesta perspectiva, um quadro regulatório estável (e inteligível) e uma institucionalidade que no conjunto dêem ao investidor a garantia que decisões serão tomadas de forma transparente e previsível, seguindo um processo bem definido, e não sujeitas aos caprichos dos indivíduos ou arbítrio dos governos, propiciam um ambiente favorável ao investimento.

4.2 O investimento setorial em infra-estrutura e as falhas de Estado

Investir em infra-estrutura é função da equação risco-retorno do empreendimento. Porém, tanto o retorno quanto o risco dependem – como visto – não apenas das condições objetivas ou intrínsecas do projeto, mas do entorno conformado pela ação de governo. Sua função é de prover bens públicos que cumprem dupla finalidade: promover o investimento privado e fazê-lo consistente com o interesse público.

- **Inversão.** Historicamente, o investimento em infra-estrutura tem sido tratado como bem público, pelas externalidades associadas e pela percepção de que, apesar de sua essencialidade, a baixa remuneração e os elevados volumes de recursos demandados afastariam o investidor privado. Contudo, a fronteira entre o investimento privado e público não é nítida e vem se movendo: mudanças tecnológicas, econômicas e institucionais vêm viabilizando uma expansão do investimento privado em infra-estrutura e reforçando o conceito de complementaridade entre o público e o privado.

- **Informação.** Os elementos de longa durabilidade e irreversibilidade nos investimentos em infra-estrutura fazem com que os preços não contenham informação

11. A questão do risco contratual não é trivial. Por risco contratual entendem-se não apenas mudanças *ad hoc* nos termos do contrato – típico de tentativas de expropriação – mas do recebimento mesmo do pagamento quando o agente pagador é o governo ou empresas por ele reguladas. O resultado das licitações de transmissão ilustra como um ambiente mais estável, e uma certeza maior de recebimento dos pagamentos pelos serviços realizados são instrumentais para um fluxo consistente de investimento. Neste caso, o nível de retorno depende não apenas da tarifa de transmissão resultante da licitação, mas do custo e da eficiência na implementação do projeto, além dos termos e condições de captação de recursos. As condições, as regras e os procedimentos para contratação regulada de geração – inclusive as garantias – dos novos projetos, em grande medida, replicam a experiência de transmissão.

suficiente para a decisão de investir. O problema não é apenas uma questão de miopia decisória, mas de opacidade quanto à atuação futura dos governos. Assim, dar transparência, credibilidade e não-ambigüidade às informações produzidas pelo governo se torna imprescindível. Não apenas suas políticas e programas, inclusive e particularmente seus planos de investimento de médio e longo prazos,¹² como as condições de oferta (a exemplo dos estudos de inventários de hidroeletricidade), ou ainda a indicação de áreas mais demandadas (e menos atendidas) ou potencialmente mais promissoras. Ambas reduzem o grau de incerteza facilitando o investimento privado e limitam o potencial desalinhamento com o interesse público.

● Regras e institucionalidades. A economia se fundamenta em um conjunto de instituições – e o devido processo legal – que garantem contratos e asseguram a integridade das transações, e, desta forma, a organização e o funcionamento dos mercados. Em particular, é função do Estado estabelecer marcos legais e regulatórios – transparentes e estáveis – que possibilitam a atividade privada em setores de maior risco, complexidade, tempo de maturação e irreversibilidade dos investimentos.¹³

A análise dos principais setores de infra-estrutura no país indica que a incapacidade de prover tais bens seria a falha de Estado responsável em grande medida pelas deficiências de infra-estrutura no país. E inversamente, quando presentes, tais bens públicos tiveram papel instrumental no desempenho do setor.

O setor de saneamento ilustra a importância de um quadro de referência que defina o papel das diferentes instâncias públicas e do setor privado – propiciando que estes interajam com um mínimo de fricção (e judicialização dos processos) –, principalmente quando a interface com o setor público é recorrente. A ausência desse quadro funcionou como uma trava adicional (à escassez de recursos) aos investimentos. Estes se situaram nos últimos anos num patamar de 0,22%-0,38% do PIB (*versus* um requisito de 0,6% para universalização dos serviços), com uma modesta participação privada que regrediu a 0,02% do PIB em 2004-2007 (tabela 9).

12. No caso – mais comum – da precedência do investimento público, este se torna uma barreira (potencial) ao investimento privado.

13. Apesar do comportamento errático, o governo vem gradativamente tendo uma melhor compreensão da importância de um ambiente estável, regras previsíveis e instituições sólidas para garantir a participação privada nos investimentos. O Projeto de Lei (PL) nº 3.337/2004, que dispõe sobre a gestão, organização e controle social das agências reguladoras pode ser considerado fruto de uma preocupação maior com a questão da regulação e sua institucionalidade. Instituições dotadas de independência decisória, autonomia financeira, delimitação precisa de suas funções, transparência e excelência técnica se refletem tanto no substitutivo na Câmara quanto na Proposta de Emenda à Constituição (PEC) nº 81/2003 no Senado. Ambos representam avanços significativos (principalmente esta última), e sua aprovação implicaria a queda do risco regulatório e contratual, num contexto em que o governo empenhou seu capital político num programa de expansão do investimento em infra-estrutura, o qual em forte medida dependerá da resposta do setor privado. De qualquer forma, levará possivelmente ainda alguns anos para uma atualização das políticas e dos marcos legais setoriais, para a redução da judicialização das decisões dos entes reguladores, e maior operacionalidade das instituições.

TABELA 9

Brasil: investimentos em saneamento – 2001-2007

(Em R\$ bilhões correntes e em %)

Saneamento	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
OGU + Fundo de Garantia do Tempo de Serviço (FGTS) ^a	2,2	1,3	0,5	0,8	1,7	2,3	3,5
% do PIB	0,17	0,09	0,03	0,04	0,08	0,10	0,14
Empresas estaduais	2,5	2,5	2,7	3,3	4,3	5,5	5,7
% do PIB	0,19	0,17	0,16	0,17	0,20	0,24	0,22
Outros (privados)	0,1	0,6	0,5	0,4	0,4	0,5	0,5
% do PIB	0,01	0,04	0,03	0,02	0,02	0,02	0,02
Total	4,8	4,4	3,7	4,5	6,4	8,3	9,8
% do PIB	0,37	0,30	0,22	0,23	0,30	0,36	0,38
Memo – Projeto de Monitoramento do Desflorestamento na Amazônia Legal (Prodes) ^b							
Recursos (R\$ milhões)	52	18	17	1,3	0	0	40,1
Estações de Tratamento de Esgoto (ETEs)	17	11	6	4	0	0	3

Fonte: Ver anexos A e B. Dados sobre o Prodes em Romero (2007).

^a 2006-2007 estimativas; nos demais anos, investimentos realizados.^b De acordo com a Agência Nacional de Águas (ANA), os recursos públicos em 2001-2004 (R\$ 88,3 milhões) alavancaram R\$ 272 milhões em investimentos privados, beneficiando cerca de 3,5 milhões de pessoas.

Foi somente no início de 2007 – com a aprovação da Lei do Saneamento Básico – que se estabeleceu o novo marco legal setorial, após cerca de 20 anos de indefinição quanto às competências da União, dos estados e municípios, entre outros aspectos.¹⁴ Este hiato – conjugado com a degeneração da capacidade de planejamento setorial e de financiamento com a extinção do Banco Nacional da Habitação (BNH) – levou à regressão nos padrões de saneamento do país (em termos de déficits absolutos no esgotamento sanitário), após o avanço observado na década de 1970 com o Plano Nacional de Saneamento (Planasa) (AESBE, 2006, p. 5-6).¹⁵

Mas será a definição do marco legal suficiente? Possivelmente, sim, para os agentes incumbentes – as companhias estaduais de saneamento, e algumas poucas empresas privadas que aprenderam a operar em ambiente de incerteza regulatória

14. A lei que envolve água, esgotos, lixo e drenagem estabelece diretrizes gerais para a política de saneamento do governo federal, regras a serem aplicadas nos estados, municípios e outras instâncias, e dá centralidade ao tema da regulação de serviços, com o uso de entes independentes e contratos. A lei foi um enorme avanço no que diz respeito à definição das obrigações dos titulares das concessões – ainda que não defina ou indique titularidade, cuja definição continua pendente no Supremo Tribunal Federal (STF) –, dos agentes executores, dos estados, dos entes reguladores, assim como das empresas estaduais, e deu solução a um amplo conjunto de temas complexos ou controversos, incluindo abrangência (lixo e drenagem como parte integral do saneamento básico), integralidade das atividades de cada serviço, delegabilidade das funções, admissibilidade de subsídios cruzados, exercício da regulação e definição do controle social, condições de reversão dos ativos e indenização nos contratos precários, entre outros. Ainda assim, permanecem dúvidas sobre a competência das agências reguladoras (inclusive na fixação de tarifas), e sobre a aplicação da lei para contratos firmados em data anterior à sua vigência, além da ausência de regras de transição (ver AESBE, 2007). Permanecem ainda barreiras significativas à entrada de empresas privadas, inclusive a definição do valor das indenizações a serem pagas pelos municípios aos incumbentes.

15. O Planasa, cujo impacto foi sentido nas duas décadas seguintes, foi o último movimento estruturado de estabelecer uma estratégia de expansão e financiamento setorial, com ênfase nos sistemas de abastecimento de água metropolitanos e urbanos.

e fragilidade institucional. Em particular, para as empresas estaduais bem governadas – a exemplo da Companhia de Saneamento Básico do Estado de São Paulo (Sabesp) e da Companhia de Saneamento de Minas Gerais (Copasa) – a estabilidade propiciada pelo novo quadro legal facilitou a renovação dos contratos de concessão e melhorou suas condições de acesso aos mercados de capitais.¹⁶ Contudo, o risco regulatório permanece elevado, apesar do importante passo que foi a Lei do Saneamento, na medida em que a qualidade da regulação do setor é desigual (entre estados) e se dá em múltiplas instâncias, o que deverá continuar a inibir entrantes até que haja melhor definição e aperfeiçoamento das regras e dos entes reguladores estaduais, em consonância com a nova legislação.

Uma questão cuja resolução permanece insatisfatória se refere à coleta e tratamento de esgoto, pelo seu caráter de “bem público”. A ANA administra o Prodes, lançado em 2001, e que remunera o tratamento do esgoto por prestadores de serviço privados, no caso investidores em ETEs. O programa, apesar de relativamente bem-sucedido, necessita ser expandido: em 2007, de uma demanda de R\$ 260 milhões correspondente a 55 ETEs habilitadas, somente uma fração foi atendida pela ANA (ver tabela 9).

O setor de telecomunicações ilustra o impacto positivo sobre o investimento da combinação de uma estratégia clara e uma política bem definida, combinado com uma forte institucionalidade regulatória. Parece ser inquestionável que dois textos legais foram fundamentais para o sucesso do programa de privatização da Telecomunicações Brasileiras S.A. (Telebrás) e da licitação do espectro de radio-freqüência, bem como o impulso ao investimento privado de uma média anual de R\$ 5,65 bilhões nos quatro anos anteriores à privatização (1994-1997) a R\$ 13,5 bilhões nos oito anos posteriores (1999-2006).¹⁷

- A Lei Geral de Telecomunicações (LGT), que estabeleceu em 1997 os princípios do novo modelo setorial e tarifário, criou e definiu o papel da Agência Nacional de Telecomunicações (Anatel), assim como as diretrizes para a modelagem e a venda das empresas resultantes da reestruturação do Sistema Telebrás; e

- o decreto do Plano Geral de Outorgas (PGO) de 1998, que fixou os parâmetros de concorrência no setor, definiu as áreas de atuação das operadoras de telefonia fixa e estipulou as regras básicas para abertura do mercado e autorizações futuras para exploração de serviços.

16. Em 2007 foram renovados 133 contratos de concessão pelas empresas públicas (dos quais 100 da Sabesp), enquanto as empresas privadas obtiveram oito novos contratos após seis anos sem novos contratos assinados. Se atualmente as concessionárias privadas têm cerca de 5% do mercado, a expectativa da Associação Brasileira de Concessionárias de Serviços Públicos (Abcon) é que a participação privada atinja 30% em dez anos. Ver Maia (2008).

17. Estes levaram à universalização da telefonia no país: entre 1998 e 2006, o número de linhas fixas e móveis em serviço no país aumentou de 20 milhões para 39 milhões e de 7,4 milhões para 99,9 milhões, e a densidade de cerca de 12 para 20,9 telefones fixos e 4,4 para 53,6 móveis por 100 habitantes.

A expansão do setor depende agora de mudanças de duas ordens distintas, sem as quais os investimentos tendem a estagnar ou mesmo retroceder em termos nominais (tabela 10). Primeiro, expandir o acesso ao telefone social e aos serviços de banda larga não apenas por reduções nos tributos estaduais, como pela ampliação da competição na oferta de tecnologias alternativas (Wi-Fi, Wi-Max) e por um papel ativo das cidades na sua “digitalização”.¹⁸

TABELA 10

Brasil: investimentos em telecomunicações – 2001-2007

(Em R\$ bilhões correntes e em %)

Telecomunicações	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Telefonia fixa	17,82	5,92	4,52	5,00	6,34	6,18	6,67
Telefonia móvel	4,17	3,77	3,50	8,30	7,87	6,22	5,79
Total	21,99	9,69	8,02	13,30	14,21	12,41	12,46
% do PIB	1,69	0,66	0,47	0,69	0,66	0,53	0,49
% de investimentos privados infra	75,77	55,18	53,50	63,21	58,08	54,12	49,96

Fontes: Telemar/Oi, Brasil Telecom, Telefônica, GVT, Embratel, TIM, Vivo, América Móvil; Tribunal de Contas da União (TCU); e estimativas próprias (ver anexos A e B).

Porém, as mudanças mais fundamentais, que poderiam levar a um novo ciclo de investimentos, envolvem a atualização do quadro legal. De fato, ainda não se tem um substituto à LGT e ao PGO que estabeleça um marco consistente com o acelerado processo de mudança tecnológica e um modelo de negócio com a convergência de voz, dados e imagem (vídeo), entretenimento e comunicação, ofertados sob a forma de um pacote de serviços e sob um único canal de comunicação em banda larga, o chamado *triple play*.

Neste modelo de negócios, conteúdo de voz, dados e vídeo é distribuído por uma rede convergente (que substitui a rede fixa comutada, ADSL e de cabo HFC) e consumido em qualquer dispositivo: telefonia, acesso à internet e TV por assinatura são ofertados em conjunto. A integração dos serviços e a queda das barreiras tecnológicas ampliam o escopo e a intensidade de competição, e de modo geral beneficiam o consumidor, o que vem levando países a eliminarem as barreiras ao *triple play*.¹⁹

O fim das restrições no Brasil – atualmente apenas operadoras de TV a cabo podem oferecer os serviços – seria instrumental para impulsionar a competição e os investimentos em comunicações, principalmente por parte das empresas que

18. Em 6 de novembro de 2007, a Anatel aprovou alteração no Plano Geral de Metas e Universalização (PGMU) substituindo a instalação de terminais de uso público das obrigações por infra-estrutura de banda larga nas cidades até 2010.

19. Estados Unidos, França, Espanha, Itália, Alemanha, Reino Unido, Bélgica, Áustria, Chile, entre outros países, possibilitam às empresas de telefonia fixa prestarem serviços de IPTV (e vice-versa), assim como Argentina, Coreia do Sul, Índia e México estão alternando a regulação para fazê-lo. Na OCDE, de um total de 87 operadoras, 49 (56%) são provedoras de *triple play*, sendo que cerca de metade delas era originalmente de operadoras de Telecom. Ver OCDE (2006).

detêm infra-estrutura de acesso ao consumidor, geram caixa considerável, porém operam em mercados maduros, com baixas taxas de crescimento.²⁰ Após uma década de progresso setorial à luz de um marco legal modernizante, sua atualização com um marco legal e regulatório voltado para a convergência deve ser considerada o maior imperativo.²¹

Talvez o exemplo mais claro da importância de um marco legal bem formulado tenha sido a Lei dos Portos de 1993. Em combinação com a Lei das Concessões (1995), ao estabelecer o fim do monopólio das administrações portuárias, a Lei nº 8.630 possibilitou a transferência para o setor privado de terminais marítimos e áreas retroportuárias, e que levou a ganhos significativos de produtividade e redução de custos, e à rápida expansão no movimento de cargas.²² A definição do novo quadro legal foi em grande medida bem-sucedida porque refletia a estratégia e a vontade política do governo de modernizar e atrair investimentos para o setor, tendo como eixo a participação privada, não apenas como operadora portuária ou responsável pela exploração dos terminais, mas ainda como concessionária responsável pela administração do porto organizado.

Este último passo – a concessão ao setor privado da prestação de serviço de administração do porto organizado – nunca foi dado, mantendo-se a administração sob a responsabilidade das Companhias Docas, empresas de economia mista (com capital inteiramente subscrito pelo governo), que operavam os portos quando da aprovação da lei. É neste sentido, principalmente, que se afirma que a Lei dos Portos não foi totalmente implementada.²³

Nos portos organizados, os investimentos públicos e privados são complementares (diferente do setor de telecomunicações, cujo dinamismo se apóia na

20. A decisão da Anatel de 24 de outubro de 2007, aprovando a compra da WayTV pela Oi, pode ser construída como tendo ferido a Lei do Cabo, que veta a participação das companhias telefônicas no segmento de TV a cabo nas áreas onde são concessionárias, a menos que haja uma licitação pública e não apareçam interessados.

21. Há também uma demanda de especialistas e agentes pela reorganização da Anatel e mudança do escopo de atuação, de modo que viesse a englobar não só as telecomunicações, mas correios, radiodifusão (rádio e TV abertas), internet e outras formas de comunicação eletrônica, e no bojo de uma nova Lei Geral. Ver Siqueira (2007). De acordo com a sondagem efetivada pelo autor deste artigo junto a 255 especialistas, as missões da nova agência seriam: a) outorgar licenças e concessões; b) planejar e regular os aspectos técnicos dos serviços; c) estimular a competição; e d) fiscalizar a prestação de todos os serviços de comunicações.

22. “A Lei dos Portos (...) deu início a uma das principais reformas da infra-estrutura brasileira nos últimos anos. Embora tenha demorado cerca de quatro anos para se consolidar e gerar efeitos, o avanço obtido com a nova legislação é indiscutível (...). O custo de movimentação de grãos nos principais portos brasileiros, por exemplo, que estava em torno de 17-20 dólares por tonelada, foi reduzido para cerca de 8 a 10 dólares/tonelada. No segmento de contêineres, o padrão de movimentação operado pelas empresas públicas era de 8 a 12 contêineres por hora. Atualmente as concessionárias privadas – utilizando equipamentos modernos – movimentam de 25 a 30 por hora. Ainda nesse segmento, o custo médio unitário de movimentação caiu de cerca de 500 para 200 dólares”. Ver CNI (2007). Finalmente, enquanto a movimentação de cargas se expandiu em 3,65% a.a. em 1993-1996, os investimentos e a racionalização das operações impulsionou para 5,88% a.a. de 1997 a 2006. Ver Antaq (2006).

23. Para uma excelente discussão sobre os marcos legais e institucionais no setor de transportes, ver Guimarães (2006). Na visão dos operadores privados, “é urgente definir e implementar novos padrões de gestão dos portos públicos, buscar soluções de longo prazo para compatibilizar nossa infra-estrutura marítima com as demandas do comércio marítimo internacional e, finalmente, equacionar de forma sustentável os problemas de gestão da mão-de-obra portuária (...)” (ver *REVISTA GUIA MARÍTIMO*, 2007).

capacidade do setor privado de mobilizar recursos e levar adiante os investimentos). A restrição aos investimentos públicos – na dragagem de manutenção, melhoria dos canais de acesso marítimos e rodoferroviários – afetam o nível dos gastos privados (tabela 11). Ademais, desde 2001 não são feitas licitações pelas Companhias Docas para arrendamento de novos terminais (o último foi o Tecon Suape para o grupo filipino ICTSI), e somente em 2008 serão oferecidas áreas nos portos do Rio, Itaguaí, Vitória, Santos, Itajaí, Suape e Pecém. A limitada capacidade de execução das Companhias Docas, fruto de um modelo de gestão pública desatualizado, sugere que, neste caso, a nitidez do marco legal não foi suficiente para mobilizar na sua integralidade o potencial privado, ainda que os resultados – em termos de produção e ganhos de eficiência – tenham sido substantivos.

TABELA 11

Brasil: investimentos em portos – 2001-2007

(Em R\$ bilhões correntes e em %)

Portos	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
OGU	0,084	0,139	0,025	0,140	0,133	0,126	0,119
% do PIB	0,006	0,009	0,001	0,007	0,006	0,005	0,005
Companhias Docas	0,049	0,103	0,023	0,050	0,091	0,100	0,106
% do PIB	0,004	0,007	0,001	0,003	0,004	0,004	0,004
Privados	0,200	0,200	0,150	0,250	0,280	0,350	0,500
% do PIB	0,015	0,014	0,009	0,013	0,013	0,015	0,020
Total	0,332	0,442	0,198	0,439	0,503	0,575	0,724
% do PIB	0,026	0,030	0,012	0,023	0,023	0,025	0,028

Fonte: Anexos A e B.

A politização na escolha dos dirigentes das Companhias Docas e o baixo grau de profissionalização das administrações, assim como as amarras legais e financeiras a que estão submetidas, dificultaram a execução dos investimentos públicos, a ampliação do programa de transferência de terminais portuários e conseqüente aceleração dos investimentos privados. Uma combinação de morosidade administrativa e dificuldades financeiras das Companhias Docas foi o maior obstáculo aos investimentos críticos: melhoria de acessos por mar (via dragagem e sinalização dos canais e berços) e por terra.²⁴ O próprio marco regulatório do setor, criado em 2001, e a agência responsável por regular e fiscalizar as atividades portuárias – Agência Nacional de Transportes Aquaviários (Antaq) – ainda necessitam ser reforçados.

24. A Medida Provisória (MP) nº 393, de 19 de setembro de 2007, institui um novo modelo de serviços de execução de dragagem. A MP muda a sistemática de licitação de dragagem dos canais de acesso e dos berços por meio de concessão a longo prazo (cinco anos prorrogáveis por mais cinco) para empresas que respondam pela manutenção do calado, ampliação de canais marítimos e melhoria nos acessos aos portos, estabelecendo o conceito de dragagem “por resultado” (já incluída a sustentabilidade ambiental dos serviços). Junto com a criação da Secretaria Especial de Portos, esta medida representa um avanço, ao abrir a licitação para fornecedores internacionais, transferir a responsabilidade do serviço da administração portuária para um agente privado, ganhador de licitação e concessão específica, e garantir a continuidade dos serviços.

Em particular, há forte demanda do setor por maior transparência nas normas para autorização de terminais de uso privativo (TUPs), inclusive pelo fortalecimento dos contratos de arrendamento e adesão como indutores do investimento privado.²⁵

Apesar da incapacidade dos governos de darem um passo crítico adicional, com a transferência para o setor privado da administração do porto – e resolução das Companhias Docas, que deixariam de ter função, a exemplo da Rede Ferroviária Federal S.A. (RFFSA) –, e das dificuldades de implementar a lei no que se refere particularmente ao reforço dos Conselhos de Autoridade Portuária (CAPs) nos portos organizados, os resultados nestes anos foram contundentes o suficiente para sublinhar a relevância de um quadro de referência bem definido. Mesmo que limitados por força das restrições aos investimentos públicos e da demora de licitar novas áreas portuárias, o espaço aberto pela Lei dos Portos e das Concessões foi amplo o suficiente para impulsionar o setor. Ao mesmo tempo, e apesar de lacunas e fragilidades no campo regulatório, os TUPs vêm tendo forte impulso – até pelas dificuldades e lentidão das Companhias Docas nos portos organizados – e agentes anunciam um novo ciclo de investimentos: apenas cinco projetos em curso no Rio de Janeiro, Santa Catarina e São Paulo prevêem investimentos de R\$ 5,2 bilhões até o final da década (GÓES, 2007).

No setor ferroviário, o marco fundamental para sua transformação foi a inclusão da RFFSA no Programa Nacional de Desestatização (PND) em 1992 e sua privatização em 1996, sob a forma de contratos de concessão (vinculados a um contrato de arrendamento de bens ativos). Apesar dos problemas advindos do edital de privatização – que tornou mais complexa a governança das novas empresas e possivelmente restringiu os investimentos no período inicial – a resposta em anos mais recentes tem sido vigorosa, inclusive pela demanda crescente de transporte de carga a granel e geral (tabela 12).

Tal qual no setor portuário, cuja expansão (e maior eficiência operacional) é tolhida pelas dificuldades de mobilização de recursos e execução de investimentos do setor público (e pela lentidão no processo de concessão de novas áreas), também aqui há considerável complementaridade entre o investimento público – bastante limitado – e as alocações dos agentes privados. Se bem que a resposta privada tenha sido significativa, refletida nos ganhos observados nos últimos anos em termos de expansão da produção ferroviária e participação do modal na matriz de transportes

25. A raiz da relativa fragilidade da Antaq – mesmo com as melhores de gestão observadas desde 2006 – se remete ao fato que a Lei dos Portos precedeu tanto a Lei das Concessões (nº 8.987/1995) quanto a legislação que deu forma à atuação das agências reguladoras no setor de transportes – Antaq e ANTT (Lei nº 10.233/2001). Como a Lei dos Portos não identificava que instância de governo seria responsável pela regulação do setor, “o resultado foi a alocação inadequada e a dispersão das atribuições (...) [em particular] a lei 8.630 atribui ao concessionário que responde pela administração do porto a função de decidir sobre a abertura de licitação para a exploração, por agentes privados, de terminais no porto organizado, instituindo assim a Administração do Porto como Poder Concedente”. Essa distorção não é inteiramente sanada pelo fato de a legislação posterior atribuir à Antaq poder de rever o Programa de Arrendamento e julgar recursos contra a decisão da administração. Ver Guimarães (2006, p. 42-44).

(25% em 2007 *versus* 17%, estimados, em 1996), em duas áreas críticas os resultados foram modestos ou insuficientes: a velocidade média dos trens (tabela 12) – indicador crítico de produtividade, cuja queda reflete invasão da faixa de domínio (a ANTF estima que haja 433 invasões na malha concedida), e avanço das áreas urbanas sobre a malha; e a estabilidade da dimensão da malha concedida desde a época da privatização, uma malha de pequena extensão frente à dimensão do país,²⁶ e com múltiplos gargalos. Ambos são resultantes do planejamento deficiente, baixo nível de coordenação intragovernamental e subinvestimento público.

TABELA 12

Brasil: desempenho do setor ferroviário – investimentos (em R\$ milhões correntes), produção (em bilhões de TKU), acidentes (por milhão de trens/km) e velocidade média (km/h)

	1997-1999	2000-2002	2003	2004	2005	2006	2007
Investimentos em concessão	379,7	702,5	1.072,1	1.889,6	3.192,1	2.458,9	2.597,0
Investimentos da União ^a	107,0	56,7	35,0	8,0	44,0	72,0	140,0
Total	486,7	759,2	1.107,1	1.897,6	3.236,1	2.530,9	2.737,0
Produção	138,7	160,2	180,5	201,6	221,9	232,3	257,4
Acidentes	69,9	42,7	33,6	30,4	32,9	20,5	n.d.
Velocidade média de percurso	n.d.	29,4 ^b	29,9	28,1	27,4	24,8	n.d.
Velocidade média comercial	n.d.	21,9**	22,2	20,8	19,7	17,4	n.d.

Fontes: Agência Nacional de Transportes Terrestres (ANTT), Associação Nacional dos Transportadores Ferroviários (ANTF) e CNI/Siafi (ver anexos A e B).

^a Investimentos da União nas malhas concedidas, excluindo os recursos aplicados na Ferrovia Norte-Sul (à exceção de 2007).

^b Média de 2001-2002. A velocidade média de percurso é superior à velocidade média comercial, pois é calculada descontando-se os tempos de parada em pátios. Em ambos os casos, não há qualquer ponderação pelos volumes transportados ou extensão do percurso.

n.d. = não-disponível.

Ademais, o marco regulatório do setor e a ANTT (tal qual a Antaq, ambas oriundas da mesma legislação) foram instituídos cinco anos após a privatização. As regras do contrato de concessão tolhem a atuação da agência no sentido de estabelecer um regime de incentivos para promover a expansão da malha pelo concessionário, e torná-la compatível com a entrada de novos atores e as operações de tráfego mútuo.

Somente a atuação simultânea e coordenada das instâncias públicas e privadas seria capaz de enfrentar os maiores desafios do setor: *a)* a expansão da malha, inclusive com a correção de sua geografia e a construção dos contornos ferroviários;²⁷

26. Os únicos projetos *greenfield* pós-privatização são a Ferronorte e a Ferrovia Norte-Sul. Com a concessão dos 720 km desta única para a Companhia Vale do Rio Doce (CVRD) (em 3 de outubro de 2007), o setor privado passa a operar um total de 28.637 km.

27. Este é o foco do PAC para o setor: expansão da Norte-Sul (cuja etapa Estreito-Palmas se viabiliza no plano construtivo da via permanente com os recursos advindos da subconcessão à CVRD); Ferronorte, no trecho Alto Araguaia-Rondonópolis, ainda indefinida; além da Nova Transnordestina, cuja viabilidade econômica é questionável, mesmo após os investimentos governamentais. Quanto aos contornos, o PAC inclui os de S. Félix-Cachoeira e Camaçari-Aratu (BA); S. Francisco do Sul e Joinville (SC); Barra Mansa (RJ); Araraquara; e Ferroanel (SP).

b) a remoção da população invasora das faixas de domínio das ferrovias (15 metros de cada lado da linha), estimada em 200 mil famílias, óbice que reduz a velocidade das composições para cerca de 5 km/hora; e c) a transposição das linhas férreas sobre vias rodoviárias – são 12,4 mil passagens de nível, sendo 2.503 críticas, de acordo com as concessionárias.

Duas lições se inferem desta e demais experiências relatadas até aqui: primeiro, a importância – e mesmo essencialidade – do marco básico, tanto no plano legal quanto regulatório; ambos modulam a intensidade e qualidade da resposta dos investidores. Segundo, quanto maior o grau de complementaridade dos investimentos públicos e privados, maior o potencial impacto das falhas de governo (no planejamento e execução das suas ações) sobre estes últimos. O registro sugere um efeito marginal no caso de telecomunicações – pois os investimentos privados pouco dependiam das alocações públicas –, porém de maior centralidade em portos e principalmente ferrovias, ainda que em ambos os segmentos a estabilidade dos contratos e a garantia jurídica subjacente à posse e usufruto dos ativos tenham sido dominantes nas decisões de investimento e, de modo mais geral, no comportamento dos concessionários e operadores privados.

Uma análise do setor rodoviário sugere conclusão semelhante: as rodovias que foram objeto de concessão em 1995 pelo governo federal, e posteriormente pelos estados, atraíram operadores cujo desempenho – tanto em termos de investimento quanto resultados – dependeu basicamente da Lei de Concessões e das regras instituídas no processo, assim como pela aderência a estas pelo órgão regulador/fiscalizador (inicialmente o ministério, posteriormente a ANTT). O nível dos investimentos privados na atual década se contrai e se recupera seguindo as obrigações dos contratos de concessão. Já os investimentos de governo – na ausência de um planejamento de longo prazo, e um elenco claro e tecnicamente justificado de prioridades dado por uma análise custo-benefício – seguiram no mais das vezes decisões *ad hoc* (ou a lógica do ciclo político), sujeitas às restrições de recursos e à capacidade de execução (tabela 13).

Vale notar que apesar de a malha rodoviária federal pavimentada sob responsabilidade do Dnit (58.812 km) perfazer uma quilometragem 5,427 vezes maior do que a malha administrada pelas concessionárias (10.836 km), a razão dos investimentos no período 2004-2006 foi em média de 2,243.²⁸ Assim, os investimentos por quilômetro das concessionárias no período foram aproximadamente 2,419 vezes maiores do que os do governo federal. O diferencial por quilômetro dos investimentos federais e das concessionárias se reflete, *inter alia*, no estado geral das rodovias federais sob gestão federal *versus* o estado das rodovias pedagigadas,

18. Foi considerada a média de 2004-2006 para fins do exercício abaixo, em que se compara a produtividade dos investimentos nos três anos anteriores à pesquisa da Confederação Nacional do Transporte (CNT) sobre a qualidade da malha em 2007.

das quais 91% (em quilometragem) se encontram sob concessão (tabela 14). De forma sintética, a proporção de rodovias em estado ótimo e bom é cerca de 3,01 vezes maior nas operações pedagiadas, e inversamente, a relação do estado ruim e péssimo entre rodovias é de 10,5 vezes superior nas vias operadas pelo governo federal (relação esta ainda mais adversa considerando-se o conjunto das rodovias sob gestão estatal – aí incluídas as rodovias administradas pelos estados: 4,13 e 14,39, respectivamente).

TABELA 13

Brasil: investimentos em rodovias – 2001-2007

(Em R\$ bilhões correntes e em %)

Rodovias	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
OGU	2,12	2,04	0,77	1,95	2,56	4,05	4,71
% do PIB	0,16	0,14	0,05	0,10	0,12	0,17	0,18
Concessionárias ^a	1,74	1,56	1,02	1,03	1,32	1,45	1,53
% do PIB	0,13	0,11	0,06	0,05	0,06	0,06	0,06
Estados	2,01	1,93	2,07	2,42	2,86	3,17	3,11
% do PIB	0,15	0,13	0,12	0,12	0,13	0,14	0,12
Total	5,87	5,53	3,86	5,40	6,74	8,67	9,36
% do PIB	0,45	0,37	0,23	0,28	0,31	0,37	0,37

Fontes: IBGE, BC, Ipeadata, CNI/Coinfra, Siafi, Associação Brasileira de Concessionárias de Rodovias (ABCR), e anexos A e B; estimativas e cálculos próprios.

^a Investimentos das concessionárias que operam concessões federais da 1ª etapa (1.474,4 km) e as delegadas aos estados (3.009,7 km), assim como estaduais (5.365,9 km), num total de 36 rodovias e 9.850 km sob regime de concessão em sete estados.

TABELA 14

Brasil: estado geral das rodovias federais e pedagiadas – 2007

Classificação	Extensão federal		Extensão pedagiada	
	Km	%	Km	%
Ótimo	4.812	8,2	4.974	45,9
Bom	10.339	17,6	3.437	31,7
Regular	27.597	46,9	2.143	19,8
Ruim	11.653	19,8	232	2,1
Péssimo	4.411	7,5	50	0,5
Total	58.812	100,0	10.836	100,0

Fonte: CNT (2007).

A desproporcionalidade entre a relação dos investimentos por quilômetro executado pelas concessionárias e pelo governo federal – 2,419 – e a relação da distribuição da quilometragem do estado geral das rodovias – 3,01 e 10,5 –, dependendo da ótica adotada (se está se comparando a quilometragem em estado relativamente melhor – no topo da distribuição – ou relativamente pior), seria um indicador significativo da eficácia (e eficiência) relativa dos investimentos realizados pelo governo e setor privado. Neste sentido, a estratégia de transferir parte crescente da malha rodoviária ao setor privado deve ser aprofundada, dada a

restrição fiscal que o governo continuará a enfrentar nos próximos anos, e a maior produtividade dos investimentos realizados pelo setor privado, além da demanda aparente de novos projetos e outorgas por entrantes e incumbentes.²⁹

O investimento privado no setor é função de uma decisão de política pública – transferir segmentos da malha rodoviária potencialmente rentáveis ao setor privado – além da aderência às regras que regem o processo (de preferência aberto e competitivo), e da qualidade do regulador. Mas depende também da capacidade de planejamento e execução do setor público para desenhar, montar e executar o processo de outorga, inclusive os pré-investimentos anteriores à transferência e à montagem dos projetos, tanto do ponto de vista técnico e jurídico como operacional. Após as outorgas, os resultados dependem das concessionárias e da qualidade da regulação.³⁰ Na medida em que a decisão política é crível, as regras estáveis e os contratos robustos – pois reconhecidos pela justiça e implementados/fiscalizados pelo regulador –, observa-se forte resposta das empresas – como demonstrou o leilão de rodovias federais de outubro de 2007.

Já a resposta do setor público se vê tolhida não apenas pelas restrições ao seu financiamento, mas pelo vazio institucional em que opera o setor. Na realidade, com a extinção da Empresa Brasileira de Planejamento de Transportes (Geipot) em 1990, o setor de transportes no país perdeu a capacidade de planejamento e programação estruturada dos investimentos. O desafio de melhoria dos modais, sua melhor articulação e reequilíbrio – com ênfase na economicidade global dos recursos logísticos do país, inclusive hidroviário e cabotagem – não foram de fato enfrentados, em parte porque se perderam informação e inteligência setorial com o fim do Geipot. A fragilidade maior do PAC no setor de transportes é que o plano não tem por referência as necessidades da logística de transporte no país, o equilíbrio entre os modais e sua economicidade relativa.³¹

Os esforços recentes do Ministério dos Transportes (MT) – sob a forma do Plano Nacional de Logística e Transportes (PNLT) – são importantes, inclusive

29. Esta estratégia se vê obviamente reforçada pelos resultados do leilão de sete rodovias, realizado em 9 de outubro de 2007, da 2ª etapa do Programa Federal de Concessões Rodoviárias, que obteve um deságio médio de 45%, chegando a 65,43% na rodovia de maior extensão (BR 381, Fernão Dias, SP–BH). Os próximos leilões devem envolver a BR-116 (BA), anteriormente uma Parceria Público-Privada (PPP); BR-040 (Brasília–BH); BR-050 (Uberlândia–Uberaba); e potencialmente outros 17 mil km de rodovias federais. Em janeiro de 2008, o governo federal anunciou a 3ª etapa do programa, com a transferência de 4.059 km em 2008/2009, enquanto o Estado de São Paulo estará implementando em 2008 a 2ª etapa do programa estadual, com a concessão de cinco lotes com cerca de 1.500 km de rodovias.

30. Isto é, após as outorgas, os investimentos das concessionárias e os indicadores operacionais das rodovias sob sua responsabilidade aparentam ser pouco dependentes dos investimentos públicos e da qualidade das rodovias sob gestão estatal.

31. Como tem ocorrido nas últimas décadas, o modal hidroviário foi igualmente negligenciado no PAC. O desafio não é somente a construção de eclusas para tornar os rios navegáveis – a exemplo de Tucuruí, Estreito e Lajeado, fundamentais para a navegabilidade de cerca de 3.500 km no Centro-Oeste e Norte do país, mas de estabelecer uma estratégia e um plano de ação de recuperação dos rios. Estes estão crescentemente assoreados, com perda de profundidade e capacidade de armazenamento de água doce, um bem cada vez mais escasso e de múltiplos usos. Sem uma visão sistêmica e de longo prazo, e um tratamento mais adequado da questão ambiental, pouco se avançará na melhor utilização dos recursos hídricos do país.

porque o PNLТ oferece uma visão mais completa e integrada do que o PAC, e com uma perspectiva temporal de 15 anos, tempo minimamente necessário para uma transformação relevante da matriz de transporte no país.³² Porém a eficácia do PNLТ é questionável.

Primeiro, o planejamento é um processo que supõe força política para fazer crível o que está no papel, e movimentar atores públicos e privados. O MT, apesar dos recursos, tem pouca densidade política neste sentido. Segundo, a experiência demonstra que este processo requer uma memória, acumulação de recursos e capacidade de execução, numa institucionalidade hoje ausente. O Dnit permanece distante de um órgão com capacidade efetiva de implementação das políticas e programas de investimento. Na prática funciona como maior gargalo dos investimentos públicos em transportes. É provável que a restrição vinculante aos investimentos em transportes de governo no plano federal seja a limitada capacidade do Dnit (e das Companhias Docas), com um modelo de gestão falho de levar adiante seu mandato, principalmente a elaboração de projetos, assim como a licitação, a fiscalização e a execução de obras rodoviárias e portuárias, além da montagem e implementação de um plano de outorgas (junto ao MT e agências).

O que fazer? Dada a complexidade e o caráter multifacetado da infra-estrutura logística, é importante reconstruir o equivalente funcional do Geipot para dar permanência e continuidade ao processo de planejamento; mas é igualmente (ou talvez mais) fundamental instituir o Conselho Interministerial de Política de Transporte (Conit) (e infra-estrutura logística), com base na Lei nº 10.233/2001, que, com o apoio de uma secretaria técnica e efetiva representação dos usuários dos modais, definiria as políticas que dariam suporte ao PNLТ (nesta ou em outra versão). E, finalmente, dotar o governo de capacidade de execução, com a despolitização radical, recapacitação, motivação dos quadros e completa profissionalização do Dnit, das Companhias Docas (como assinalado anteriormente), do MT e das agências reguladoras setoriais, com foco na implementação do transporte multimodal competitivo, eliminação das barreiras à competição, e maior ênfase na participação marítima e hidroviária.

A quantidade, estabilidade e confiabilidade da oferta de energia elétrica são claramente essenciais para o bem-estar da população. A crise de abastecimento em 2001/2002 foi um evento traumático que instou a reformulação do setor, alcançada por meio das Leis nº 10.847 e nº 10.848 de março de 2004. O novo quadro legal teve por objetivo retomar o processo de planejamento setorial; garantir a expansão do sistema; reduzir o risco na produção e venda de energia; e assegurar o pagamento

32. Vale enfatizar que o antecessor imediato do PNLТ – o Programa de Desenvolvimento do Setor de Transporte – foi lançado há mais de duas décadas (1986) pelo Geipot.

dos geradores e transmissores por parte dos distribuidores, e o recolhimento dos recursos da sociedade por parte destes últimos.

O modelo criou uma nova estrutura onde se efetivam as transações do sistema, e uma nova institucionalidade. O cerne do novo modelo está nos artigos 1º e 2º da Lei nº 10.848, que descrevem os contornos dos ambientes em que se dá a comercialização de energia: um ambiente regulado – Ambiente de Contratação Regulada (ACR) –, em que geradores e distribuidoras contratam energia futura por meio de leilões periódicos, e um ambiente livre, em que geradores e consumidores livres, intermediados ou não por comercializadoras, contratam blocos de energia com horizontes de tempo e por critérios de seu livre arbítrio e interesse.

Algumas características do modelo revelam a preocupação não apenas com a garantia de suprimento de energia ao consumidor final cativo das distribuidoras, mas com uma sinalização inequívoca aos geradores da integridade da transação de compra e venda de energia (minimizando seus riscos contratuais, pois os pagamentos são garantidos pelo *pool* dos distribuidores, cujo equilíbrio econômico-financeiro é expressamente velado no modelo), assim como níveis de demanda e preços que levem os agentes a investir em nova geração. É nesta perspectiva que se explica a determinação inicial de separar a energia “velha” e a nova, estimulando a produção desta última por meio de preços mais atraentes (evitando contaminá-la com excedentes de plantas depreciadas), e a preocupação do modelo em garantir a desverticalização das distribuidoras, proibir o *self-dealing*, e não incentivar a autogeração, de modo a garantir a formação e estabilidade de uma curva de demanda de energia no ACR.

Além do órgão regulador – Agência Nacional de Energia Elétrica (Aneel) – e do Operador Nacional do Sistema (ONS), preexistentes à introdução do novo modelo, a lei criou uma nova institucionalidade:

- Empresa de Pesquisa Energética (EPE): desenvolve estudos necessários à execução do planejamento energético pelo Ministério de Minas e Energia (MME), no longo e médio prazos (respectivamente em horizonte não inferior a 20 e 10 anos), e obtém a licença prévia ambiental e a declaração de disponibilidade hídrica necessárias às licitações envolvendo projetos de geração e transmissão selecionados pelo EPE.

- Câmara de Comercialização de Energia Elétrica (CCEE): administra os contratos de compra e venda de energia no âmbito do ambiente regulado, tendo sucedido ao Mercado Atacadista de Energia Elétrica (MAE) nas suas funções de liquidação e contabilização das operações, e cujos procedimentos passam a ser regulados em lei.

- Comitê de Monitoramento do Setor Elétrico (CMSE): acompanha e avalia permanentemente a continuidade e a segurança do suprimento eletroenergético num horizonte de cinco anos.

A dinâmica de investimentos do setor ilustra a importância para a decisão de investir de um quadro legal e institucional bem definido, além da sinalização dos preços – em alta desde 2006. A incerteza associada ao modelo em 2003-2004 levou ao nadir dos investimentos nesses anos; a definição de um modelo e a recuperação financeira dos agentes os impulsionaram (tabela 15).³³

TABELA 15

Brasil: investimentos em energia elétrica – 2001-2007

(Em R\$ bilhões correntes e em %)

Energia elétrica	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Eletrobrás	2,7	3,4	2,9	2,8	3,2	4,9	3,1
% do PIB	0,21	0,23	0,17	0,14	0,15	0,21	0,12
Petrobras (energia elétrica) ^a	0,4	0,8	1,1	0,6	1,5	1,6	3,2
% do PIB	0,03	0,05	0,07	0,03	0,07	0,07	0,13
Estados	1,5	2,0	1,7	2,1	2,4	3,3	2,6
% do PIB	0,11	0,14	0,10	0,11	0,11	0,14	0,10
Privados	4,2	4,9	4,2	4,2	5,0	5,8	7,3
% do PIB	0,32	0,33	0,25	0,22	0,23	0,25	0,29
Total	8,7	11,1	9,9	9,7	12,2	15,6	16,3
% do PIB	0,67	0,75	0,58	0,50	0,57	0,67	0,64

Fontes: Petrobras, Comissão de Valores Mobiliários (CVM), empresas de energia elétrica e estimativas próprias (ver anexos A e B).

^a Investimento da Petrobras na área de gás e energia.

Do ponto de vista da garantia contratual de abastecimento das distribuidoras, o resultado do sistema de leilões no ambiente regulado pode ser considerado altamente positivo. A menos que haja uma contratação adicional em 2008 de magnitude limitada, as geradoras têm seu abastecimento garantido até 2012. Ao mesmo tempo, o resultado dos leilões mais recentes, inclusive o realizado em outubro de 2007, aponta para tarifas relativamente compensadoras de acordo com os agentes, sinalizando forte incentivo econômico ao investimento em geração (tabela 16).

Neste sentido, a lei, as regras e as instituições do setor elétrico têm se saído bem, tanto do ponto de vista do funcionamento do conjunto do sistema – que se espelha no limitado risco de déficit de energia elétrica nos próximos anos – como da qualidade das transações realizadas no ambiente regulado, bem como as decorrentes garantias que provêm do abastecimento para distribuidoras e de pagamento para geradores. E mais importante, a sinalização de preços do ponto de vista do equilíbrio dinâmico da oferta-demanda de energia tem sido eficaz, com um balanço de risco-retorno favorável aos investimentos em geração hídrica – inclusive Pequenas

33. O sucesso das licitações das linhas de transmissão – até final de 2007, 28,7% do sistema de alta tensão terão sido construídos e estarão sendo operados pelo setor privado – só em parte pode ser atribuído ao novo modelo, pois o precede e depende fundamentalmente de um programa com horizonte bem definido, da estabilidade das regras e de garantia de pagamento pelos serviços de transmissão, no marco da Lei das Concessões e da atuação da Aneel.

Centrais Hidrelétricas (PCHs), pela simplificação do licenciamento ambiental e facilidade de conexão à rede –, térmica (com exceção do gás natural, dada a crescente incerteza na oferta do combustível), co-geração em biomassa, e eólica, esta ainda em menor escala dado seus custos (cerca de R\$ 200/MWh).

TABELA 16

Brasil: custos marginais de energia para as distribuidoras – leilões de 2005-2012

(Em R\$/MWh)

	2005	2006	2007	2008	2009 ^b	2010	2011	2012 ^c
Energia existente ^a	57,51	67,31	75,46	83,13	94,91	-	-	-
Energia nova	-	-	-	129,42	128,78	118,37	128,89	128,61
Hídrica	-	-	-	106,95	113,85	114,83	128,90	129,14
Térmica	-	-	-	132,26	129,26	121,81	137,44	128,37

Fonte: CCEE. Elaboração própria.

^a 2005, custo inicial; 2006-2009, custo do bloco de energia adicional. Cerca de 80% da energia foi contratada em 2005-2006. Contratos a serem relicitados, começando em 2012.

^b O leilão de A-3 de junho de 2006 contratou em média energia pós-2009 a R\$ 128,95/MWh, sendo R\$ 126,77/MWh hídrica e R\$ 132,39/MWh térmica.

^c Resultado do leilão A-5. Os valores das hidrelétricas estão superiores ao das térmicas, pois embutem o Uso do Bem Público (UBP), já que foram concedidas antes de 2004.

Por outro lado, e isto pode ser entendido como o reverso da medalha, as tarifas têm aumentado ao longo do tempo, e este não parece ser um processo reversível. Em 2008, o custo médio de energia para os distribuidores é cerca de R\$ 71,1/MWh; porém, tomando-se os resultados dos leilões de energia nova como parâmetro, estima-se que o custo marginal de expansão esteja próximo a R\$ 130/MWh. No período 2008-2012, os custos para as distribuidoras (e consumidores cativos) irão subir de forma gradativa (tabela 17). A partir de 2012, contudo, quando os blocos de energia velha forem recontratados, os custos para os consumidores cativos irão se elevar, com toda a probabilidade, de forma bastante acentuada. Já os consumidores livres, que enxergam custos de energia crescentes, devem ser submetidos a aumentos mais acentuados a partir de 2009-2010, a menos que estejam abrigados sob contratos de longo prazo.

TABELA 17

Brasil: trajetória esperada do custo da energia – 2008-2012

(Em R\$/MWh)

	2008	2009	2010	2011	2012
Custo médio ponderado da energia nova e existente	71,1	79,2	82,2	84,2	93,5

Fontes: Abrace (2007) e cálculos próprios para 2012.

A complexidade do setor elétrico enquanto sistema de base hídrica interligado, e cujos investimentos necessitam em grande medida serem programados com antecedência de anos, exige um sistema de planejamento, programação, operação e regulação altamente sofisticado. Pode-se argumentar que o país detém uma tecnologia organizacional e de gestão bastante eficaz no setor, e absolutamente

indispensável para viabilizar o investimento privado, inclusive pela capacidade de execução nas subsidiárias da Eletrobrás – Furnas, em particular – e em clara contraposição ao setor de transportes.

No sistema atual, o papel das organizações de Estado – a EPE, o CMSE, a ONS e a Aneel principalmente, além da CCEE – é crucial, dada a magnitude das externalidades de informação e coordenação no setor. Já a complementaridade do investimento público e privado – dada a maturidade do mercado e seus agentes – é na realidade baixa, talvez com exceção dos chamados projetos “estruturantes” (a exemplo das hidrelétricas do rio Madeira e Belo Monte). O setor de energia elétrica no país tem assim peculiaridades que o distingue dos demais: o aparato de estudos e planejamento, inclusive de longo prazo, e operação do sistema – dada sua natureza interligada – e a estrutura para contratar energia presente e futura, e compensar créditos e débitos, não são independentes da decisão de investir dos agentes privados. Já os investimentos públicos – ainda que importantes – não são essenciais para viabilizar os investimentos privados, talvez com exceção dos projetos chamados “estruturantes”, pelas incertezas associadas a estes.

Nos demais setores aqui examinados, contudo, a problemática de investimento do governo é distinta daquela do setor privado: em setores como saneamento e comunicações, o planejamento sistêmico e de médio e longo prazos e a capacidade de execução são as peças necessárias para levar adiante um programa de investimentos públicos, mas não necessariamente de investimento privado. Mesmo – ou principalmente – num contexto de escassez de recursos, estes são os requisitos essenciais para a racionalidade decisória, na perspectiva do interesse público – que deve orientar os governos. Em outros, a exemplo de transportes, o investimento público pode ter uma dimensão complementar ao investimento privado (como no caso dos portos e ferrovias) ou mesmo antecedente (a exemplo de rodovias, cuja outorga por vezes depende de um pré-investimento público).

No mais das vezes, o investimento privado não depende diretamente do aparato de planejamento de longo prazo e operação centralizada ou sistêmica, se é que existem. Talvez sim sua racionalidade, pois em todos os casos, a perspectiva privada é um pouco distinta: o investimento atende o interesse de retorno privado (como não poderia deixar de ser). Sua alocação e volume seguem uma lógica não necessariamente consistente com o que seria a lógica do investimento público. À política pública cabe definir as condições de contorno que orientam e levam o investimento privado a atender ao interesse público e criam um ambiente favorável ao investimento privado.

Em síntese: em todos os setores de infra-estrutura aqui examinados, há um papel crítico a ser desempenhado pelo Estado para viabilizar os investimentos privados. Em alguns casos, são necessários investimentos públicos complementares

ou mesmo antecedentes, além de capacidade de montar e implementar outorgas e transferir ativos para o setor privado; no setor elétrico, é essencial o funcionamento do aparato de planejamento e operação do sistema, dadas as suas peculiaridades; e em todos, sem exceção, uma estratégia clara de desenvolvimento setorial, um quadro legal bem definido, regras transparentes e uma instância de regulação qualificada.

5 CONCLUSÃO

De acordo com os resultados aqui apresentados, a taxa de investimento em infraestrutura no país situou-se, no período 2001-2007, em torno de 2% do PIB. A dificuldade de o país se aproximar de um patamar inicial de 3% do PIB – e eventualmente transitar para 5% ou mais para se aproximar dos padrões de infraestrutura das economias emergentes bem-sucedidas – tem múltiplas causas, mas diz respeito fundamentalmente a obstáculos de quatro naturezas distintas.

Primeiro, as restrições fiscais e a elevada rigidez orçamentária, que afetaram diretamente os investimentos do setor público, com mais intensidade após o imposto inflacionário ter deixado de ser instrumental para o seu financiamento.

Segundo, a limitação na capacidade de planejamento setorial e de execução do governo, pela progressiva deterioração da qualidade da administração pública. Contribuíram para isto a politização de instâncias diretamente envolvidas na implementação dos investimentos, a exemplo do Dnit e Companhias Docas, e a falta (ou alocação ineficiente) de recursos para requalificação e atualização dos quadros públicos. Dada, na maior parte dos casos, a complementaridade dos investimentos públicos e privados, é a limitação dos primeiros – seja de recursos, seja de capacidade de planejamento e execução – um dos fatores que impede uma expansão maior destes últimos.

Terceiro, a ausência ou fragilidade de marcos legais e regulatórios capazes de dar segurança jurídica e assegurar a estabilidade e a transparência das regras. Neste contexto, a fronteira de investimento das empresas, em particular do setor privado, se contrai na exata medida da percepção de maior risco, e os investidores passam a exigir taxas de retorno proporcionalmente superiores.

Finalmente, a instabilidade macroeconômica das últimas três décadas gerou distorções significativas nos preços dos ativos e nas condições de financiamento ao investimento. O elevado custo de capital e a inconsistência entre as estruturas de empréstimo disponíveis no mercado e aquelas necessárias para investimentos em infra-estrutura levaram o mercado de capitais a ter um papel secundário até recentemente e à dominância do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) como fornecedor de recursos.

Em grande medida, a resposta do setor privado – de cerca de 1% do PIB – refletiu a combinação desses fatores.

- Em saneamento, com o fim do Planasa e a derrocada do esquema de financiamento público do setor, os investimentos estagnaram. Ainda que esses permaneçam preponderantemente públicos nos próximos anos, o novo marco legal e a progressiva remoção de barreiras à entrada, inclusive de natureza regulatória, deverão dar impulso à participação privada.

- Em telecomunicações, uma atuação competente da Anatel, inscrita num marco legal e regulatório bem desenhado e estável, combinada com a privatização de ativos e direitos (no caso do espectro de radiofrequência), foi o suficiente para garantir um surto de investimentos pós-privatização e a expansão do setor no país até anos recentes. Um novo salto dependerá, em grande medida, da atualização do quadro legal e regulatório para fazer frente ao fenômeno da convergência.

- Em transportes, os investimentos públicos definharam ao esbarrarem na escassez de recursos, falta de projetos e limitada capacidade de execução. Desde o final da década de 1990 em ferrovias estes investimentos têm sido marginais, apesar de sua importância para a expansão do modal, a remoção das invasões da faixa de domínio e a construção de contornos críticos. Ainda assim, a privatização da RFFSA deu grande impulso ao investimento privado e levou ao aumento da capacidade de transporte ferroviário. Já no caso dos portos, a natureza incompleta das reformas, a ambigüidade do poder regulatório e a politização das Companhias Docas, no conjunto conspiraram para limitar fortemente o valor, o âmbito e mesmo a eficácia dos investimentos privados em anos recentes. No caso de rodovias, o setor público permanece na liderança, com aportes orçamentários crescentes. O sucesso do processo de concessões, retomado em 2007, indica que os investimentos públicos serão direcionados para as rodovias que não suportam o regime de concessões, principalmente pela baixa intensidade do tráfego. Em todos os casos, o planejamento de Estado – ausente nos últimos anos e reconhecido como essencial para a otimização da participação de cada modal em uma nova logística de transportes – terá de ser organizado, as agências reforçadas, assim como será fundamental a despolitização radical das instâncias de execução.

- No setor elétrico, o aparato de planejamento e operação vem funcionando a contento, sendo crítico não apenas para a otimização como para o próprio funcionamento e segurança do sistema, dadas suas peculiaridades – base hídrica e operação interligada no plano nacional. O processo de privatização e concessão e o marco legal e regulatório do setor possibilitaram que os investimentos em distribuição e transmissão sejam predominantemente privados. Em geração – que absorve a maior parte dos recursos – as empresas do sistema Eletrobrás, as estaduais mais ativas (Cemig, Copel, Celesc), e a Petrobras ainda têm um papel central; porém, com a queda do custo de capital, a oferta mais elástica de financiamento e a estabilidade

das regras, um volume crescente de investimento privado vem sendo alocado para o segmento.

Ainda que seja difícil estabelecer com precisão um gradiente setorial da qualidade das regras e instituições, a discussão aqui empreendida parece sugerir que os setores de telecomunicações e de energia elétrica são possivelmente os que operam com maior previsibilidade e estabilidade. Nos dois casos, é demonstrável a capacidade das agências, em cooperação com outras instituições de Estado, de desenhar e montar os processos de outorga de concessões (ou autorizações), e monitorar o desempenho (e o cumprimento das obrigações) dos agentes.

Em contraposição, a fragilidade é mais evidente nos setores de saneamento e transportes. No primeiro caso, há uma nova legislação que ainda não foi de fato testada, e a institucionalidade capaz de impulsionar a participação privada no setor – associada ou não às companhias estaduais de saneamento – ainda está por ser definida.

Já em transportes, é provável que haja necessidade de um novo desenho institucional, levando em consideração a importância para o país de uma logística de transportes organizada de forma sistêmica, com ênfase na economicidade e racionalidade multimodal. Nesta perspectiva, seria fundamental a definição (crível) de uma política integrada de transportes e logística, com participação dos usuários; uma estratégia de médio e longo prazo, que articule e reequilibre de forma efetiva os modais; e um plano de ação para os próximos anos que integre os esforços públicos e privados, num contexto de reforço das agências e sua blindagem a injunções políticas. Infelizmente, ainda se está longe desses requisitos.

É possível que o Brasil esteja no limiar de uma transição para uma economia desenvolvida num período de 15-20 anos. É inquestionável que esta passagem não se dará sem um esforço em dois sentidos. Primeiro, na universalização do ensino de qualidade – 12 primeiros anos – até o final da próxima década, combinado com a melhoria material das condições de saúde e segurança da população. Segundo, pela rápida expansão dos investimentos em infra-estrutura para um patamar em torno de 5% do PIB, ainda distante da fronteira de investimento em infra-estrutura.

O país ainda está longe de alcançar estes níveis. Apesar das dificuldades de mensuração, a taxa de investimento em infra-estrutura deve se situar em torno de 2,03% do PIB em 2007, dos quais 1,06% do PIB de fontes públicas e 0,97% de origem privada. Dadas as restrições que governos e empresas públicas enfrentam, dobrar aquela taxa e fazê-la se aproximar de 5% supõe um esforço mais que proporcional por parte do setor privado – que teria possivelmente de *triplicar a participação do seu investimento no PIB*. Pode-se assim concluir que o verdadeiro PAC do setor seria uma agenda clara para remover as barreiras ao investimento privado em infra-estrutura nos próximos anos.

ABSTRACT

This paper establishes how much the public and private sectors have invested in infrastructure in Brazil in recent years, and what explains the investment behavior in water, telecommunications, transport – in its different modalities—and electric power. Compared to other emerging (as well as developed) economies, Brazil invests a modest proportion of its GDP—2%—insufficient to take into account depreciation of capital assets. Fundamentally, it is a case of massive state failures, in planning, finance and implementation of its investments, combined with institutional fragility and uncertainty of the regulatory environment.

REFERÊNCIAS

- ABRACE. Associação Brasileira de Grandes Consumidores Industriais de Energia e de Consumidores Livres. *Restauração da energia competitiva ao consumidor*. Brasília: Coinfra/CNI, set. 2007.
- AESBE. Associação das Empresas de Saneamento Básico Estaduais. *Financiamento de investimentos em saneamento básico*. Brasília, dez. 2006. p. 4.
- _____. *Lei Federal nº 11.445/2007 – diretrizes nacionais para o saneamento básico*. Brasília: Coinfra/CNI, abr. 2007.
- ANTAQ. Agência Nacional de Transportes Aquaviários. *Anuário Estatístico Portuário 2006*. Quadro 2.31, 2006. Disponível em: <www.antaq.gov.br>.
- ANTT. Agência Nacional de Transportes Terrestres. *Evolução recente do transporte ferroviário*. Set. 2007.
- BANCO MUNDIAL. *Connecting East Asia: a new framework for infrastructure*. Tokio, Mar. 2005.
- _____. *Infrastructure in Latin America and the Caribbean: recent developments and key challenges*, v.I. Ago. 2005 (Main Report).
- _____. *Mexico: infrastructure public expenditure review*. Washington, D.C., 2005.
- _____. *PPPs in infrastructure conference: praful patel's closing remarks*. 2007. Disponível em: <www.worldbank.org>.
- CEF. Caixa Econômica Federal. *Demonstrações financeiras do FGTS e CEF*. Execução orçamentária do FGTS. 2006. Disponível em: <http://www.caixa.gov.br/fgts/relatorios_balancos_fgts.asp>.
- CNA. *Masons Water Yearbook, 2002-2003*.
- CNI. Confederação Nacional da Indústria. *Reforma portuária: o que falta fazer*. Brasília, 2007.
- CNT. Confederação Nacional do Transporte. *Pesquisa Rodoviária CNT 2007*. Brasília, 2007.
- COINFRA. Conselho de Infra-Estrutura. *Relatório de Infra-Estrutura*. Brasília, jan./fev. 2008.
- COINFRA/CNI. *Orçamento da União em transportes*. Abr. 2007.
- CONGRESSIONAL BUDGET OFFICE. *Trends in Public spending and water infrastructure: 1956 to 2004*. Washington, D.C., Aug. 2007.
- ELETROBRÁS. *Demonstrações financeiras padronizadas*. 2007.
- ERNST & YOUNG. *Investing in global infrastructure 2007—an emerging asset class*. 2007. p. 6.
- GÓES, F. Portos privados planejam investir R\$ 5 bi. *Valor Econômico*, 18 out. 2007, p. A1 e B9.

GOVERNMENT OF INDIA. *Projections of investment in infrastructure during the 11th Plan*. The Secretariat for the Committee on Infrastructure. Planning Commission, Oct. 2007. Disponível em: <www.infrastructure.gov.in>.

GUIMARÃES, E. A. *Reforma institucional do setor de transportes*. Brasília: CNI, 2006.

MAIA, S. Empresa privada volta a investir em saneamento. *Valor Econômico*, 4 jan. 2008, p. A5.

MINISTÉRIO DO PLANEJAMENTO. *Plano Plurianual 2008-11*. Brasília, 2007.

NEWBERY, D. M. Regulatory policies and reform in the electricity supply sector. In: FRISCHTAK, C. (Ed.). *Regulatory policies and reform: a comparative perspective*. Washington, D.C.: The World Bank, 1995.

NUNES, L. *Orçamento da União – transportes, 2007*. Brasília: Coinfra/CNI, abr. 2007.

OCDE. *Multiple play: pricing and policy trends*. Paris, abr. 2006.

PETROBRAS. *Relatório Mercado Financeiro*, 4º trimestre e exercício de 2007. p. 23.

REVISTA GUIA MARÍTIMO. Preparar os portos para o futuro, out. 2007.

ROMERO, C. PPP pode viabilizar saneamento. *Valor Econômico*, 17 out. 2007, p. A2.

SAFATLE, C. Parece, mas não é. *Valor Econômico*, 10-12 ago. 2007, p. A2.

SIQUEIRA, E. Para as comunicações, nova lei e nova agência. *O Estado de São Paulo - Coluna Tecnologias da Informação/Economia Digital*, São Paulo, 25 nov. 2007, p. B22.

THE ECONOMIST. Queda de ponte expôs falha na infra-estrutura dos EUA. *Valor Econômico*, 10 ago. 2007, p. A9.

TCU. Tribunal de Contas da União. *70ª apreciação das contas do governo da república – exercício 2004*.

TORRES FILHO, E. T.; PUGA, F. P. (Org.). *Perspectivas do investimento 2007/10*. Rio de Janeiro: BNDES, 2007.

(Originais submetidos em fevereiro de 2008. Última versão recebida em julho de 2008. Aprovado em agosto de 2008.)

ANEXO A**Investimentos em infra-estrutura no Brasil – 2001-2007**

(Em R\$ bilhões nominais)

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Investimento em infra total	43,2	32,5	27,5	35,8	44,1	49,1	52,0
Investimento infra OGU	4,7	3,8	1,4	3,0	4,6	6,8	8,7
Saneamento	2,2	1,3	0,5	0,8	1,7	2,3	3,5
% do PIB	0,17	0,09	0,03	0,04	0,08		
Transportes	2,5	2,4	0,9	2,2	2,9	4,5	5,2
Portos	0,084	0,139	0,025	0,140	0,133	0,126	0,119
Companhias Docas	0,049	0,103	0,023	0,050	0,091	0,100	0,106
Ferrovias	0,058	0,056	0,035	0,008	0,044	0,072	0,140
Hidrovias	0,198	0,092	0,054	0,084	0,099	0,113	0,128
Rodovias	2,117	2,039	0,771	1,948	2,563	4,054	4,714
Investimento em infra empresas	38,5	28,8	26,1	32,8	39,5	42,3	43,3
Infraero	0,5	0,6	0,6	0,5	0,7	0,9	0,6
Saneamento (empresas estaduais)	2,5	2,5	2,7	3,3	4,3	5,5	5,7
% do PIB	0,19	0,17	0,16	0,17	0,20		
Saneamento (outros)	0,1	0,6	0,5	0,4	0,4	0,5	0,5
% do PIB	0,01	0,04	0,03	0,02	0,02	0,02	0,02
Eletróbrás	2,7	3,4	2,9	2,8	3,2	4,9	3,1
Petrobras (gás e energia)	0,4	0,8	1,1	0,6	1,5	1,6	3,2
Energia elétrica (estados)	1,5	2,0	1,7	2,1	2,4	3,3	2,6
Cemig	0,64	1,15	0,94	1,09	1,17	1,94	0,93
Copel	0,43	0,40	0,33	0,44	0,44	0,50	0,52
Celesc	0,12	0,11	0,13	0,21	0,25	0,31	0,52
CEEE	0,13	0,17	0,11	0,13	0,18	0,24	0,30
CEB	0,07	0,07	0,09	0,05	0,12	0,13	0,15
Celg	0,07	0,11	0,11	0,15	0,25	0,20	0,22
Energia elétrica (privados)	4,2	4,9	4,2	4,2	5,0	5,8	7,3
AES Tietê				0,02	0,03	0,05	0,05
Ampla				0,25	0,41	0,47	0,43
Cemar				0,05	0,10	0,14	0,20
Coelce				0,17	0,25	0,34	0,40
Cteep				0,16	0,32	0,47	0,44
CPFL				0,61	0,63	0,80	1,13
Elektro				0,12	0,18	0,25	0,25
Eletropaulo Metropolitana				0,33	0,40	0,38	0,43
Energias do Brasil				1,05	1,07	0,75	0,66
Energisa				0,19	0,20	0,25	0,23

(continua)

(continuação)

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007		
Grupo Rede				0,24	0,33	0,35	0,42		
Light				0,34	0,28	0,32	0,49		
Neo Energia				0,62	0,81	1,17	1,47		
Tractebel				0,04	0,04	0,07	0,73		
Ferrovias (concessionárias)	0,8	0,7	1,1	1,9	3,2	2,5	2,6		
Telecom	22,0	9,7	8,0	13,3	14,2	12,4	12,5		
Telefonia fixa	17,8	5,9	4,5	5,0	6,3	6,2	6,7		
Telemar/Oi	7,86	1,01	1,09	1,26	1,56	1,64	1,76		
Brasil Telecom	3,42	1,81	1,33	1,69	1,54	1,17	1,12		
Telefônica	4,53	1,67	1,34	1,34	1,67	1,72	1,99		
GVT	0,54	0,40	0,27	0,14	0,14	0,19	0,57		
Embratel	1,47	1,04	0,49	0,58	1,43	1,46	1,23		
Telefonia móvel	4,2	3,8	3,5	8,3	7,9	6,2	5,8		
Oi/Telemar	2,17	0,95	0,55	0,74	0,84	0,67	0,57		
Brasil Telecom		0,19	0,36	1,18	0,44	0,28	0,28		
TIM		0,07	0,51	2,98	2,56	1,59	1,90		
Vivo			1,10	1,94	2,21	2,12	1,92		
Claro			0,99	1,46	1,83	1,56	1,13		
Portos	0,2	0,2	0,2	0,3	0,3	0,4	0,5		
Rodovias (privados)	1,7	1,6	1,0	1,0	1,3	1,5	1,5		
% do PIB	0,13	0,11	0,06	0,05	0,06	0,06	0,06		
Rodovias (estaduais)	2,0	1,9	2,1	2,4	2,9	3,2	3,1		
DER - SP	0,50	0,57	0,54	0,71	0,89	0,91	1,00		
DER - MG	0,35	0,36	0,28	0,41	0,43	0,56	0,31		
DER - RS	0,25	0,14	0,32	0,21	0,25	0,27	0,40		
Demais DERs	0,90	0,87	0,93	1,09	1,29	1,43	1,40		
	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2009	2010
PIB nominal	1.302	1.477	1.699	1.941	2.147	2.322	2.558	2.793	2.919
Crescimento nominal (exceto 2008-2010)		13,4	15,0	14,2	10,6	8,2	10,2	4,5	4,5
IPCA (%)	7,67	12,53	9,30	7,60	5,69	3,14	4,46		
Índice	1,443	1,282	1,173	1,090	1,031	1,000			
						385,01	0,1658		
Desembolsos infra do BNDES	7,5	13,0	10,0	15,2	17,1	17,0	25,6		
Investimento total da União	10,2	12,2	5,2	9,1	10,3	15,3	19,2		
% do PIB	0,786	0,829	0,307	0,467	0,480	0,657	0,749		
							0,449		
Formação bruta de capital fixo	221,8	242,2	259,7	312,5	342,2	385,0	449,6		
% do PIB	17,0	16,4	15,3	16,1	15,9	16,6	17,6		

Fonte: Ipeadata/IBGE. Estimativa própria.

ANEXO B

FONTES DOS DADOS QUE COMPÕEM O ANEXO A

Investimentos em infra total (2001-2007): Somatório de investimento infra OGU e investimento em infra empresas.

1. INVESTIMENTO INFRA OGU (2001-2007): SOMATÓRIO DE SANEAMENTO E TRANSPORTES

1.1. Saneamento

a. 2001-2005: calculado com base nos dados de investimento federal total (FGTS+OGU) como percentual do PIB, em Aesbe (2006, p. 5).

b. 2006-2007: dada a dificuldade de estimar com precisão os investimentos efetivos em saneamento do orçamento fiscal (OGU) em 2006-2007, que não se esgota nas funções saneamento, habitação e urbanismo, adotou-se por premissa que a relação média entre o investimento realizado pelo OGU (Aesbe) e o total pago, incluindo restos a pagar pagos (CNI/Siafi) dessas três funções para os anos 2002-2005, se manteve em 2006-2007. A esses valores somam-se os desembolsos do FGTS para saneamento (ver CEF, 2006). Para 2007, os desembolsos do FGTS foram estimados com base no valor contratado para 2007, multiplicado pelas médias da razão desembolso/contratado observadas em 2005 e 2006 para saneamento.

1.2. Transportes (2001-2007): somatório de portos, Companhias Docas, ferrovias, hidrovias e rodovias

1.2.1 Portos

a. 2001-2004: investimento público em portos. Ver TCU (2004).

b. 2005-2006: estimativa própria por meio de interpolação linear.

c. 2007: Siafi/CNI. Execução orçamentária do MT – total pago, incluindo restos a pagar pagos no ano.

1.2.2 Companhias Docas

a. 2001-2006: TCU. Orçamento de investimento – contas públicas – execução orçamentária.

b. 2007: Siafi/CNI. Repasse para Companhias Docas, Presidência da República – despesa realizada até o sexto bimestre de 2007.

1.2.3 Ferrovias

a. 2001-2007: ANTF.

1.2.4 Hidrovias

a. 2001-2004: investimento público em hidrovias+portos e terminais hidroviários. Ver TCU (2004).

b. 2005-2006: estimativa própria por meio de interpolação linear.

c. 2007: Siafi/CNI. Execução orçamentária do MT – total pago, incluindo restos a pagar que foram pagos no ano.

1.2.5 Rodovias

a. 2001-2006: estimativas próprias, calculado como a diferença entre os itens anteriores e o OGU para investimentos – MT – valores desembolsados, inclusive restos a pagar que foram pagos. Ver Coinfra/CNI (2007).

b. 2007: Siafi/CNI. Execução orçamentária do MT – total pago, incluindo restos a pagar que foram pagos no ano.

2. INVESTIMENTO EM INFRA EMPRESAS: SOMATÓRIO DE INFRAERO, SANEAMENTO (EMPRESAS ESTADUAIS), SANEAMENTO (OUTROS), ELETROBRÁS, PETROBRAS (GÁS E ENERGIA), ENERGIA ELÉTRICA (ESTADOS, PRIVADOS), FERROVIAS (CONCESSIONÁRIAS), TELECOM, PORTOS, RODOVIAS (PRIVADOS) E RODOVIAS (ESTADUAIS)

2.1 Infraero (2001-2007): Infraero. Relatório Anual da Administração

2.2 Saneamento (empresas estaduais)

a. 2001-2005: calculado com base nos dados de investimento das empresas estaduais como percentual do PIB, divulgado em Aesbe (2006, p. 5).

b. 2006: estimativa própria, considerando-se um aumento de 28% sobre o valor de 2005, com base no crescimento do investimento das 13 principais empresas estaduais (com exceção de Pernambuco e Espírito Santo).

c. 2007: estimativa própria, aplicando o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) de 2007 sobre o investimento de 2006.

2.3 Saneamento (outros)

a. 2001-2005: calculado com base nos dados de investimento (outros) como percentual do PIB, divulgado em Aesbe (2006, p. 5).

b. 2006-2007: estimativa própria para o investimento como percentual do PIB, com base no histórico.

2.4 Eletrobrás

a. 2001-2006: Ministério do Planejamento – investimento realizado.

b. 2007: Eletrobrás. Ver Eletrobrás (2007).

2.5 Petrobras

a. 2001-2006: Petrobras. Relatórios anuais, incluem apenas os investimentos em gás e energia.

b. 2007: Petrobras. Ver Petrobras (4^o trimestre e exercício de 2007, p. 23) (inclui apenas os investimentos em gás e energia).

2.6 Energia elétrica (estados): Somatório de Cemig, Copel, Celesc, CEEE, CEB e Celg.

2.6.1 Cemig (2001-2007): Comissão de Valores Mobiliários (CVM). Relatórios anuais.

2.6.2 Copel (2001-2007): CVM. Relatórios anuais.

2.6.3 Celesc

a. 2001-2006: CVM. Relatórios anuais.

b. 2007: Celesc. *Fact sheet* 4T07.

2.6.4 CEEE

a. 2001-2004 e 2006: CVM. Relatórios anuais.

b. 2005 e 2007: estimativa própria, com base no histórico.

2.6.5 CEB

a. 2001-2005: CVM. Relatórios anuais.

b. 2006: estimativa própria, considerando-se um crescimento de IPCA + 5% sobre o valor de 2005.

c. 2007: estimativa própria, considerando-se um crescimento de IPCA + 10% sobre o valor de 2006.

2.6.6 Celg

a. 2001-2006: Celg. Relatórios anuais.

b. 2007: estimativa própria, considerando-se um crescimento de IPCA + 10% sobre o valor de 2006.

2.7 Energia elétrica (privados)

a. 2001-2003: TCU. Ver TCU (2004). Investimento privado em energia elétrica.

b. 2004-2007: somatório de AES Tietê, Ampla, Companhia Energética do Maranhão (Cemar), Companhia Energética do Ceará (Coelce), Companhia de Transmissão de energia Elétrica Paulista (Cteep), CPFL, Elektro, Eletropaulo Metropolitana, Energias do Brasil, Energisa, Grupo Rede, Light, Neo Energia e Tractebel.

2.7.1 AES Tietê (2004-2007): CVM (Relatórios anuais) e relações com investidores da empresa.

2.7.2 Ampla (2004-2007): CVM (Relatórios anuais) e relações com investidores da empresa.

2.7.3 Cemar (2004-2007): CVM (Relatórios anuais) e relações com investidores da empresa.

2.7.4 Coelce (2004-2007): CVM (Relatórios anuais) e relações com investidores da empresa.

2.7.5 Cteep (2004-2007): CVM (Relatórios anuais) e relações com investidores da empresa.

2.7.6 CPFL (2004-2007): CVM (Relatórios anuais) e relações com investidores da empresa.

2.7.7 Elektro (2004-2007): CVM (Relatórios anuais) e relações com investidores da empresa.

2.7.8 Eletropaulo Metropolitana (2004-2007): CVM (Relatórios anuais) e relações com investidores da empresa.

2.7.9 Energias do Brasil – inclui EDP Lajeado, Escelsa, Enersul, Bandeirante – (2004-2007): CVM (Relatórios anuais) e relações com investidores da empresa.

2.7.10 Energisa (2004-2007): CVM (Relatórios anuais) e relações com investidores da empresa.

2.7.11 Grupo Rede – inclui Rede Empresas de Energia Elétrica, Centrais Elétricas Matogrossenses S.A. (Cemat), Centrais Elétricas do Pará S.A (Celpa) e Lajeado – (2004-2007): CVM (Relatórios anuais) e relações com investidores da empresa.

2.7.12 Light (2004-2007): CVM (Relatórios anuais) e relações com investidores da empresa.

2.7.13 Neoenergia – inclui Afluenta, Companhia de Eletricidade do Estado da Bahia (Coelba), Companhia Energética de Pernambuco (Celpe), Companhia Energética do Rio Grande do Norte (Cosern), Termopernambuco S.A. (Termope), Itapebi – (2004-2007): CVM (Relatórios anuais) e relações com investidores da empresa.

2.7.14 Tractebel (2004-2007): CVM (Relatórios anuais) e relações com investidores da empresa.

2.8 Ferrovias (concessionárias)

a. 2001-2006: ANTT. Ver ANTT (2007).

b. 2007: ANTF (www.antf.org.br).

2.9 Telecomunicações: somatório de telefonia fixa (Telemar/Oi+Brasil Telecom+Telefônica+GVT+Embratel) e telefonia móvel (Oi/Telemar+Brasil Telecom+TIM+Vivo+ Claro).

2.9.1 Telefonia fixa: somatório de Telemar/Oi, Brasil Telecom, Telefônica, GVT e Embratel.

– Telemar/Oi (2001-2007): site de relações com investidores da empresa e relatórios SEC.

– Brasil Telecom.

a. 2001: cálculos próprios com base no *Relatório Anual* de 2002 (“A Brasil Telecom investiu R\$ 2.006 milhões em 2002, sendo R\$1.042 milhões em expansão e modernização da planta. O investimento na expansão e modernização da planta foi 58,3% inferior ao realizado em 2001, fazendo com que sua participação no investimento total fosse reduzida de 73,0% para 52,0% em 2002”).

b. 2002-2007: BrTelecom (Relatórios anuais).

– Telefônica (2001-2007): Relatórios SEC e *press release* sobre o 4º trimestre de 2007.

– GVT

a. 2001-2003: estimativa própria, com base no investimento de 2000-2002 divulgado pela empresa (R\$ 1,4 bilhão), e no seu histórico.

b. 2004-2007: GVT (Relatórios anuais).

– Embratel (2001-2007): Embratel (Relatórios SEC) e CVM (Relatórios anuais).

2.9.2 Telefonia móvel

a. 2001-2002: investimento privado em telecomunicações. Ver TCU (2004).

b. 2003-2007: somatório de Oi/Telemar, Brasil Telecom, TIM, Vivo e Claro.

– Oi/Telemar (2003-2007): site de relações com investidores da Telemar/Oi, Relatórios SEC e Relatórios anuais da empresa.

– Brasil Telecom (2003-2007): BrTelecom (Relatórios anuais).

– TIM (2003-2007): TIM – Relatórios SEC e site de relações com investidores (inclui TIM Celular a partir de 1ª de janeiro de 2004).

- Vivo (2003-2007): Relatórios SEC e Relatórios anuais da empresa.
- Claro (2003-2007): estimativa própria com base nos Relatórios SEC da América Móvil. Calculado pelo investimento anual projetado pela América Móvil para a América Latina, ponderado pelo número de assinantes no Brasil em relação aos demais países da América Latina nos quais a companhia possui ativos.

2.10 Portos (2001-2007): Estimativa própria, com base nos dados de investimento em portos divulgados pelo BNDES, em 2002-2005, TCU e CNI/Siafi.

2.11 Rodovias

a. 2001-2006: Associação Brasileira de Concessionárias de Rodovias (ABCR). Relatório anual de 2006.

b. 2007: Estimativa própria com base no histórico.

2.12 Rodovias (estaduais): somatório de Departamento de Estradas de Rodagem (DER)-SP, DER-MG, DER-RS e demais DERs.

2.12.1 DER-SP

a. 2001 e 2007: estimativa própria com base no histórico.

b. 2002-2004: estimativa própria, calculada como 50% das despesas orçamentárias do DER-SP (www.der.sp.gov.br), consistente com o observado em 2005 (49,08%) e 2006 (50,13%).

c. 2005-2006: DER-SP.

2.12.2 DER-MG (2001-2007): estimativas próprias (50% da execução orçamentária e financeira do DER-MG no ano).

2.12.3 DER-RS

a. 2001-2006: DER-RS.

b. 2007: estimativa própria, com base no histórico.

2.12.4 Demais DERs (2001-2007): estimativa própria, com base na Participação Estadual na Extensão da Malha Rodoviária Municipal Pavimentada (km). Fontes: MT/Plano Nacional de Viação (PNV) e IBGE.

PIB nominal: Ipeadata/IBGE (2001-2007) e estimativas próprias, considerando um crescimento de 4,5% a.a. (2008-2010).

IPCA: Ipeadata/IBGE (atualizado em: 11 de janeiro de 2008).

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Editorial

Coordenação

Iranilde Rego

Supervisora

Andrea Bossle de Abreu

Revisão e Editoração

Equipe do Editorial

Brasília

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

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

NOTA AOS COLABORADORES DE PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO

1. A revista só analisa, com vistas a eventual publicação, artigos com conteúdo inédito, tanto no país quanto no exterior. Além disso, o seu tema deve se inserir em uma das áreas da ciência econômica, contribuindo de modo significativo ao avanço do conhecimento científico nessa área.
2. Resenhas de livros recentemente publicados poderão ser consideradas para publicação, mas resenhas temáticas e os textos essencialmente descritivos não serão, de um modo geral, aceitos.
3. As contribuições não serão remuneradas, e a submissão de um artigo à revista implica a transferência dos direitos autorais ao Ipea, caso ele venha a ser publicado.
4. Em geral, os artigos submetidos à revista devem ser escritos em português. Em casos excepcionais, poderão ser recebidos textos em língua inglesa para análise, mas se ele vier a ser aceito para publicação, o autor deverá se responsabilizar por sua tradução.
5. Só serão publicados artigos em português, mas sua versão em inglês poderá ser disponibilizada no sítio da revista na internet. Os anexos muito longos ou complexos para serem publicados, bem como as bases de dados necessárias para reproduzir os resultados empíricos do trabalho, serão também oferecidos aos leitores em versão virtual.
6. Caso o trabalho seja aceito para publicação, cada autor receberá 3 (três) exemplares do número da revista correspondente.
7. Para submeter um trabalho à revista, o autor deve enviar duas cópias impressas do artigo, acompanhadas da sua versão eletrônica no formato do processador de textos Word 7.0 (ou superior), em um disquete, para:

Angélica Ferreira de Barros
Secretária-Executiva de PPE
Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
Av. Presidente Antonio Carlos, 51, 15º andar
Rio de Janeiro, RJ, 20020-010, Brasil.
8. Instruções quanto à formatação do texto podem ser encontradas no endereço:
<http://www.ipea.gov.br/ppe>.
9. Os artigos recebidos que estejam de acordo com as instruções acima serão avaliados pelo Corpo Editorial com o auxílio de dois pareceristas escolhidos pelo Editor. O trabalho dos pareceristas é feito observando-se o método duplamente cego: o autor não saberá quem são os pareceristas, nem estes quem é o autor. Dessa análise poderá resultar a aceitação do artigo, condicionada, ou não, à realização de alterações; sua rejeição, com ou sem a recomendação de nova submissão após modificações; ou a rejeição definitiva. No caso de uma segunda submissão, o artigo será novamente avaliado por pareceristas, podendo vir a ser enquadrado em qualquer das situações acima. A rotina de análise se repete até que uma decisão final de rejeição ou aceitação seja alcançada. O processamento do artigo é conduzido pelo Editor, a quem cabe também a comunicação com os autores.
10. A decisão final quanto à publicação dos artigos cabe ao Corpo Editorial, que se reúne ordinariamente para decidir a composição de cada um dos números da revista, por recomendação do Editor. A aprovação do artigo para publicação só então é comunicada aos autores dos artigos respectivos, por escrito.

PeSQUISA e PIANEJAMENTO EcONÔMICO (PPE)

Publicação quadrimestral de análises teóricas e empíricas sobre problemas econômicos elaboradas por pesquisadores do Ipea e de outras instituições.

ISSN 0100-0551



Apoio editorial



Ipea - Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Secretaria de Assuntos
Estratégicos

