

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

CAIO CESAR MUSSOLINI

INFRA-ESTRUTURA E PRODUTIVIDADE: UMA ANÁLISE EMPÍRICA

SÃO PAULO
2007

CAIO CESAR MUSSOLINI

INFRA-ESTRUTURA E PRODUTIVIDADE: UMA ANÁLISE EMPÍRICA

Dissertação apresentada à Escola de
Economia de São Paulo da Fundação
Getúlio Vargas, como requisito para
obtenção do título de Mestre em
Economia.

Orientador: Prof. Dr. Vladimir Kuhl
Teles

SÃO PAULO
2007

CAIO CESAR MUSSOLINI

INFRA-ESTRUTURA E PRODUTIVIDADE: UMA ANÁLISE EMPÍRICA

Dissertação apresentada à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia.

Data da aprovação:

__/__/__

Banca examinadora:

Prof. Dr. Joaquim Pinto de Andrade
UNB

Prof. Dr. Alexandre Lahoz Mendonça
de Barros
FGV-EESP

Prof. Dr. Vladimir Kuhl Teles
FGV-EESP

AGRADECIMENTOS

À minha família, em especial ao meu pai, por ter sempre me apoiado em minha opção pela carreira acadêmica em Economia.

À Alessandra Iazzetti, pelo seu apoio psicológico, sem o qual eu, provavelmente, não estaria realizando o sonho de fazer um mestrado.

Aos meus colegas de classe, em especial a Guilherme Aleixo Tavares, que além de me ajudar com seu conhecimento, se tornou um grande amigo ao longo do curso.

Ao meu orientador Prof. Vladimir Kuhl Teles, pela sua paciência comigo.

RESUMO

Esta dissertação tem como objetivo analisar a relação entre infra-estrutura e produtividade total dos fatores (PTF) no Brasil e em outros países da América Latina — Argentina, Chile e México. Primeiramente, foi estimado o impacto da relação capital público-privado sobre a produtividade brasileira. Para tanto, utilizou-se um VECM de maneira a investigar a interação entre essas variáveis tanto no longo prazo como no curto (médio). De fato, comprovou-se que essa relação de complementaridade (capital público-privado) ajuda a explicar a trajetória da PTF de 1950 a 2000. Além disso, a análise de curto (médio) prazo indicou que choques (positivos) nesta relação têm um impacto significativo sobre a PTF, mas o contrário não ocorre. Posteriormente, foi testada a hipótese de cointegração entre as medidas físicas de estoques de infra-estrutura (energia elétrica, rodovias e telefonia) e PTF para os países mencionados, através de duas metodologias — procedimento de Johansen e teste de Saikkonen e Lütkepohl (S&L). As elasticidades estimadas sugerem que os setores de energia e rodovias têm uma influência positiva sobre a PTF, portanto, sobre o crescimento econômico de longo prazo. O setor de telefonia não apresentou resultados robustos de cointegração com a produtividade, o que pode indicar um efeito menos expressivo deste setor sobre o crescimento econômico.

Palavras-Chave: Infra-estrutura, crescimento econômico, produtividade total dos fatores, cointegração.

ABSTRACT

The main goal of this dissertation is to analyze the relationship between infrastructure and total factor productivity (TFP) in Brazil and other Latin America countries — Argentina, Chile and Mexico. At first, it was estimated the impact of the ratio of public capital-private capital over the Brazilian's productivity. In that sense, it was used a VECM to investigate the interaction between these variables, whether on the long run, or the short (medium) run. In fact, it was found that this complementary relation (public-private) helps in explaining TFP's path from 1950 to 2000. Besides, the short (medium) run analysis has indicated that (positive) shocks in this relation have a significant effect over the TFP, but the opposite is not true. After that, the hypothesis of cointegration between physical infrastructure measures (electricity energy, roads and telecommunication) and TFP regarding those countries was tested, using two methodologies — the Johansen test and the Saikkonen and Lütkepohl test (S&L). The estimated elasticities suggest that the energy and the road sector have a positive influence over TFP, therefore, on the long run economic growth. The telecommunication sector has not presented robust results of cointegration, which could indicate a less expressive effect of this sector over the long run growth.

Keywords: Infrastructure, economic growth, total factor productivity, cointegration.

SUMÁRIO

	Pág.
Introdução	1
Capítulo 1 Revisão da Literatura	3
1.1 A literatura internacional.....	3
1.2 A literatura no Brasil.....	9
1.3 Conclusão.....	11
Capítulo 2 Produtividade e a relação capital público-privado no Brasil	12
2.1 Cálculo da PTF.....	15
2.2 Evolução da PTF e do investimento.....	16
2.3 Metodologia econométrica.....	20
2.4 Estimação e resultados.....	22
2.4.1 Relação de longo prazo.....	22
2.4.2 Relação de curto (médio) prazo.....	26
2.5 Conclusão.....	29
Capítulo 3 Produtividade e infra-estrutura na América Latina	31
3.1 Dados.....	32
3.2 Teste de cointegração de Johansen.....	33
3.3 Teste de cointegração de Saikkonen & Lütkepohl.....	40
3.3.1 Descrição do teste.....	40
3.3.2 Resultados.....	41
3.4 Conclusão.....	43
Considerações Finais	45
Anexo	47
Bibliografia	48

Introdução

O capital de infra-estrutura de um país exerce uma influência extremamente importante no processo produtivo, seja diretamente, como insumo na produção, ou indiretamente, através do impacto sobre a produtividade total dos fatores. Este tipo específico de capital se difere do conceito tradicional, pois, em geral, possui reduzida mobilidade, elevados custos irrecuperáveis, baixa relação produto-capital e elevada escala produtiva. Além disto, também costuma apresentar externalidades importantes, bem como taxas de retorno elevadas no longo prazo, como comprovado em geral pela literatura sobre o tema.

Uma melhora na malha ferroviária, por exemplo, reduziria o tempo gasto com o transporte de uma determinada matéria prima, ou seja, diminuiria o custo unitário de produção. Similarmente, a instalação de uma rede de esgoto geraria uma melhora nas condições de saúde dos trabalhadores, aumentando assim a sua produtividade. Não por acaso, regiões mais urbanizadas possuem um PIB per capita mais elevado, devido, em parte à maior infra-estrutura disponível, em forma de bens e serviços intermediários, para a produção privada. Uma rodovia gera um serviço intermediário para uma transportadora, ao mesmo tempo em que permite a viagem de férias de uma família, ou seja, seria também um bem final do ponto de vista dos consumidores. É difícil imaginar uma economia produtiva sem energia abundante, ou sem um sistema de telefonia amplo. Quando a comunicação entre produtores, fornecedores e consumidores é ruim, os custos de transação são elevados diminuindo a eficiência do mercado.

Não é novidade que a produtividade total dos fatores esteja diretamente relacionada com o capital de infra-estrutura. Não obstante, a literatura de crescimento econômico tem buscado diferentes formas de mostrar como acontece essa ligação. Na verdade, é de se esperar *a priori* que uma melhora da infra-estrutura tanto em termos quantitativos como qualitativos, resulte em um aumento de produtividade, assim como elevações desta afetem positivamente a renda, gerando uma maior demanda por serviços de infra-estrutura.

A produtividade total dos fatores (PTF) de uma economia é a maneira como os insumos são efetivamente utilizados na produção de bens e serviços, sendo um fator preponderante na determinação do produto per capita dos países. Sua evolução é, em última instância, o que determina o crescimento no longo prazo.

“... na busca pelos segredos do crescimento econômico de longo prazo, uma alta prioridade deve ser dada em definir rigorosamente o termo “PTF”, analisar empiricamente a PTF e identificar as políticas e instituições mais apropriadas para o crescimento da PTF” (Easterly e Levine 2000, pg. 2).

O objetivo desta dissertação será analisar em que medida a infra-estrutura de um país afetou a sua produtividade na segunda metade do século XX. Para atender a este objetivo, serão utilizados modelos de cointegração, de modo a estimar a elasticidade da produtividade em relação ao capital empregado no setor. Escolhemos para a nossa análise as quatro maiores economias da América Latina — Argentina, Brasil, Chile e México — sendo que um enfoque especial será dado ao caso brasileiro.

No primeiro capítulo, será apresentada uma revisão da literatura sobre a relação entre infra-estrutura, produtividade e crescimento de longo prazo. No capítulo 2, será feita uma análise da evolução do investimento público e da PTF no Brasil, apresentando a medida de PTF utilizada. A metodologia econométrica será introduzida, e em seguida, será estimado o impacto da relação capital público-privado sobre a produtividade brasileira. O capítulo 3 busca estimar a elasticidade da PTF em relação à infra-estrutura, utilizando as medidas físicas de energia, telefones e rodovias dos diferentes países mencionados. Será usado o mesmo modelo econométrico do capítulo anterior. Posteriormente, será apresentado um teste de cointegração alternativo e seus resultados. A dissertação se encerra com uma breve conclusão e possíveis extensões.

Capítulo 1

Revisão da Literatura

Do ponto de vista de bem estar social¹, o crescimento econômico deveria ser o objetivo final dos formuladores de política econômica. A justificativa para tal fato é bastante simples: o crescimento do produto per capita aumentaria a renda das camadas menos favorecidas, tirando pessoas da pobreza e miséria. Ainda que a distribuição da renda deteriorasse com o crescimento, esta dificilmente seria suficiente para piorar as condições dos mais pobres.² Assim, o simples fato de diminuir-se a miséria e a pobreza seria mais do que suficiente para a busca contínua do crescimento, especialmente nos países em desenvolvimento. Portanto, a literatura econômica vem buscando incessantemente entender os fatores que levam ao crescimento da renda per capita. O aumento do investimento pode ser um desses fatores, seja ele público ou privado.

1.1 A literatura internacional

Diversos trabalhos empíricos procuraram estabelecer a relação quantitativa entre investimento público (infra-estrutura) e o crescimento econômico. O debate em torno do tema ganha força com o artigo de Aschauer (1989), que estimou uma elasticidade do produto em relação ao capital público, nos EUA, de 0,39 para o período de 1949 a 1985, e de 0,24 para a infra-estrutura *core* (ruas e estradas, aeroportos, rede de gás e eletricidade, transporte de massa, sistema de água e esgoto). Mais importante, ele encontra um impacto de 0,34 a 0,49 do mesmo na produtividade, enfatizando que a diminuição no investimento público nas décadas de 70 e 80 seria um dos principais fatores a explicar o *productivity-slowdown*³ americano. Suas conclusões tiveram grande repercussão política, sendo que a campanha Clinton-Gore de 1992 até utilizou o slogan “Rebuild America” colocando os gastos em infra-estrutura como prioridade no governo democrata. Munell (1990a), usando metodologia semelhante, encontrou um valor de 0,34 para a

¹ Neste caso, pode-se pensar no conceito de justiça social, como, por exemplo, em uma função de bem-estar social rawlsiana. Obviamente, por este conceito, a redistribuição “forçada” da renda também aumentaria o bem estar social, mas vamos desconsiderar esta possibilidade.

² Easterly (2004) menciona que estudos comprovaram que 1% a mais de crescimento da renda per capita causa um aumento de 1% na renda dos 20% mais pobres, ou seja, não há evidências em favor de piores na distribuição.

³ Ver 2º parágrafo, pág. 13.

influência do capital público sobre o produto americano, mas, ao produzir um estudo em termos estaduais, Munnell (1990b) encontrou uma elasticidade de cerca de metade daquela encontrada em nível nacional.

Easterly e Rebelo (1993), usando um modelo *pooled* OLS para países em desenvolvimento, encontram uma elasticidade entre 0,59 e 0,66 para o investimento em transportes e telecomunicações. Entretanto, esses setores não se mostraram significativos para explicar o investimento privado, rejeitando, portanto, a hipótese de *crowding-out*, ou seja, de que gastos públicos nesses setores estariam substituindo a acumulação privada.⁴

Apesar destas evidências em favor do investimento público, diversas críticas foram feitas quanto à metodologia utilizada nesses trabalhos. Um dos principais argumentos dos críticos seria de que tanto o produto como o investimento público seriam variáveis não estacionárias e, portanto, a relação encontrada pelas regressões com dados em séries de tempo poderia ser espúria.

Através do teste Dickey-Fuller de raiz unitária, Tatom (1991) conclui que as variáveis do modelo de Aschauer (1989) são não estacionárias⁵ e, ao fazer uma estimação em primeira diferença da função de produção com capital público, chega a um coeficiente não significativo para o mesmo. Entretanto, a utilização de regressões em primeira diferença não seria recomendável para modelos de crescimento. Segundo Munnell (1992) estas estimações destroem toda a relação de longo prazo, que é exatamente o objetivo destes modelos, sendo que muitas delas geram coeficientes implausíveis e não significativos para o capital e trabalho. De acordo com a autora, a melhor opção seria testar se as variáveis apresentam tendência de moverem – se juntas, ou seja, se são cointegradas.

No caso da estimação de funções de produção estaduais ou regionais, Holtz–Eakin (1994) não corrobora a hipótese de que o capital público afeta o produto de longo prazo. Sua argumentação baseia-se em que a aparente relação existente em outros estudos para os estados americanos deve-se ao fato de que não estão sendo consideradas as características específicas de cada estado, fixas ao longo tempo, como por exemplo, o ambiente institucional. Uma vez controladas essas características, o efeito do capital público seria extremamente baixo ou nulo.

⁴ Ao contrário, eles encontram uma correlação negativa entre investimento público total e investimento privado.

⁵ Cabe ressaltar que sua amostra vai de 1950 a 1989, sendo, portanto, ligeiramente diferente da usada por Aschauer (1989). A variável $\log(Y/K)$ se mostrou estacionária em torno da tendência, ao passo que as demais apresentaram tendência estocástica.

Uma outra crítica freqüente é a de que o investimento público seria uma variável endógena, uma vez que o aumento do produto gera um aumento na demanda pelos gastos do governo⁶, ou seja, haveria um problema de simultaneidade. É importante ressaltar que, em Aschauer (1989), é utilizada também a estimação por variáveis instrumentais e a conclusão não se altera; a variável gasto público em infra-estrutura (excluindo gastos militares) é significativa com uma elasticidade de 0,4, ou seja, bastante semelhante à estimação por MQO.

De maneira a contornar o problema de causalidade entre gasto público e renda, Devarajan et al. (1996) utilizam os gastos defasados para explicarem o crescimento econômico, classificando-os de acordo com os dois principais critérios do FMI⁷. O período de análise é de 1970 a 1990, para um painel de 43 países em desenvolvimento. Surpreendentemente, as estimativas encontradas são de que a parcela de gastos públicos com capital estaria negativamente relacionada com o crescimento, enquanto que a parcela com despesas correntes estaria positivamente relacionada, contrariando os resultados da literatura tradicional. De fato, os autores estão preocupados em estimar o efeito da composição dos gastos e não do nível dos mesmos.

No modelo teórico desenvolvido por eles, o efeito de um determinado gasto público no PIB dependeria não só da produtividade deste gasto, mas da parcela inicial do mesmo nos gastos públicos totais⁸. Assim sendo, países em que a parcela desses gastos já fosse bastante elevada, como por exemplo gastos em infra-estrutura, uma realocação de recursos públicos em favor desse setor levaria a uma diminuição da taxa de crescimento per capita. Na verdade, os autores sugerem que é exatamente esse o caso do governo dos países em desenvolvimento, ou seja, que eles estariam gastando muito em capital relativamente às despesas correntes.

Uma questão de extrema relevância para o estudo de crescimento econômico é se este é dado exogenamente como no tradicional modelo de Solow, ou se o governo pode exercer um papel ativo no mesmo, gerando crescimento endógeno. Nesse sentido, Kocherlakota e Yi (1996)

⁶ Esta concepção é baseada na famosa “Lei de Wagner” que considera os gastos do governo como bens superiores.

⁷ Os critérios abaixo se encontram em detalhes no *Government Financial Statistics Manual (GFSM 1986)*.

(i) classificação econômica: gastos correntes e gastos em capital.

(ii) classificação funcional: serviços econômicos, serviços sociais, serviços gerais e outras funções.

⁸ Assim como na formulação de Barro (1990), eles resolvem um problema de maximização intertemporal onde as contas do governo estão sempre equilibradas, mas utilizam uma função de produção CES (Constant Elasticity of Substitution) com 2 tipos de gastos do governo, um mais produtivo e outro menos.

testam se políticas governamentais temporárias afetam o nível de produto per capita de longo prazo, estimando uma função de transferência para uma longa série de dados americanos⁹. A evidência empírica é de que a única variável de política que afeta o produto no longo prazo é o capital público não-militar em estruturas, enfatizando, portanto, a utilização de modelos endógenos, se o objetivo é analisar o impacto da infra-estrutura.

A literatura de crescimento econômico usualmente emprega o método do inventário perpétuo¹⁰, para a construção das séries de capital a serem utilizadas nos modelos empíricos. Além dos problemas já amplamente conhecidos dessa metodologia¹¹, Prichett (2000) levanta uma questão importante. Normalmente, supõe-se que o custo do investimento é igual ao incremento que este gera ao estoque de capital. No setor privado, onde *a priori* os agentes (firmas) são investidores eficientes, essa igualdade deve prevalecer, mas, no setor público, onde existe desperdício de recursos e corrupção, nada garante que um dólar a mais de investimento gere um dólar adicional no estoque de capital. Esse efeito distorcivo no cálculo seria tanto maior quanto mais ineficiente o governo, ou maior a participação do investimento público no investimento total. O autor argumenta que esse problema é mais severo nos países em desenvolvimento, onde a ineficiência prospera e o setor público tem um peso importante no papel dos investimentos. Desta maneira, o estoque de capital público (ou total) estaria sendo superestimado, afetando as estimativas sobre o seu impacto no produto, bem como no cálculo da PTF.

Considerando o problema levantado anteriormente, Sanchez-Robles (1998) procura relacionar medidas físicas de capital em infra-estrutura (ao invés do estoque construído pelo inventário perpétuo), com a taxa de crescimento de longo prazo. Entretanto, como essas medidas de infra-estrutura são altamente correlacionadas, gerando problemas de multicolinearidade, é utilizado um índice agregado de infra-estrutura construído através da análise de componente principal. Utilizando uma simples estimação por MQO, o índice de infra-estrutura é significativo e positivamente correlacionado com a taxa de crescimento do produto per capita, de 1970 a 1985,

⁹ As variáveis utilizadas são: (i) capital não-militar em estruturas, (ii) não-militar em equipamentos, (iii) militar em estruturas, (iv) militar em equipamentos (todas como proporção do PNB), (v) taxa marginal de imposto de renda, (vi) taxa de imposto sobre importação e (vii) taxa de crescimento de M2. Todas essas variáveis são, por hipótese, exógenas.

¹⁰ Ver equação (2), pág 15.

¹¹ Dentre eles, cabe destacar o valor do estoque inicial de capital, que muitas vezes não é conhecido, sendo, portanto, estimado; a escolha da taxa de depreciação, que usualmente é constante ao longo do tempo e os diferentes índices de preços a serem usados para deflacionar as séries de investimentos. Sobre esta última questão, uma análise para o caso brasileiro pode ser vista em Ellery Jr. et al. (2005).

para uma amostra de 57 países, bem como para uma sub-amostra com 19 países da América Latina.

A utilização de modelos teóricos ou empíricos na análise de crescimento de longo prazo exige a escolha de uma determinada especificação para a função de produção. O capital público pode entrar diretamente como um fator de produção, sendo complementar ou substituto ao capital privado, ou indiretamente, através do efeito sobre a PTF em especificações do tipo Cobb-Douglas, CES ou Translog.

Entretanto, Dugall et al. (1999) argumentam que tratar a infra-estrutura pública como um fator de produção viola a teoria da produtividade marginal, uma vez que o custo unitário da mesma não é determinado pelo mercado e não pode, portanto, ser usado pelas firmas no cálculo do custo total de produção. Desta maneira, desenvolvem um modelo em que o crescimento tecnológico é uma função da interação entre a infra-estrutura e uma tendência linear em que a função de produção é uma Cobb-Douglas do tipo *S-shaped*¹². Utilizando o período de 1960 a 1989, para a economia americana, os autores estimam que a elasticidade do produto em relação a infra-estrutura é 0,27, ou seja, bastante similar ao valor de 0,24 encontrado Aschauer (1989), quando este separa o efeito da infra-estrutura *core*.

Diferentemente, alguns estudos procuraram identificar a relação entre um setor específico de infra-estrutura e o crescimento econômico. Fernald (1999) analisa o caso do setor rodoviário e seu impacto sobre a produtividade na economia norte-americana, encontrando um impacto muito alto da construção da malha rodoviária na produtividade das indústrias mais veículo-intensivas, ou seja, ele conclui que existe uma forte evidência contra a hipótese de “reverse causation” entre infra-estrutura e produtividade, uma vez que, se esta fosse verdade, as indústrias seriam afetadas de maneira similar, independentemente do uso de veículos. Seguindo esse raciocínio, como a produtividade caiu mais nestas indústrias pós 1973 (quando a construção da rede rodoviária já estava praticamente finalizada), não há motivo para acreditar que o sentido de causa ocorre da PTF para a infra-estrutura. Assim como Aschauer (1989) o autor conclui que o *productivity-slowdown* americano foi fortemente afetado pela queda nos investimentos em infra-estrutura, no

¹² Esta, por sua vez, determina que o produto marginal do trabalho seja crescente para baixos níveis deste fator tornando-se decrescente para níveis mais altos. Desta maneira, eles permitem que a função de produção capture também as propriedades de curto prazo apontadas tradicionalmente nos livros-texto.

caso, a diminuição na construção de estradas é responsável por 76% da queda no crescimento da PTF entre 1973 e 1989.

Röller e Waverman (2001) analisam o impacto do setor de telecomunicações no produto de longo prazo. Eles se utilizam de um modelo macro-micro onde, além da função de produção tradicional (incorporando adicionalmente o estoque de telecomunicações), são estimadas equações de oferta e demanda para o capital em telecomunicações para países da OCDE, de modo a evitar o problema de simultaneidade. Um resultado interessante é que, na equação de oferta, o tamanho do país se mostra bastante significativo, ou seja, existe um efeito de escala importante. Mais importante, eles encontram um efeito não linear do estoque de telecomunicações¹³ no produto de modo que, em países onde existe a universalização do serviço (considerando que cada domicílio tenha 2,5 habitantes em média), a elasticidade é maior. Segundo os autores, esse resultado é explicado pelo fato deste setor possuir externalidades de rede (quanto mais gente usa, maior o valor atribuído pelos mesmos), o que não acontece com outros tipos de infra-estrutura.

Considerando o fato de que os serviços de infra-estrutura são geralmente oferecidos pelo setor público e assumindo que estes são realmente produtivos, a questão relevante do ponto de vista de política pública é se os benefícios gerados por um aumento desses serviços (através de um aumento nos seus estoques) superam os seus custos, ou seja, se a taxa de retorno de investimentos nesse setor é positiva e se ela é maior ou menor que a taxa encontrada nos investimentos do setor privado. Desta maneira, Canning (1998) inicia uma série de estudos sobre a taxa de retorno dos investimentos em infra-estrutura, utilizando modelos de painel dinâmico¹⁴. Em Bennathan e Canning (2002) é estimada uma função de produção do tipo *Translog*, buscando captar efeitos não lineares dos estoques de infra-estrutura, bem como sua interação com os outros fatores. A conclusão para um painel com 97 países é de que tanto o capital de geração de energia elétrica, como o de estradas possuem, em média, taxas de retorno relativamente altas¹⁵, sendo

¹³ É usada como *proxy*, para o estoque de telecomunicações, o número de linhas per capita, sendo que quando este valor atinge uma “massa crítica” de 0,4, os retornos são bem maiores. Segundo os autores, para uma amostra com países fora da OCDE, esse valor é, em média, de 0,04 sugerindo que umas das explicações divergência de renda entre países poderia ser o subdesenvolvimento do setor.

¹⁴ Na verdade existem estudos do mesmo autor sobre infra-estrutura e crescimento antes de 1998, como por exemplo, Canning e Fay (1992), Canning (1994). Porém, estes estudos não possuíam uma base de dados tão ampla como a elaborada por Canning (1998).

¹⁵ Entretanto, no caso de Moçambique, a taxa de retorno da energia é negativa, o que implica que os benefícios gerados por tal investimento não cobrem sequer os custos de depreciação e manutenção.

complementares ao estoque de capital físico total e humano. Além disso, como essas altas taxas de retorno não aparecem nas análises de custo-benefício microeconômicas, elas sugerem que existem externalidades significativas no nível macroeconômico.

É importante ressaltar que, nos estudos de Canning, o capital de infra-estrutura entra na função de produção como uma variável separada do capital físico total, ou seja, existe uma dupla contagem do efeito desta variável no produto. Assim, de modo a estimar o efeito total da infra-estrutura de determinado setor, ele utiliza também a participação deste no capital total e a elasticidade do capital total. Seguindo esse raciocínio, Calderón e Sérven (2003) fazem uma estimação da elasticidade dos setores de telecomunicações, energia e rodovias para um painel com 101 países no período 1960-1997, sendo que no modelo *difference-GMM* eles encontram uma elasticidade entre 15% e 17% para os três setores. Além disto, eles concluem que cerca de 1/3 do aumento do “gap” entre as economias latino-americanas e os chamados Tigres Asiáticos¹⁶, nas décadas de 80 e 90, pode ser atribuído à redução da formação do capital em infra-estrutura.

1.2 A literatura no Brasil

No Brasil, a literatura focada no papel da infra-estrutura no crescimento de longo prazo, se inicia-se com Ferreira (1996). Através de um modelo de cointegração, são estimadas elasticidades do produto de longo prazo em relação ao capital de infra-estrutura, utilizando diferentes taxas de depreciação, levando a resultados bastante expressivos. A elasticidade estimada do estoque de capital federal vai de 0,34 a 1,12, ao passo que, no caso do estoque total (União, Estados e municípios), esses valores estão entre 0,71 e 1,05. Além disto, o autor chama atenção ao fato de que os investimentos no setor portuário e ferroviário estavam (em 1993) em níveis que provavelmente não repunham o capital depreciado, podendo comprometer de maneira significativa o crescimento econômico brasileiro.

Estendendo a análise anterior, Ferreira e Malliagos (1998) incluem também os setores elétrico estadual, rodoviário federal e o de aeroportos, sendo que o aumento de 1% no capital de infra-estrutura leva a um aumento de 0,55% a 0,61% do produto e entre 0,48% e 0,53% na produtividade total dos fatores. Medidas desagregadas por setor também apresentaram forte impacto sobre o produto de longo prazo, sendo que o setor que mais contribui para o crescimento

¹⁶ Hong Kong, Indonésia, Coréia do Sul, Malásia, Taiwan, Tailândia, e Cingapura.

do PIB é o de energia elétrica, seguido pelo setor de transportes e de telecomunicações. Por fim, foram feitos testes de causalidade de Granger e, de um modo geral, tanto o capital de infraestrutura causa o PIB como é granger-causado pelo mesmo, mas variações na infra-estrutura não causam a PTF, ocorre o contrário. Arraes e Teles (2001) também encontram elasticidades significativas para o setor de transportes em um estudo para os estados brasileiros, destacando o fato de que gastos nesta área possuem um efeito *crowding-in*, ou seja, atraem investimentos privados para o respectivo estado. Candido Jr. (2001) estimou que o aumento dos gastos correntes (consumo mais transferências) no Brasil, entre 1947 e 1995, diminuiriam a taxa de crescimento econômico, mas quando esses gastos incluem também os investimentos públicos, o efeito passa a ser positivo.

Garcia, Santana e Souza (2004) apresentaram algumas estimativas interessantes quanto ao impacto da infra-estrutura no produto brasileiro. De acordo com os autores, se o país tivesse um índice de infra-estrutura rodoviária igual ao da média de sete países¹⁷ da América Latina, o PIB brasileiro estimado seria cerca de R\$ 6 bilhões maior, gerando uma redução nos custos do setor de transportes de 1,3%. Já no caso da capacidade de geração de energia elétrica, um índice similar ao da Coréia do Sul geraria um aumento do produto de 6,8%.

Em se tratando da questão sobre substituição e complementaridade entre investimento público e privado no Brasil, a literatura apresenta resultados bastante heterogêneos. Sant'Ana, Rocha e Teixeira (1994) estimam que o investimento público e privado são complementares. Ao contrário, Rocha e Teixeira (1996), utilizando um modelo de cointegração, concluem que o gasto público em investimentos “expulsa” o capital privado. Finalmente, Souza Jr. e Jayme Jr. (2004) não encontram qualquer relação entre os dois tipos de investimento no longo prazo.

Como já mencionado, é importante avaliar a relação custo-benefício de uma elevação do gasto público. Assim, Araújo e Ferreira (2005) simularam o impacto de um aumento no capital público (equivalente a 1% do PIB, financiado por meio de emissão de dívida pública) nas finanças públicas brasileiras de longo prazo. O resultado encontrado foi que, após 5 anos, o impacto é negativo, mas ao considerar um horizonte de tempo de 10 a 20 anos, o impacto é positivo, ou seja, os impostos gerados devido ao efeito benéfico do investimento público na renda seriam mais do que suficientes para pagar o seu custo.¹⁸

¹⁷ Argentina, Chile, Colômbia, Costa Rica, México, Uruguai e Venezuela.

¹⁸ Entretanto, esses resultados são apenas indicativos, uma vez que dependem fortemente dos valores de calibração dos juros, da depreciação e da carga tributária num horizonte de 20 anos. Por simplicidade, eles assumem que essas

1.3 Conclusão

De maneira geral, há claras evidências, tanto na literatura internacional, como na voltada para o caso brasileiro, da influência positiva dos gastos em infra-estrutura (capital público) no produto. Entretanto, os resultados dependem, obviamente, de como o capital público entra na função de produção — como estoque monetário (ou físico) de infra-estrutura, como proporção de outros gastos públicos (ou do PIB), afetando a produtividade ou diretamente o produto, etc... Além disto, produto e infra-estrutura tendem a apresentar problemas de determinação simultânea, fato que não deve ser desprezado, de maneira a quantificar corretamente o impacto deste setor. No caso de dados em séries de tempo, é relevante determinar se as variáveis utilizadas são não estacionárias, pois neste caso, a relação estimada pode ser espúria.

Poucos estudos analisam o impacto do gasto público nas taxas de crescimento, ou seja, a questão quanto ao papel do governo como indutor do crescimento econômico de longo prazo. Dois artigos mencionados — Kocherlakota e Yi (1996) e Sanchez-Robles (1998) — corroboram o impacto positivo da infra-estrutura na taxa de crescimento do produto per capita. Em outros estudos, a estimação da elasticidade da produtividade em relação ao capital de infra-estrutura busca captar, de maneira indireta, o efeito deste tipo de capital no crescimento de longo prazo.

Capítulo 2

Produtividade e a relação capital público-privado no Brasil

A importância da produtividade total dos fatores (PTF) em influenciar o nível de renda per capita dos países bem como sua taxa de crescimento é uma questão já bem estabelecida na literatura de crescimento econômico. No modelo de Solow (1956), como o estoque de capital apresenta retornos decrescentes de escala, a taxa de crescimento per capita de longo prazo é determinada exclusivamente pela taxa de crescimento da produtividade, que é exógena. Com o surgimento das novas teorias do crescimento¹⁹, nas décadas de 80 e 90, a questão quanto ao papel da produtividade no crescimento passou a ser analisada de forma mais detalhada. Além disso, com uma disponibilidade maior de dados macroeconômicos internacionais, as chamadas técnicas de “decomposição do crescimento” passaram a ser largamente empregadas. Klenow e Rodriguez-Clare (1997), utilizando uma amostra de 98 países, concluíram que as diferenças nas taxas de crescimento dos mesmos entre 1960 e 1985 são fortemente explicadas pelas diferenças na taxa de crescimento da produtividade²⁰. Adicionalmente, os autores argumentam que, uma vez feita a decomposição correta do crescimento, não se verifica o resultado de Young (1995) de que o “boom” de crescimento nos países do Leste Asiático se deu, principalmente, via acumulação de fatores.²¹ Nessa decomposição, procura-se capturar também o efeito indireto que um aumento da PTF tem sobre o produto ao estimular a acumulação de fatores.

Entendemos o nível de produtividade de uma economia como a maneira com que os insumos (capital e trabalho em geral) são combinados na produção. Assim sendo, para uma dada quantidade de insumos, um aumento de produtividade gera um aumento no produto. Basicamente, este aumento de produtividade pode dar-se de duas maneiras: (i) progresso técnico, o que em termos de uma função de produção seria o deslocamento da fronteira tecnológica, ou (ii) aumento da eficiência econômica, o que analogamente, seria a aproximação dessa fronteira — supostamente dada pela economia mais eficiente.

¹⁹ Para uma discussão sobre o tema, ver cap. 3, Romer (2005).

²⁰ O autor estima que 85% a 91% dessas diferenças se devem a diferenças na PTF.

²¹ Ferreira, Pessoa e Veloso (2005) também concluem que a PTF foi o principal fator a explicar os “Milagres Asiáticos”.

Podemos pensar o componente (ii) de uma maneira diferente. Dados os fatores de produção, o que levaria uma economia a produzir abaixo da fronteira tecnológica, ou seja, de forma ineficiente? Existem inúmeras razões para que isso aconteça e citaremos aqui apenas alguns exemplos. A situação mais óbvia é o caso em que existe capacidade ociosa em uma economia, ou seja, se um país possui máquinas que não estão sendo utilizadas ou são subutilizadas. Da mesma maneira, o desemprego no mercado de trabalho mantém involuntariamente pessoas fora do processo produtivo. Assim sendo, uma recessão econômica seria uma ineficiência básica. Atividades improdutivas como o crime organizado, a corrupção e o *rent seeking* geram ineficiências importantes, levando também a uma redistribuição dos recursos gerados pela sociedade. Os fatores de produção podem ser mal alocados entre setores e entre firmas de modo que o pagamento de determinado fator pode diferir do produto marginal do mesmo, gerando assim uma ineficiência alocativa. Pode existir ainda o chamado “bloqueio tecnológico”, ou seja, o impedimento da adoção de uma nova tecnologia que não seja causado por uma restrição física (conhecimento tácito) ou técnica (patentes). Finalmente, a subprovisão ou má qualidade dos serviços de infra-estrutura, como transportes, telecomunicações, energia e sistema de água podem gerar custos de produção excessivamente elevados. Uma estrada em condições ruins (mal sinalizada, com poucas faixas e asfalto irregular) diminui a velocidade de circulação dos veículos e acarreta gastos elevados de manutenção.

Um dos fenômenos mais intrigantes do crescimento econômico mundial do pós-guerra é a queda na taxa de crescimento da produtividade, verificada em diversos países desenvolvidos nas décadas de 70 e 80, conhecido como *productivity slowdown*. Nos EUA, por exemplo, esta taxa foi de 2% ao ano, no período de 1950 à 1970, caindo para 0,8% entre 1971 e 1985. Este fenômeno é relacionado em geral, aos choques do petróleo dos anos 70 e suas conseqüências durante a década seguinte.

Recentemente, uma série de estudos procurou analisar o comportamento da PTF no Brasil. Um dos principais artigos nesse sentido é de Gomes, Pessôa e Veloso (2003). Os autores calcularam a evolução da PTF e da PTFD (Produtividade total dos Fatores Descontada) de 1950 a 2000 para diversos países usando um modelo de calibração. Foi constatado um período de redução significativa da PTFD nos países da América Latina entre 1978 e 1994, com exceção do Chile. No Brasil, esta queda foi de 2,9% ao ano, sendo que a queda da PTF foi de

aproximadamente 2%. Por fim, mostram que cerca de 50% do crescimento do produto por trabalhador brasileiro, na segunda metade do século XX, deve-se à PTF.

Bacha e Bonelli (2003) estimam a PTF para o período de 1940 a 2002 de maneira similar, mas utilizam uma elasticidade de 0,5 para o capital, incluindo também, na decomposição, o nível de atividade.²² Após uma tendência contínua de crescimento da PTF até o início da década de 70, esta caiu em média 1,5% ao ano entre 1974 e 84 e 0,8% entre 1984 e 1993. Assim como em Gomes et al. (2003) os referidos autores encontram uma reversão desta queda a partir de 1993. Utilizando um Modelo de Análise de Fronteira Estocástica (SFA), Garcia e Pires (2004) dividem a produtividade total dos fatores em 4 partes: progresso técnico, eficiência técnica, eficiência de escala e eficiência alocativa. No caso brasileiro, estimam que, de 1970 a 2000, o progresso técnico cresceu apenas 0,01% ao ano, o crescimento da eficiência técnica foi de 0,55%, os ganhos de escala foram em média de 0,41%, ao passo que a eficiência alocativa teve uma queda de 0,58%.

Em um estudo detalhado sobre o crescimento da economia brasileira no período de 1900 a 2000, Pinheiro et al. (2001) estimam a contribuição da PTF em dois modelos: um modelo de Solow, com uma especificação do tipo Hicks-Neutra e um modelo aumentado com capital humano, seguindo Mankiw, Romer e Weil (1992). No primeiro, utilizando dois valores bastante distintos para a elasticidade do capital (0,3 e 0,7)²³, a PTF apresenta uma taxa de crescimento negativa de 1981 a 1993. No segundo, esse valor é positivo, mas muito pequeno (em torno de 0,17% ao ano). Em ambos os modelos, a produtividade mostra um crescimento significativo a partir de 1994. Finalmente, Ellery Jr., Ferreira e Gomes (2005) testaram a robustez das estimativas da PTFD utilizando diversas especificações para a função de produção²⁴. Em todas as especificações, o comportamento da PTF de 1970 a 1998 mostrou-se muito parecido, apresentando uma queda vigorosa nas décadas de 70 e 80 e uma fraca recuperação a partir do início dos anos 90. Uma exceção é aquela que leva em conta a mudança nos preços relativos das construções onde a recuperação se torna mais acentuada. Assim sendo, Ellery Jr. et al.(2005)

²² Como não existem séries longas para a utilização da capacidade instalada no Brasil, eles tiveram que criar uma série própria.

²³ O valor de 0,7 foi estimado em um VECM, no qual a variável capital humano não se mostrou significativa.

²⁴ Estas especificações consideram as seguintes variações no cálculo da PTF: utilização da capacidade instalada, modificações no uso do capital, mensuração por meio do consumo de eletricidade, distorções no preço relativo, capital humano e investimento específico à determinada tecnologia.

corroboram a visão dos estudos apresentados anteriormente que encontram, em geral, taxas de crescimento negativas para a PTF nos anos 80 e uma taxa positiva para a mesma, nos anos 90.

Dado o comportamento da produtividade na economia brasileira entre 1950 e 2000, pretende-se, no presente capítulo, analisar uma possível relação entre esse comportamento e os investimentos do governo em infra-estrutura (capital público). Para tanto, foi escolhida como medida de PTF, aquela estimada por Gomes et al. (2003). Portanto, faz-se necessária uma breve apresentação de como essa PTF foi estimada, o que será feito a seguir.

2.1 Cálculo da PTF

Parte-se de uma função de produção Cobb–Douglas com retornos constantes de escala

$$y_{it} = A_{it} k_{it}^{\alpha} (H_{it} \lambda_t)^{1-\alpha} \quad 0 < \alpha < 1 \quad (1)$$

onde y é o produto por trabalhador, A é a PTFD, k é o estoque de capital físico por trabalhador, H é o estoque de capital humano por trabalhador, λ é a evolução da fronteira tecnológica e α é elasticidade-renda do capital. O subscrito i representa o país e t o período de tempo. A evolução da fronteira tecnológica $\lambda_t = (1 + g)^t$ é dada pela economia líder (EUA) e é supostamente igual a todos os países em um determinado instante de tempo.

O estoque de capital K foi construído pelo método do inventário perpétuo

$$K_{it} = (1 - \delta)K_{it} + I_{it} \quad (2)$$

em que δ é a taxa de depreciação e I é o investimento bruto. A forma funcional do capital humano é inspirada na especificação de Bils e Klenow (2000) sendo $\phi(\cdot)$ côncava, ou seja, o retorno de um ano a mais de escolaridade sobre o capital humano é decrescente.

$$H_{it} = e^{\phi(h_{it})}$$

onde $\phi(h) = \frac{\theta}{1-\psi} h^{1-\psi}$, com $\theta > 0$ e $0 < \psi < 1$.

Manipulando-se os termos da equação (1), chega-se facilmente à PTF estimada:

$$PTF = A_{it} \lambda_t^{1-\alpha} = \frac{y_{it}}{k^\alpha H_{it}^{1-\alpha}} \quad (3)$$

fica claro pela equação acima que a PTF é composta por dois termos: a parte específica de cada país que pode ser entendida como o grau de eficiência desta economia (A_{it}) e a contribuição da evolução da fronteira sobre o produto, entendida como progresso técnico ($\lambda_t^{1-\alpha}$).

As séries de investimento, PEA e produto foram extraídas da PWT versão 6.1 e os dados de escolaridade de Barro e Lee (2000). Os valores dos parâmetros utilizados são: $\alpha = 0,4$; $g = 0,0153$; $\delta = 0,035$; $\theta = 0,32$; $\psi = 0,58$. A taxa de evolução da fronteira g foi calculada com base no crescimento do produto por trabalhador dos EUA de 1950 a 1972.²⁵ Na verdade, os autores não usam a taxa do período inteiro (1959-2000), pois, após o primeiro choque do petróleo, ocorreu uma desaceleração da taxa de crescimento da PTF, fato mencionado anteriormente. Por fim, a série da PTF (PTFD) foi normalizada pela PTF (PTFD) americana de 1950. Por exemplo, a PTF brasileira no valor de 109, em 1970, significa que esta se encontrava 9% maior que a PTF americana de 1950.

2.2 Evolução da PTF e do investimento

A teoria econômica enfatiza a necessidade do Estado prover determinados bens e serviços que não poderiam ser oferecidos de maneira socialmente ótima pelo setor privado, seja devido ao caráter não-rival e não-excludente de determinadas atividades, à necessidade de internalização de externalidades, ou à elevada escala necessária à minimização dos custos de produção (estrutura de monopólio). Assim sendo, a infra-estrutura básica de uma economia deveria ser *a priori* provida pelo Estado, como no caso de rodovias, ferrovias, portos, sistemas de água e esgoto,

²⁵ Os autores ajustaram uma tendência exponencial a esta série, corrigida pelo aumento da escolaridade da PEA.

telecomunicações e energia elétrica, dentre outros. Obviamente, a provisão desses setores depende da disponibilidade de recursos do Governo bem como da eficiência administrativa do mesmo, o que tem levado recentemente a uma participação cada vez maior da iniciativa privada nesses setores, seja através de privatizações ou de Parcerias Público Privadas (PPP).

Diversas formulações teóricas procuraram estabelecer uma relação mais estreita entre os gastos do governo e o produto de longo prazo. Uma das principais referências nesta área é o modelo de crescimento endógeno desenvolvido por Barro (1990). A função de produção é determinada de acordo com a expressão abaixo

$$y = k.A\left(\frac{g}{k}\right)^{\alpha} \quad 0 < \alpha < 1$$

em que o produto por trabalhador y é uma função do capital privado por trabalhador k e dos gastos do governo por trabalhador g , além da constante tecnológica A . Desta maneira, a função de produção apresenta retornos decrescentes para o capital privado separado, mas, quando este aumenta junto com g , a função passa a apresentar retornos constantes. Isto porque o gasto público entra de maneira complementar ao capital privado, aumentando a produtividade do mesmo.

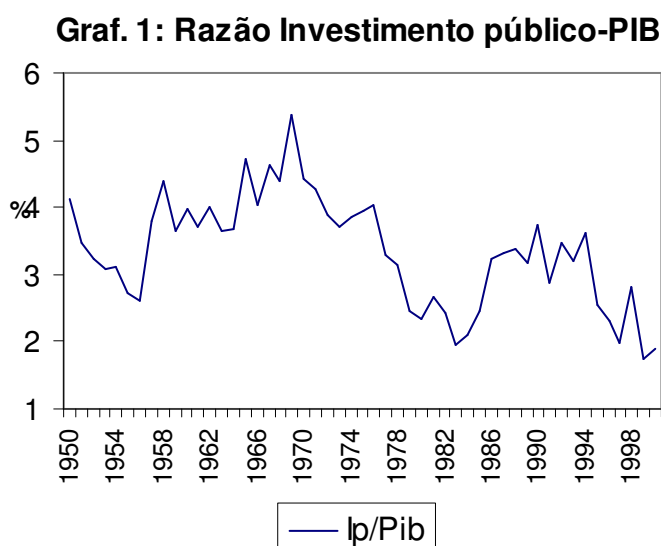
Seguindo este raciocínio²⁶, podemos interpretar que, além do papel direto do capital público sobre o produto, existiria um efeito indireto sobre a produtividade do setor privado, sendo que um aumento por si só da acumulação privada, que não fosse acompanhada por mais investimentos públicos, tenderia a gerar cada vez menos produto. Um exemplo típico deste mecanismo seria o racionamento de energia vivido pelo Brasil em 2001. Ainda que os empresários mantivessem os níveis de investimento, sem uma provisão adequada de energia elétrica, estes investimentos não se tornariam suficientemente produtivos. De fato, um dos principais fatores a explicar o crescimento praticamente nulo do PIB per capita de 2001 foi o racionamento.

Como mostra o Gráfico 1, o investimento público como proporção do PIB²⁷ no Brasil, durante a segunda metade do século XX, não foi muito elevado, com uma média de 3,34%. Na

²⁶ É importante enfatizar que as estimações a serem feitas não serão baseadas no modelo teórico de Barro (1990). Pretende-se apenas utilizar a idéia de complementaridade entre o capital público e privado.

²⁷ Série calculada utilizando investimento público e PIB a preços correntes do IPEA.

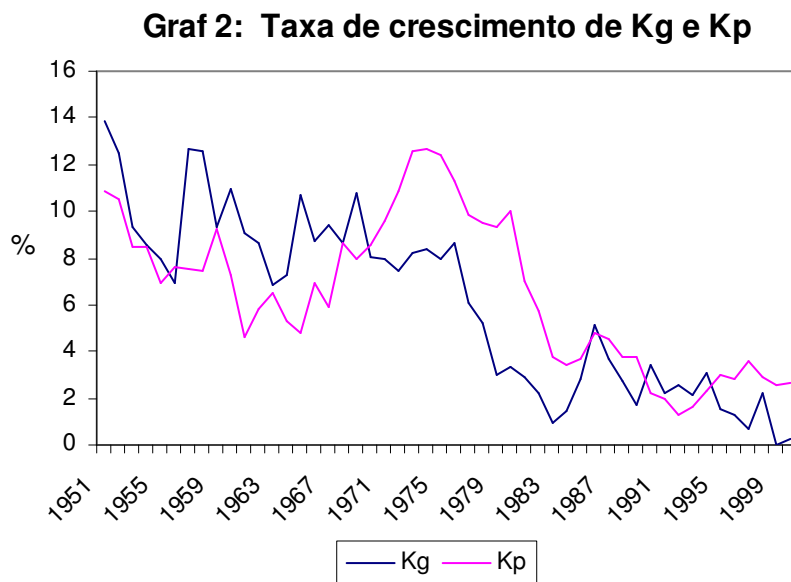
verdade, podemos ver que ele oscilou bastante no período, sendo que, durante o início do Governo Militar até o final do período conhecido como “Milagre Econômico”, ele se manteve em valores acima de 4%. A partir de 1977, o mesmo segue uma tendência de queda até atingir o valor de 1,96% em 1983, ano de forte recessão e auge da Crise da Dívida. A partir de 1986, ele inicia uma trajetória de crescimento voltando a cair após o primeiro ano do Governo FHC, sendo que em 2000 ele termina como 1,89% do PIB. Segundo Velloso (2004), os investimentos do Ministério dos Transportes caíram bastante nos últimos anos, chegando a apenas 0,09% do PIB em 2003. Esse número é preocupante, dadas as péssimas condições das estradas brasileiras, que certamente são um entrave à produtividade do setor exportador.



De outra maneira, podemos analisar como o estoque de capital público (K_g) e o estoque privado (K_p) cresceram no mesmo período. Estas séries foram calculadas pelo IPEA²⁸ e incluem construções e máquinas e equipamentos. De acordo com o Gráfico 2, a taxa de crescimento de K_g se situa acima da taxa de crescimento de K_p , ao longo das décadas de 50 e 60, permitindo, desta maneira, uma maior disponibilidade de capital público para o capital privado. Entretanto, essa trajetória se inverte a partir de 1971, quando o capital privado tem um aumento na sua tendência de crescimento, ao passo que o capital público mantém a sua taxa em torno de 8% até 1976, quando, posteriormente, inicia uma forte trajetória de queda. Com a crise no início dos

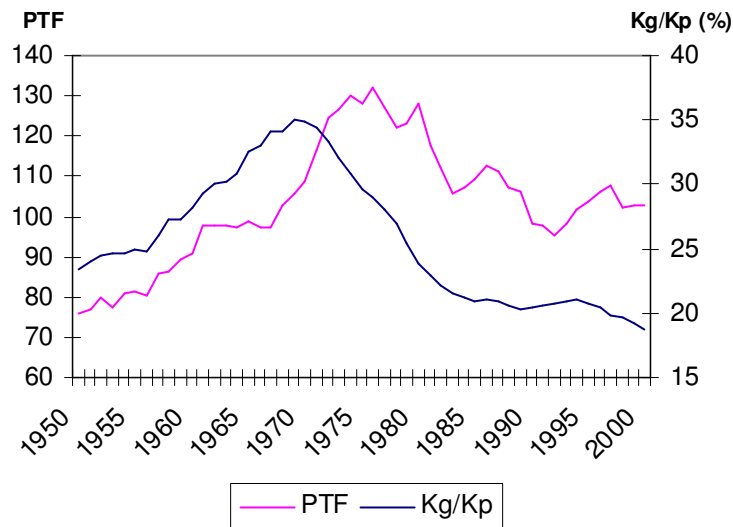
²⁸ Estes estoques são líquidos da depreciação. Para maiores detalhes, ver Morandi e Reis (2003).

anos 80, a acumulação privada também passa por uma desaceleração, sendo que, na década de 90, ambos os estoques passam a acumular-se a uma taxa baixa, entre 1% e 3% ao ano.



Essa oscilação gerou um comportamento interessante da relação capital público-privado. Como pode ser visto no Gráfico 3, ela inicia o período em aproximadamente 23%, crescendo continuamente, até atingir o pico de 35% em 1969, seguido de uma tendência de queda até 1985. Finalmente, a proporção do estoque público em relação ao privado fica em torno de 19% nos últimos anos da década de 90. De maneira similar, a produtividade brasileira segue uma trajetória muito parecida, sugerindo uma possível relação de longo prazo entre a razão capital público/privado e PTF. Na verdade, a primeira aparenta preceder, em cerca de cinco anos, os movimentos da produtividade.

Graf. 3: Evolução da PTF e Kg/Kp no Brasil



2.3 Metodologia econométrica

Como já mencionado no primeiro capítulo, um problema com a utilização de dados de séries de tempo na literatura de crescimento é que, em geral, as variáveis utilizadas são não estacionárias, levando muitas vezes à estimação de regressões espúrias²⁹. Entretanto, se estas variáveis forem integradas de mesma ordem $I(d)$ ³⁰ e apresentarem uma tendência estocástica comum, então a estimação desta relação é válida e diz-se que essas variáveis são cointegradas. Neste caso, existe uma combinação linear entre as variáveis, que é estacionária. Assim, o primeiro passo é testar a presença de raiz unitária nas séries, o que pode ser feito pelo teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

$$\Delta y_t = \phi \cdot y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$H_0: \phi = 0$$

$$H_a: \phi < 0$$

²⁹ Em uma regressão espúria, os estimadores de MQO não são consistentes. Além disso, a estatística t usual não possui distribuição assintótica normal, logo, não pode ser usada para inferência.

³⁰ Diz-se que uma variável é $I(d)$, se a sua d-ésima diferença é estacionária.

onde y_t é uma variável qualquer e ε_t é um ruído branco. Pode-se incluir uma constante e uma tendência em (4). Sob a hipótese nula, o valor da estatística calculada não possui distribuição t , logo, deve ser comparado com a tabela de valores críticos Dickey-Fuller. A não rejeição da hipótese nula implica que a variável apresenta raiz unitária, do contrário, ela é estacionária.

Como será visto a seguir, as variáveis utilizadas neste estudo são $I(1)$, o que nos permite testar a possibilidade de cointegração entre as mesmas, estimando assim a sua relação de longo prazo. Neste caso, será utilizado o Procedimento de Johansen para testar a cointegração entre as variáveis, estimando um Modelo de Vetor de Correção de Erro (VECM) dado pela seguinte expressão:

$$\Delta x_t = \alpha\beta' x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

onde x_t é um vetor $n \times 1$ de variáveis, α é uma matriz $n \times r$ de coeficientes de ajustamento, β é uma matriz de cointegração $n \times r$, π_i é uma matriz $n \times n$ de parâmetros e ε_t é um vetor de erros tal que $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma)$. Podemos ver que (5) é nada mais que um teste ADF multivariado, sendo que, no teste de Johansen, o objetivo é identificar o posto da matriz $\pi = \alpha\beta'$. Se o posto de π for nulo ($r = 0$), significa que o primeiro termo do lado direito de (4) não existe, logo, temos um VAR em primeira diferença, portanto, as variáveis não cointegram. Se o posto for incompleto ($r < n$), as variáveis cointegram e existem r vetores de cointegração. Por fim, se o posto for completo ($r = n$), tem-se que as variáveis são estacionárias.

Assim, o modelo é estimado por Máxima Verossimilhança³¹ e, através dos autovalores de π , são calculadas as estatísticas do traço e do máximo autovalor como descritas em seguida:

$$\lambda_{\text{traço}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

³¹ Para uma análise detalhada da metodologia, ver Johansen (1995).

onde $\hat{\lambda}_i$ é o autovalor estimado e T é o número de observações. A primeira estatística tem como hipótese nula de que existem, no máximo, r vetores de cointegração, ao passo que a segunda tem como hipótese nula que existem exatamente r vetores de cointegração. Por exemplo, no caso de se usar a estatística do traço com $r = 0$, para valores baixos da mesma aceita-se a hipótese nula de que essa estatística é zero. Isso implica que todos os λ_i são iguais a zero, ou seja, a matriz tem posto zero e, portanto, não existe cointegração.

Uma das vantagens do Procedimento de Johansen em relação à Metodologia de Engle-Granger é que, assim como num VAR tradicional, não é necessário classificar *a priori* as variáveis como exógenas e endógenas³². Além disso, podem ser testadas restrições sobre os parâmetros do vetor de cointegração e os coeficientes de ajustamento.

Resumindo, em um VECM, o vetor de cointegração nos dá a relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, sendo que os termos em primeira diferença, nos informam sobre a dinâmica de curto prazo.

2.4 Estimação e resultados do VECM

2.4.1 Relação de longo prazo

Nesta seção, será analisado como a relação capital público-privado e a produtividade total dos fatores interagem no longo prazo, buscando estimar a semi-elasticidade da PTF em relação à primeira variável. O primeiro passo é testar a ordem de integração de log da produtividade (LPTF) e da relação capital público-privado (G)³³. De modo a facilitar a interpretação dos resultados, esta última estará sempre em porcentagem. Como já mencionado, esta amostra vai de 1950 a 2000, onde a PTF é aquela apresentada na seção 2 e G foi calculada com as séries do IPEA. Pela Tabela 2.1 conclui-se que as variáveis são $I(1)$ tanto no teste ADF como pelo teste de Phillips-Perron (PP).³⁴

³² Outras vantagens são o fato de que, no Procedimento de Johansen, pode-se testar a existência de múltiplos vetores de cointegração e o teste é feito em apenas uma etapa. Ao contrário, na metodologia de Engle-Granger primeiro estima-se a regressão das variáveis endógenas contra as exógenas e depois testa-se a presença de raiz unitária nos resíduos.

³³ A variável com um d na frente significa que foi diferenciada.

³⁴ No teste de Phillips-Perron, o pressuposto de que os erros são *i.i.d.* não é necessário.

Tabela 2.1: Testes de raiz unitária

variáveis	ADF	p valor	PP	p valor
LPTF	-2.093	0.248	-2.049	0.266
dLPTF	-5.512	0.000	-5.557	0.000
G	-1.915	0.632	-0.544	0.477
dG	-2.678	0.008	-2.678	0.008

Estimando um VAR no nível, chegamos, pelo Critério de Akaike (AIC) que o melhor modelo é aquele com dois *lags*, o que significa que, para o VECM, deve-se utilizar apenas uma defasagem. Em amostras pequenas, Lütkepohl & Saikkonen (1999) recomendam o uso deste critério para a determinação das defasagens a serem utilizadas em um teste de cointegração. A tabela abaixo mostra os coeficientes do vetor de cointegração normalizados pela LPTF, sendo que foi incluída uma tendência e constante.³⁵ O teste de Johansen mostra que as variáveis cointegram, tanto pela estatística do traço como do autovalor. O coeficiente de ajustamento (α) mostra qual das variáveis contribui para ajustar os desvios de curto prazo de modo a manter a relação de equilíbrio de longo prazo. O coeficiente de LPTF apresenta o sinal correto e é bastante significativo, ao passo que o coeficiente de G apresenta o sinal contrário, sendo estatisticamente diferente de zero a um nível de significância de 5%, mas não a 1%..

Tabela 2.2: VECM - Semi-elasticidade da PTF em relação a G

	β_g	constante	tendência	Ho ³⁶	traço	autovalor	α_{ptf}	α_g
G	-0.0199	-3.9863	-0.0051	$r = 0$	26.488**	20.199**	-0.2594	-2.2055
	[-5.595]		[-3.850]	$r = 1$	6.288	6.288	[-3.805]	[-1.986]

** Rejeita Ho a 5%, estatísticas *t* entre colchetes.

De modo a checar a adequação do modelo foram feitos os testes usuais sobre o comportamento dos resíduos. O teste LM de autocorrelação conjunta mostrou que os resíduos do modelo são ruído branco e aceita-se a hipótese de normalidade dos mesmos. Os resultados encontram-se no Anexo. Assim, de acordo com a equação de cointegração, um aumento de 1 ponto percentual na variável G implica um aumento no longo prazo de aproximadamente 2% na PTF.

³⁵ Por simplicidade, foram omitidos os termos fora do vetor de cointegração.

³⁶ Estas são as hipóteses nula para o teste do autovalor, para o teste do traço, elas são $r \leq 0$ e $r \leq 1$.

Como a produtividade utilizada neste estudo é uma variável não observada, sendo calculada como resíduo, serão testadas outras medidas³⁷(todas em logaritmo natural), de maneira a assegurar que a relação de cointegração encontrada não seja causada pela medida escolhida, sendo elas:

- PTFHP – PTF ajustada a uma tendência pelo filtro de Hodrick-Prescott³⁸
- PTFCN – PTF calculada com base nas Contas Nacionais Brasileiras
- PTFD – PTF descontada a evolução da fronteira tecnológica (A da equação 3)
- PTFDCES – PTFD calculada com base em uma função de produção CES³⁹

Tabela 2.3: Semi-elasticidade da variável X em relação a G

X	βg	constante	tendência	Ho	traço	autovalor
LPTFCN	-0.0164	-4.1440	-0.0025	r = 0	55.161*	49.531*
	[-4.884]		[-2.163]	r = 1	5.631	5.631
LPTFHP	-0.0249	-3.8417	-0.0059	r = 0	48.200*	42.605*
	[-39.797]		[-24.413]	r = 1	5.594	5.594
LPTFD	-0.0199	-3.9954	0.0040	r = 0	26.488**	20.199**
	[-5.595]		[3.070]	r = 1	6.288	6.288
LPTFDCES	-0.0201	-3.9694	0.0041	r = 0	26.644**	20.256**
	[-5.485]		[3.011]	r = 1	6.389	6.389

**(*)Rejeita Ho a 5%(1%), estatísticas *t* entre colchetes.

Todas as variáveis cointegram com G tanto pela estatística do traço, como do máximo autovalor, sendo que βg não se altera de maneira significativa em nenhum caso. O resultado em relação à PTFD é idêntico, o que mostra que mesmo descontando uma possível evolução da fronteira tecnológica internacional captada pela economia brasileira, o impacto de G é robusto. A maior semi-elasticidade foi em relação à PTF filtrada, indicando um impacto ainda mais elevado da relação capital público-privado na produtividade brasileira, quando se tentam eliminar os efeitos dos ciclos econômicos. Esse resultado é importante uma vez que a PTF capta também variações no nível de atividade. No caso do uso da PTFCN, o valor encontrado é um pouco

³⁷ A primeira série foi calculada utilizando $\lambda=100$. As demais foram retiradas do banco de dados de Gomes et al. (2003) disponível no site <http://epge.fgv.br/portal/pessoas/docente/producoes/2007.html>.

³⁸ A metodologia consiste em determinar a seqüência $\{\mu_t\}$ que minimiza a expressão

$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \mu_t)^2 + \frac{\lambda}{T} \sum_{t=2}^{T-1} [(\mu_{t+1} - \mu_t) - (\mu_t - \mu_{t-1})]^2$$

³⁹ A CES utilizada tem elasticidade de substituição capital-trabalho igual a 0,7.

menor, em torno de 0,016, ao passo que na PTFDCES praticamente não há alteração em relação à PTFD (Cobb-Douglas).

Araújo e Ferreira (2005) utilizam como *proxy* do capital de infra-estrutura o estoque de capital público em construções do IPEA. Na verdade, a maior parte do capital público é formado pelas estruturas de modo que o comportamento da série excluindo máquinas e equipamentos não é muito diferente da série total, sendo que elas apresentam uma correlação quase perfeita (0,99). Desta maneira estima-se o modelo com a relação capital público estruturas-capital privado (G2). Além disso, o estoque privado inclui também as residências familiares, e sendo assim, testamos também o impacto da relação capital público-capital privado não residencial (G3).

Tabela 2.4: Semi-elasticidade da PTF em relação à variável Y

Y	β_g	constante	tendência	Ho	traço	autovalor
G2	-0.0150 [-4.857]	-4.2220	-0.0023 [-2.473]	r = 0 r = 1	63.678* 6.959	56.719* 6.959
G3	-0.0315 [-5.102]	-3.1085	-0.0147 [-3.791]	r = 0 r = 1	29.891** 10.830	19.062** 10.830

**(*)Rejeita Ho a 5%(1%), estatísticas *t* entre colchetes.

Como pode ser visto pela tabela acima, o resultado é robusto para as duas medidas de proporção do estoque privado e público — ambas cointegram com a produtividade e possuem o sinal esperado. Excluindo máquinas e equipamentos do governo, tem-se um efeito menos expressivo sobre a PTF. No caso da exclusão das residências privadas, um aumento de um ponto percentual em G3 aumenta em 3,15% a PTF no longo prazo, o maior valor encontrado até então.

Podemos testar ainda se a variável G é fracamente exógena no modelo, ou seja, se ela não contribui para o ajustamento de longo prazo, através de um teste de razão de verossimilhança, que possui distribuição Qui-quadrado.

Tabela 2.5: teste LR

Ho: $\alpha_g = 0$	
qui-quadrado	2.978278
p valor	0.084389

A um nível de significância de 5%, aceita-se a hipótese nula de que a restrição é válida de modo que será reestimado o modelo com $\alpha_g = 0$. Assim, o vetor de cointegração normalizado ficou

$$LPTF_t = 3,847 + 0,024G_t + 0,006t$$

Os resultados não se alteram de maneira expressiva⁴⁰, mas o coeficiente de G se elevou um pouco em relação ao modelo irrestrito. Desta maneira, tem-se que um aumento de 10 pontos percentuais em G aumenta em 24% a PTF no longo prazo. Por exemplo, em 2000, o valor da PTF foi 103 e a razão capital público-privado 18,77%, de modo que, se esta passasse para 28,77%, ou seja, voltando a um valor próximo ao de 1977, a PTF estaria no valor de aproximadamente 128, similar ao que o país viveu na época.

2.4.2 Relação de curto (médio) prazo

O próximo passo é analisar a interação de curto (médio) prazo entre as variáveis⁴¹, através do teste de causalidade de Granger, da função resposta ao impulso e da análise de decomposição da variância.

(i) Causalidade no sentido de Granger

Uma questão relevante de análise é se existe uma relação de precedência entre as variáveis, ou seja, se a informação sobre uma variável no período t afeta a previsão dos valores futuros de uma outra variável. Neste sentido foi feito um teste de causalidade de Granger. Em um VECM, o teste se aplica apenas aos termos em diferença, que no caso tem apenas uma defasagem. Como mostra a Tabela 2.6, a um nível de significância de 10%, conclui-se que a variável G causa no sentido de Granger a produtividade, ao passo que o contrário não ocorre.

⁴⁰ O coeficiente de ajustamento de LPTF no VECM não normalizado é de 0,018893, ou seja, apresenta o sinal correto (pois o sinal do coef. do vetor de cointegração é negativo) e mostra-se significativo.

⁴¹ Como estamos empregando dados anuais, podemos considerar curto (médio) prazo como um período de 10 a 15 (20 a 30) anos.

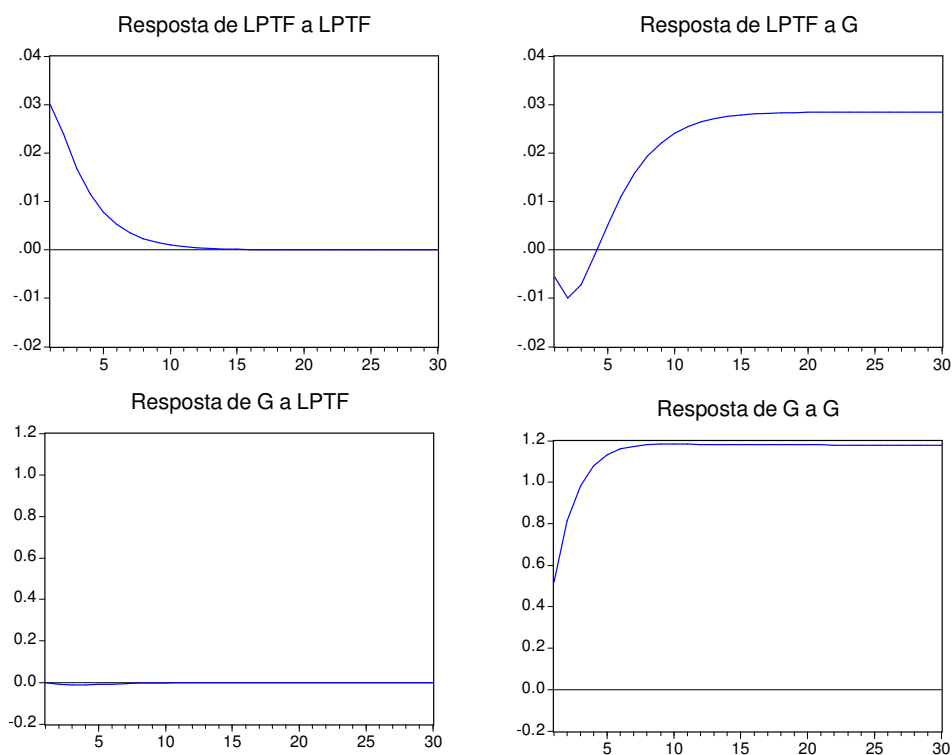
Tabela 2.6: Teste de causalidade de Granger

Ho	qui-quadrado	g.l.	p valor
G não granger causa LPTF	3.644075	1	0.0563
LPTF não granger causa G	0.021659	1	0.8830

(ii) Função Resposta ao Impulso

Assim como em um VAR, em um modelo VECM pode-se calcular a função resposta ao impulso, isto é, como um choque estrutural de 1 desvio-padrão de uma variável afeta a trajetória ao longo do tempo das outras variáveis, supondo todos os demais choques constantes. Utilizando a Decomposição de Cholesky, precisa-se impor $\frac{n^2 - n}{2}$ restrições de maneira a identificar estes impactos. No presente caso, é necessária apenas uma restrição, e como concluiu-se que G é fracamente exógena, impõe-se que esta variável não é afetada por choques contemporâneos na PTF. Os resultados para o modelo restrito se encontram no Gráfico abaixo.

Gráfico 4: Função resposta ao impulso



Podemos ver, pela função resposta ao impulso, que após 5 anos, a PTF é positivamente influenciada por um choque em G, o que está de acordo com o Gráfico 3 em que aparentava haver uma precedência de tempo equivalente a meia década entre essas variáveis. O efeito do choque irá se estabilizar após cerca de 12 anos.⁴² A variável G não se altera com choques na PTF, o que era provável dado que ela não é granger causada pela PTF e é fracamente exógena. Um choque na própria PTF tende a se dissipar ao longo do tempo, ao passo que um choque na própria G tem um efeito permanente. Na verdade, em se tratando de variáveis não estacionárias, as funções respostas ao impulso geralmente não convergem para zero.

(iii) Análise de Decomposição da Variância

Apesar de não estarmos fazendo a previsão dos valores futuros das variáveis em nosso modelo, podemos decompor a variância do erro de previsão, tendo assim uma noção das relações entre a PTF e G. Esta análise é semelhante à função resposta ao impulso, mas agora estima-se qual a proporção dos movimentos de uma variável é explicada pelos seus próprios choques e qual a proporção é explicada pelas outras variáveis. Novamente, será utilizada a Decomposição de Cholesky, para se identificar os erros do modelo estrutural, mantendo a mesma ordenação de endogeneidade das variáveis.

Tabela 2.7: Decomp. da Var. da PTF

Período	LPTF	G
1	96.686	3.314
5	90.199	9.801
10	49.589	50.411
15	26.039	73.961
20	17.078	82.922
25	12.666	87.334
30	10.063	89.937

Tabela 2.8: Decomp. da Var. de G

Período	LPTF	G
1	0.000	100.000
5	0.012	99.988
10	0.006	99.994
15	0.004	99.996
20	0.003	99.997
25	0.002	99.998
30	0.002	99.998

A Tabela acima mostra que os movimentos da produtividade são altamente explicados pelos movimentos da relação capital público-privado. Após 5 anos, a variável G explica 10% da variância do erro de previsão da PTF, sendo que esta proporção cresce rapidamente chegando, após 10 anos, a 50%, indicando novamente uma defasagem significativa. Já o impacto da

⁴² Em princípio, o efeito é negativo, mas como é pequeno acredita-se que ele provavelmente está dentro do intervalo de confiança no qual é estatisticamente igual a zero. O software utilizado, Eviews 4, não apresenta os intervalos de confiança para a função resposta ao impulso, no caso de um VECM.

produtividade em G é muito pequeno; mesmo após 30 anos essa variável é explicada basicamente por ela mesma. Invertendo a ordem de endogeneidade das variáveis, altera muito pouco os resultados, de modo que não serão apresentados.

2.5 Conclusão

De um modo geral, foram encontrados fortes indícios de uma ligação entre a produtividade da economia brasileira e a proporção entre os estoques de capital público e privado. De fato, a relação de causalidade parece ser mais no sentido da PTF sendo causada por G. Entretanto, é preciso ressaltar alguns pontos importantes. Quando se fez referência a um aumento em G, pensava-se em um aumento no estoque de capital público, mas uma diminuição do capital privado teria praticamente o mesmo efeito⁴³. Por exemplo, imagine uma situação em que uma transportadora diminua por, qualquer motivo, sua frota de veículos. Isso geraria uma maior disponibilidade de espaço nas estradas aumentando, portanto, a produtividade dos demais veículos que nelas circulam. Desta maneira, utilizou-se como hipótese básica que existe um efeito congestionamento nos serviços do capital público no Brasil, o que não é muito difícil de se aceitar, dada a escassez do mesmo. A título de comparação, o Brasil tinha uma relação capital público-privado de 20% em 1991, ao passo que, nos Estados Unidos, o estoque público era cerca de metade do estoque privado no mesmo ano⁴⁴. Adicionalmente, pode-se argumentar que o estoque de capital público engloba edificações administrativas, hospitais, escolas, etc...que não fazem parte do capital de infra-estrutura de uma economia. Entretanto, podemos imaginar que esta parte do capital público também têm uma influência positiva sobre a produtividade da economia, ainda que com um impacto menor.

Mesmo ciente das limitações inerentes a esse estudo, pode-se fazer um exercício ilustrativo, de modo a se ter uma noção da relação estudada em termos monetários. O estoque de capital público, no Brasil, estava em torno de 500 bilhões de reais em 2000 (a preços de 1999), ao passo que o estoque privado era de cerca de 2.700 bilhões. Uma elevação do estoque público para algo próximo a R\$ 750 bilhões, *ceteris paribus*, geraria um aumento de 10 pontos percentuais em

⁴³ Obviamente, não se advoga em favor da redução do estoque privado, uma vez que este é um insumo fundamental na produção, tendo um impacto direto no PIB.

⁴⁴ Segundo Munnell (1992), mesmo excluindo o estoque de capital militar, este valor era de 40% nos EUA.

G, o que, de acordo com os resultados, teria um impacto entre 16% e 25% na produtividade de longo prazo.

Capítulo 3

Produtividade e infra-estrutura na América Latina

O investimento público na América Latina, em especial o gasto com infra-estrutura, sofreu uma redução significativa nas décadas de 80 e 90, sendo associada em geral aos ajustes fiscais que se seguiram após a Crise da Dívida que atingiu grande parte dos países latino-americanos, no início dos anos 80. De acordo com Servén (1997), o investimento público como proporção do PIB, caiu cerca de 2,5 pontos percentuais durante os anos 80, enquanto que nos países do Leste Asiático, que não necessitaram de ajuste fiscal, este aumentou cerca de 3,5 pontos percentuais. Desta maneira, os países da América Latina teriam ficado para trás em termos de infra-estrutura, em comparação com outros países em desenvolvimento.

Calderón, Easterly e Servén (2003) calcularam que, em 1997, havia 232 linhas de telefone por mil trabalhadores (mediana) na América Latina, enquanto que no Leste Asiático, esse número era cerca de 500. No caso da energia elétrica, a capacidade de geração por trabalhador dos países asiáticos passou de 70% em 1980, para 165% da capacidade dos latino-americanos. Não menos dramático seria o caso do setor de transportes, pois, apesar das regiões se igualem em termos de quilômetros de estradas pavimentadas por trabalhadores, continuam muito atrás dos países desenvolvidos, que tinham uma rede 10 vezes maior em 1997. Esses autores mostram que, em países como Argentina, Brasil, Chile e México a contribuição da redução do investimento público em infra-estrutura para o aumento da razão superávit primário/PIB (comparando a média de 1980-84 com a de 1995-98) foi de cerca de 54%, 174%, 59% e 32% respectivamente.⁴⁵ Assim, no Brasil, o corte foi maior do que o próprio ajuste indicando que ocorreram aumentos de gastos em outros setores do governo.

De fato, é de se esperar que, uma vez obrigado a reduzir o gasto público, o governo tenda a cortar investimentos, ao invés de despesas com pessoal (ativos e inativos) ou assistência social. Isto porque investimentos em infra-estrutura possuem um prazo de maturação longo e, dado o ciclo político de quatro ou cinco anos, os retornos eleitorais de gastos nesta área podem nem chegar a serem apropriados pelos políticos que o promoveram. Na América Latina, onde a pobreza e a desigualdade social são marcantes, a pressão por políticas assistenciais é bastante

⁴⁵ Claro que o processo de privatização também contribuiu para a diminuição dos investimentos governamentais.

forte. Soma-se a este fato uma alta instabilidade política e têm-se governantes com projetos de curtíssimo prazo.

Neste capítulo, será analisado, empiricamente, o comportamento da infra-estrutura nos principais países da América Latina — Argentina, Brasil, Chile e México — e sua relação de longo prazo com a produtividade. O período estudado será de 1950 a 2000, sendo que as variáveis de infra-estrutura utilizadas serão as medidas físicas de energia elétrica, telefonia e rodovias. De fato, o uso de medidas físicas, ao invés do estoque calculado pelo inventário perpétuo, pode ser uma opção mais acurada, dados os problemas apontados por Prichett (2000).

3.1 Dados

A principal fonte de dados para o estoque de infra-estrutura foi extraída de Canning (1998) que dispõe de uma base anual de medidas físicas para uma amostra de 152 países no período de 1950 a 1995. Para o Brasil optou-se pelo uso dos valores de Ferreira e Malliagos (1998), por serem compatíveis com os de Canning, porém melhor trabalhados. As séries utilizadas neste estudo são: capacidade de geração de energia elétrica (milhões de kw), rodovias pavimentadas (km) e número de telefones instalados. Talvez uma melhor medida da capacidade do sistema telefônico seja o número de linhas, porém essa série é menos abrangente que a utilizada.

Em se tratando dos dados de energia e de telefones, os anos que faltavam para a década de 90 foram extrapolados utilizando-se a taxa de crescimento das séries de produção de energia e número de linhas telefônicas respectivamente⁴⁶. Para rodovias pavimentadas, foi feito procedimento semelhante, porém utilizou-se a taxa de crescimento da própria, retirada do *World Development Indicators* (WDI). Na verdade, esta série é muito parecida com a de Canning (1995). Em casos de ausência de dados entre anos, foi feita uma interpolação linear. Novamente a PTF utilizada é aquela calculada em Gomes et al. (2003), sendo que a PEA também é do banco de dados dos autores.

⁴⁶ Os dados da primeira série são do WDI e, da segunda, são do próprio banco de Canning.

3.2 Teste de Cointegração de Johansen

Nesta seção, será estimada a elasticidade da PTF em relação às medidas físicas de infraestrutura (normalizadas pela PEA/1.000) para os países mencionados. Ferreira e Malliagos (1998) estimaram essas elasticidades em relação ao PIB brasileiro, mas em termos de PTF, este estudo, até onde se sabe, é pioneiro. Assim, como no capítulo anterior, será utilizado o Procedimento de Johansen. Optou-se por testar uma medida de infra-estrutura por vez, devido à alta correlação verificada entre as séries. Em geral, este é o procedimento adotado pela literatura ou então é construído um índice agregado de infra-estrutura.

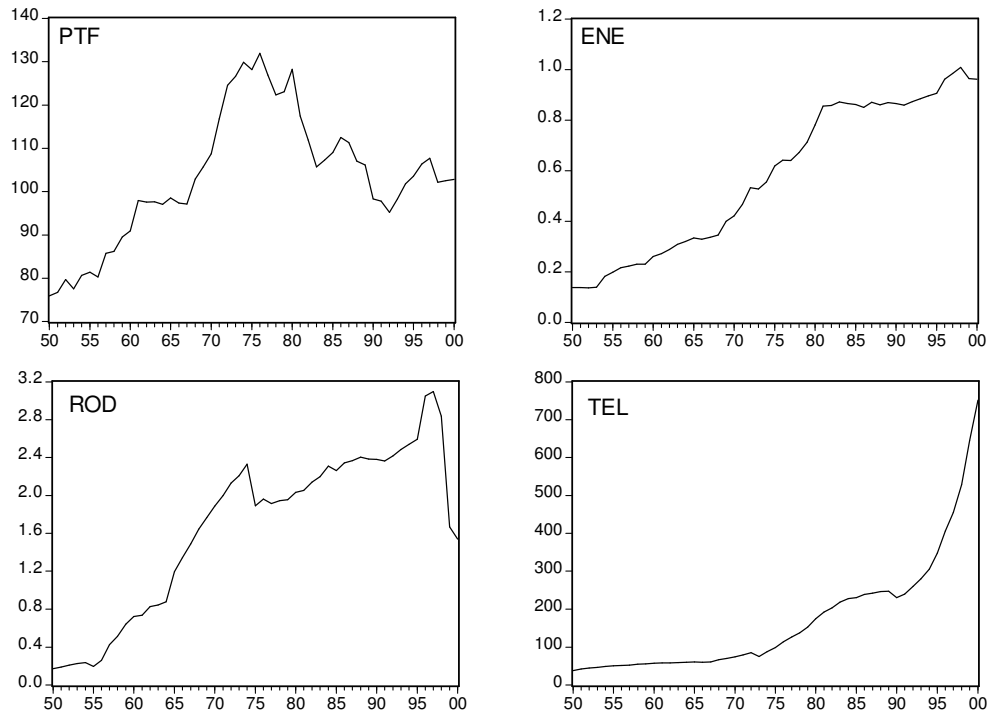
1) BRASIL

A figura 1 mostra como evoluiu a PTF e a infra-estrutura no país entre 1950 e 2000. Pode-se ver que a produtividade atinge seu pico em meados dos anos 70, apresentando uma queda vigorosa até o início da década de 90, quando passa por uma ligeira recuperação. Em se tratando das rodovias pavimentadas, existe uma tendência de crescimento que se altera, aparentando uma quebra estrutural em 1975.⁴⁷ A maior parte dos investimentos no setor foram feitas até esta data, sendo que a taxa de expansão da rede pavimentada foi de cerca de 12,3 % ao ano, do período que se inicia a série, até 1974.

A capacidade de geração de energia elétrica cresce continuamente até 1980, chegando a cerca de 0,8 milhões de kilowatts, quando ocorre uma estagnação desse crescimento. De fato, Araújo e Ferreira (2005) calcularam que, entre 1960 e 1980, o crescimento médio da capacidade total de geração foi de 10,3% ao ano, ao passo que, entre 1981 e 2000, esse valor é de apenas 3,6%. Por fim, o setor de telefonia tem uma mudança positiva em sua trajetória a partir do meio dos anos 70. Até então, existiam aproximadamente 80 telefones instalados para cada mil trabalhadores e, em 1995, esse número havia se expandido para cerca de 350. A privatização do setor de telecomunicações só tem início a partir de 1996 e nota-se que ela teve um papel decisivo em aumentar a disponibilidade do serviço.

⁴⁷ Na verdade, temos outra quebra em 1999, sendo que ambas são suspeitas aparentando um problema na mensuração dos dados. Araújo e Ferreira (2005) mencionam esse fato.

Figura 1: Brasil - PTF e medidas físicas de infra-estrutura



Primeiramente, foi testada a ordem de integração das variáveis (em log). Pelo teste ADF⁴⁸, concluiu-se que elas são $I(1)$, de modo que pode-se investigar se existe cointegração entre as medidas físicas de infra-estrutura e a PTF. Caso isto aconteça, será obtida uma estimativa das elasticidades de longo prazo.

A Tabela 3.1 apresenta a estimação do vetor de cointegração normalizado e as estatísticas do traço e do autovalor. Todos os critérios de seleção⁴⁹ apontaram para a estimação de um VECM sem defasagens nos modelos com energia e com rodovias, que não apresentaram autocorrelação residual. Produtividade e energia elétrica cointegram, sendo que um aumento de 1% na capacidade de geração de energia aumenta em 0,41% a PTF de longo prazo. O impacto das rodovias pavimentadas é bem menor, com uma elasticidade em torno de 0,24, sendo que as variáveis cointegram pelo autovalor, mas não pelo traço. A variável telefones instalados não apresentou relação de longo prazo com a PTF. Como visto graficamente, esta série apresenta um crescimento elevado a partir de 1974, porém ocorre o contrário com a produtividade brasileira por volta do mesmo período.

⁴⁸ Os resultados dos testes de raiz unitária de todos os países se encontram no Anexo, sendo que as variáveis são $I(1)$.

⁴⁹ *Final Prediction Error (FPE), Akaike Information Criterion (AIC), Schwarz Information Criterion (SC) e Hannan-Quinn Information Criterion (HQ).*

Tabela 3.1: Brasil - Elasticidade da PTF em relação à infra-estrutura

variáveis	β	constante	tendência	Ho	traço	autovalor	amostra	lags
lene	-0,413	-4,650		r = 0	38.717*	34.642*	50-00	0
	[-5.464]	[-63.32]		r = 1	4,076	4,076		
lrod	-0,242	-4,952	0,015	r = 0	23,184	19.312**	50-00	0
	[-3.513]		[3.685]	r = 1	3,872	3,872		
ltel				r = 0	17,167	12,659	50-00	1
				r = 1	4,508	4,508		

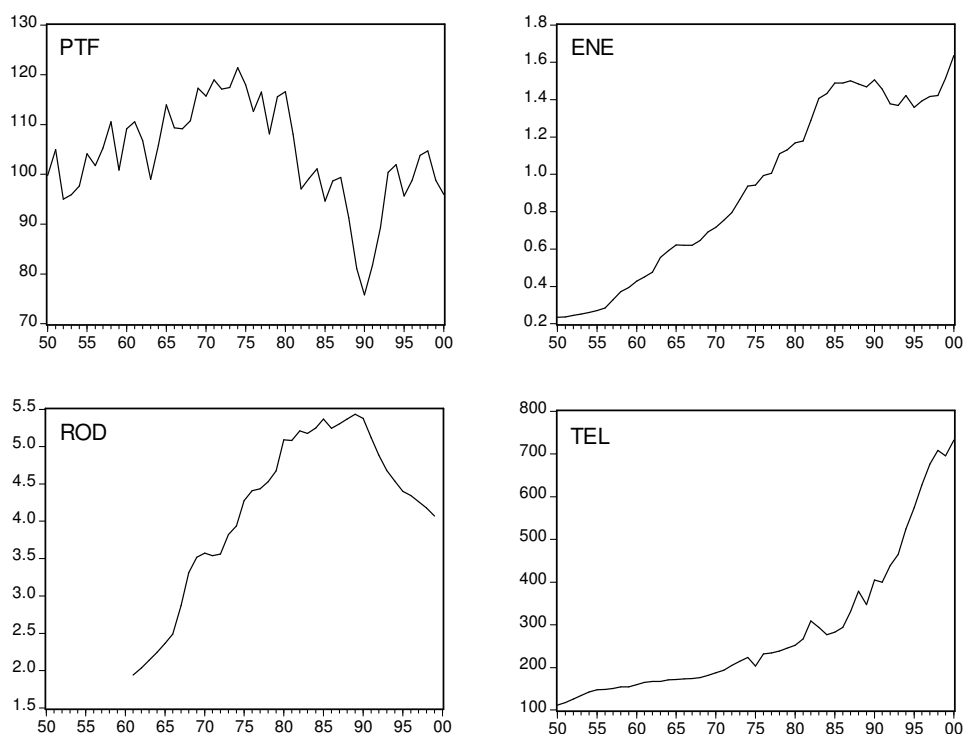
**(*)Rejeita Ho a 5%(1%), estatísticas *t* entre colchetes.

2) ARGENTINA

O comportamento da produtividade argentina é similar ao caso brasileiro, entretanto a série apresenta componentes cíclicos mais acentuados, o que pode indicar um nível de atividade mais volátil. Nota-se ainda uma queda brusca da PTF no triênio 1988/89/90, refletindo a severa recessão que o país enfrentou, somada a uma hiperinflação. A capacidade de geração de energia evoluiu positivamente só vindo a apresentar uma queda partir de 1988, mas, com a privatização do setor, novos investimentos iniciaram-se em 1995 e, em 2000, a geração por mil trabalhadores chega a 1,63 milhões de kw. No caso das rodovias, não existem dados para a década de 50. Contudo, podemos ver um crescimento elevado durante os anos 60 a 80 seguidos de uma queda considerável na década de 90. Concessionárias privadas passaram a operar a maioria das rodovias no país, seguindo o programa de privatização implementado pelo governo Menem a partir de 1990, porém novos projetos não foram implementados. Assim como no Brasil, o número de telefones instalados também mostra uma elevação contínua, acentuando-se em 1990 com a privatização da estatal ENTEL, que fora dividida em quatro novas companhias.⁵⁰

⁵⁰ Telinter, Startel, Telecom S. A. e Telefônica de Argentina.

Figura 2: Argentina - PTF e medidas físicas de infra-estrutura



A estatística do traço e do máximo autovalor mostram que as variáveis *lene* e *lrod* cointegram com a PTF ao nível de significância de 1%. Para a primeira foi utilizada uma defasagem (AIC e FPE) e para rodovias todos os critérios indicaram zero *lags*. A elasticidade da produtividade em relação à energia é de cerca de 0,12, um valor abaixo do observado para o Brasil. Ao contrário, um aumento de 10% na medida de rodovias pavimentadas aumenta em aproximadamente 4,2% a PTF de longo prazo, sendo que no Brasil, o impacto estimado é de 2,4%. Apesar do teste de Johansen indicar cointegração entre telefones e produtividade, a elasticidade estimada mostrou-se não significativa.

Tabela 3.2: Argentina - Elasticidade da PTF em relação a infra-estrutura

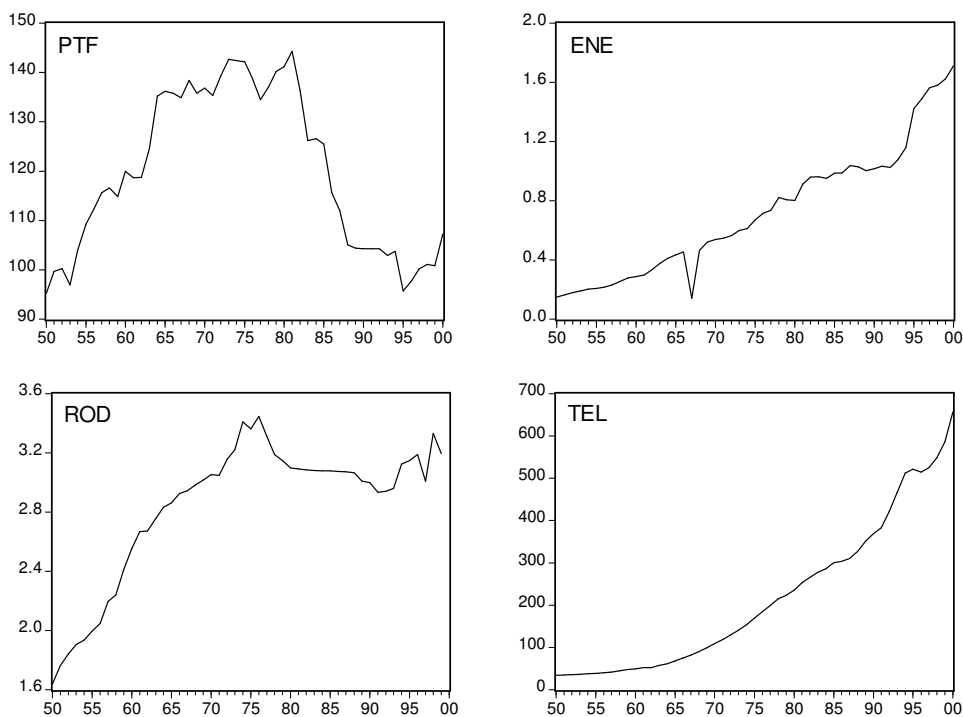
variáveis	β	constante	tendência	Ho	traço	autovalor	amostra	lags
<i>lene</i>	-0,118	-4,477		$r = 0$	29.573*	24.762*	50-00	1
	[-2.370]	[-120.512]		$r = 1$	4,810	4,810		
<i>lrod</i>	-0,427	-3,927		$r = 0$	34.100*	30.080*	61-99	0
	[-3.591]	[-23.302]		$r = 1$	4,020	4,020		
<i>ltel</i>	-0,115	-4,442		$r = 0$	28.209*	22.892*	50-00	0
	[-0.670]	[-4.703]		$r = 1$	5,317	5,317		

**(*)Rejeita Ho a 5%(1%), estatísticas *t* entre colchetes.

3) MÉXICO

De acordo com a figura abaixo, a produtividade total dos fatores pode ser dividida em dois períodos bastante distintos. De 1950 até 1981, a PTF apresenta uma tendência de crescimento, mantendo-se em níveis bastante elevados. A partir de 1982, com a moratória mexicana e a insolvência de muitos países em desenvolvimento, a produtividade declina vigorosamente, só vindo a ter uma ligeira recuperação na segunda metade da década de 90. De maneira diferente, a capacidade de geração de energia tem uma trajetória de crescimento durante todo o período analisado, com exceção do ano de 1967, em que ocorre uma queda brusca na série, o que parece mais um problema do banco de dados.

Figura 3: México - PTF e medidas físicas de infra-estrutura



A série de telefonia também apresenta um comportamento de elevação durante o período em questão, e em 1994 existiam cerca de 511 telefones por mil trabalhadores. A privatização no setor ocorreu em 1990, com a venda da controladora estatal TELMEX. Por fim, no setor de transportes, a extensão da rede de rodovias pavimentadas se eleva até chegar em 1976

em cerca de 3,5 quilômetros por mil trabalhadores, estabilizando-se numa faixa um pouco abaixo na década de 80, seguida de uma pequena elevação nos anos 90.

A Tabela 3.3 revela que as três medidas de infra-estrutura cointegraram com a PTF. Para a energia elétrica foi estimado um VECM com uma defasagem (AIC e FPE) e a elasticidade obtida apresentou o valor de 1,38, ou seja, um aumento nesta variável mais do que aumenta proporcionalmente a produtividade de longo prazo. Um aumento de 10% na extensão de rodovias eleva em cerca de 8,8% a PTF em um modelo com três *lags* (AIC e FPE). O coeficiente estimado para o número de telefones foi 0,53 sem defasagens (SC), sendo que os resíduos apresentaram autocorrelação no primeiro *lag*. Estimando um modelo com uma defasagem (apontado pelos outros critérios) não se verificou cointegração entre as variáveis.

Tabela 3.3: México - Elasticidade da PTF em relação à infra-estrutura

variáveis	β	constante	tendência	Ho	traço	autovalor	amostra	lags
lene	-1,386	-7,258	0,066	r = 0	29.270**	23.344**	50-00	1
	[-6.380]		[6.447]	r = 1	5,926	5,926		
lrod	-0,878	-4,249	0,014	r = 0	30.392**	23.209**	50-99	3
	[-11.36]		[12.751]	r = 1	7,183	7,183		
ltel	-0,538	-3,104	0,039	r = 0	38.092*	28.096*	50-00	0
	[-2.652]		[2.958]	r = 1	9,995	9,995		

**(*)Rejeita Ho a 5%(1%), estatísticas *t* entre colchetes.

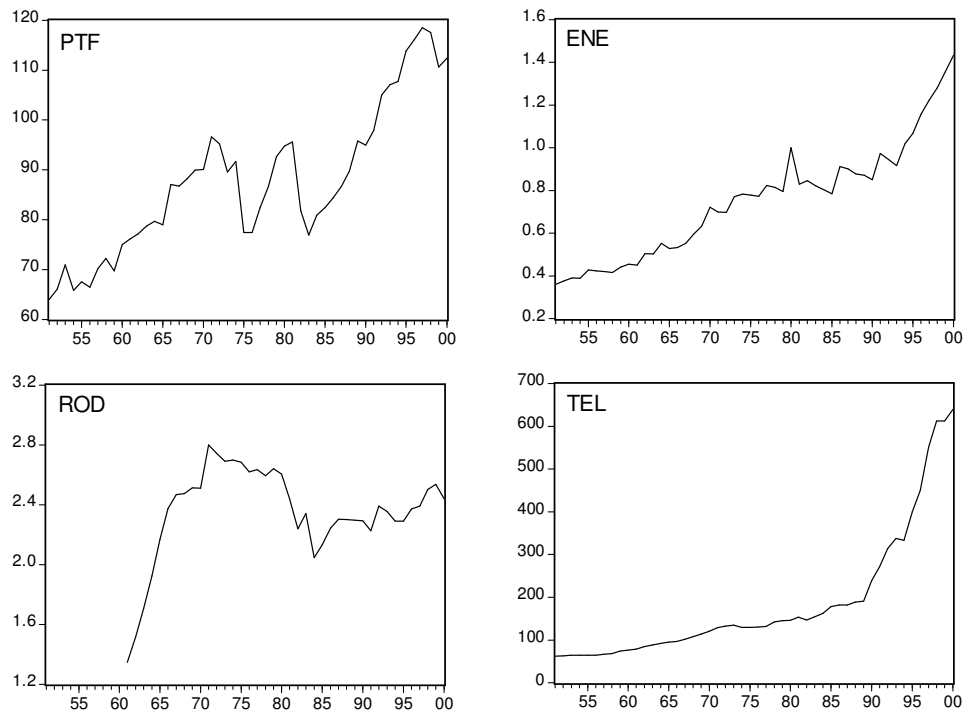
4) CHILE

O Chile é o único país da América Latina que não apresentou uma reversão na tendência de crescimento da produtividade. Na verdade, ocorreram 2 quedas na PTF seguidas de uma rápida recuperação. Uma em 1975 e outra no início dos anos 80, provavelmente ligadas aos choques externos que ocorreram nesses períodos. Pela decomposição alternativa do crescimento, Gomes et al.(2003) calcularam que a PTF é responsável por 97% do crescimento do produto por trabalhador chileno entre 1950 e 2000.

Assim como nos outros países analisados, o setor de energia elétrica apresenta uma expansão considerável no período. Até 1990, as duas principais empresas estatais do setor, ENDESA e CHILECTRA, haviam sido privatizadas e divididas em diferentes companhias. Ao contrário do Brasil, atualmente toda a geração é feita pelo setor privado, o que garantiu investimentos maciços no setor. Após um elevado crescimento da rede de rodovias

pavimentadas⁵¹, ocorre uma queda no número de quilômetros disponíveis no início dos anos 70. Entretanto, a situação volta a uma tendência de elevação a partir de 1984, sendo que, em 2000, havia cerca de 2,43 km por mil trabalhadores. Analisando o gráfico do setor de telefonia, a principal característica que se destaca é a mudança na inclinação da série a partir de 1990. Na verdade, a privatização do setor é completada exatamente neste ano, de modo que os investimentos feitos até 2000 expandiram a rede significativamente, chegando a cerca de 640 telefones por mil trabalhadores.

Figura 4: Chile - PTF e medidas físicas de infra-estrutura



Os resultados mostram que um aumento de 1% na capacidade de geração de energia gera um incremento em torno de 0,38% na PTF, em um VECM com uma defasagem. Esse valor é bastante similar ao caso brasileiro (0,41%), confirmando mais uma vez a vital importância do setor. Telefones e rodovias cointegram com a PTF a 1% de significância e, em ambos os casos, os critérios apontaram para um modelo sem *lags*. O coeficiente estimado para as rodovias pavimentadas foi alto, em torno de 1,35. Por exemplo, um investimento em 2001 que elevasse

⁵¹ Essa é a série “pavwork” de Canning (1998) onde foram interpolados os anos entre 1961 e 1965, por isso esse comportamento linear no início dos anos 60.

para 2,67 km a extensão disponível para cada mil trabalhadores proporcionaria um aumento da produtividade de até 13,5% no longo prazo. A elasticidade estimada de telefones apresentou o sinal contrário ao esperado, mas mostrou-se não significativa.

Tabela 3.4: Chile - Elasticidade da PTF em relação à infra-estrutura

variáveis	β	constante	tendência	Ho	traço	autovalor	amostra	lags
lene	-0,385	-4,596		r = 0	15.473**	15.138**	51-00	1
	[-7.373]			r = 1	0,335	0,335		
lrod	-1,355	-2,906	-0,015	r = 0	34.641*	30.612*	61-00	0
	[-5.480]		[-4.653]	r = 1	4,029	4,029		
ltel	0,040	-4,305		r = 0	44.762*	36.441*	51-00	0
	[0.462]	[-9.900]		r = 1	8,321	8,321		

**(*)Rejeita Ho a 5%(1%), estatísticas t entre colchetes.

3.3 Teste de cointegração de Saikkonen & Lütkepohl

Nesta seção, será testada a cointegração entre as mesmas séries utilizadas anteriormente, mas desta vez será aplicado o teste de Saikkonen & Lütkepohl (S&L). A principal diferença do teste S&L para o teste de Johansen é que ele é aplicado em dois estágios. Primeiramente, estimam-se os termos deterministas do processo e em seguida testa-se a cointegração sobre as séries filtradas. Na verdade, Krätzig & Lütkepohl (2004) recomendam o uso de ambos os testes de forma a checar a robustez dos resultados.⁵² Como o teste S&L não é muito conhecido, será feita uma apresentação resumida do mesmo.

3.3.1 Descrição do teste

Considere o vetor $y_t (n \times 1)$ determinado pelo seguinte processo:

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 t + x_t \quad t = 1, 2, \dots \quad (6)$$

⁵² Fazendo uma simulação para um processo bivariado, Saikkonen & Lutkepohl (2000) concluem que o seu teste é mais poderoso que o teste de Johansen, para o caso de amostras pequenas.

onde μ_0, μ_1 são vetores de parâmetros deterministas $n \times 1$. O último termo da equação (6) pode ser representado por um VAR de ordem p , ou seja $x_t = A_1 x_{t-1} + \dots + A_p x_{t-p} + \varepsilon_t$ em que A_i é uma matriz $n \times n$ de coeficientes e $\varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \Omega)$. Primeiro obtêm-se a série \hat{x}_t ajustada pelos termos deterministas através de $\hat{x}_t = y_t - \hat{\mu}_0 - \hat{\mu}_1 t$, em que os vetores μ_0, μ_1 são estimados por um *feasible* GLS. Desta maneira, temos um VECM na forma:

$$\Delta y_t - \hat{\mu}_1 = \Pi \{y_{t-1} - \hat{\mu}_0 - \hat{\mu}_1 (t-1)\} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i (\Delta y_{t-i} - \hat{\mu}_1) + \varepsilon_t$$

sendo $\Pi = \alpha\beta'$ e $\Gamma_i = -(A_{i+1} + \dots + A_p)$. Em seguida, é testada $H_0(r_0) : rk(\pi) = r_0$ contra $H_1(r_0) : rk(\pi) > r_0$ sobre a série ajustada. A estatística do teste é determinada através da solução de um problema de autovalor generalizado dado pela estatística LR abaixo:

$$LR_{trace}^{GLS}(r_0) = \sum_{j=r_0+1}^n \log(1 + \hat{\lambda}_j)$$

O teste é válido para os três casos considerados em geral pela literatura, em que podemos ter (i) $\mu_1 = 0$, de modo que não existe tendência linear nas séries, (ii) $\mu_1 \neq 0$, mas $\beta'\mu_1 = 0$, ou seja, a tendência é ortogonal à relação de cointegração e (iii) onde a tendência aparece dentro do vetor de cointegração.

3.3.2 Resultados

Os resultados, utilizando os mesmos modelos da seção 3.2 (mesmo número de defasagens e especificação dos termos deterministas), podem ser vistos na Tabela 3.5. No Brasil, o único setor que cointegrou com a produtividade foi o de energia elétrica. Para rodovias, não foi comprovada a relação de longo prazo com a PTF. O teste do máximo autovalor de Johansen havia indicado a cointegração destas séries, ao passo que o teste do traço não. De fato, o teste S&L segue o mesmo princípio do teste do traço de Johansen. No México e na Argentina todos, os

setores cointegraram com a PTF a um nível de significância de pelo menos 10%⁵³. Já no caso chileno, aceita-se a hipótese de nenhum vetor de cointegração para rodovias, o que difere fundamentalmente do resultado dos testes do traço e do autovalor de Johansen. Energia⁵⁴ e telefonia cointegraram com a PTF a 1%.

Tabela 3.5: Teste de Cointegração S&L

Brasil						
	Ho	LR	p valor	10%	5%	1%
lene	r = 0	20,31*	0,0015	10,47	12,26	16,1
	r = 1	0,91	0,3897	2,98	4,13	6,93
lrod	r = 0	3,11	0,978	13,88	15,76	19,71
	r = 1	1,43	0,6777	5,47	6,79	9,73
ltel	r = 0	3,21	0,9749	13,88	15,76	19,71
	r = 1	2,06	0,5245	5,47	6,79	9,73
Argentina						
	Ho	LR	p valor	10%	5%	1%
lene	r = 0	15,09**	0,0155	10,47	12,26	16,1
	r = 1	0,01	0,9601	2,98	4,13	6,93
lrod	r = 0	12,09***	0,0536	10,47	12,26	16,1
	r = 1	0,1	0,8019	2,98	4,13	6,93
ltel	r = 0	22,48*	0,0005	10,47	12,26	16,1
	r = 1	5,28**	0,0256	2,98	4,13	6,93
México						
	Ho	LR	p valor	10%	5%	1%
lene	r = 0	23,58*	0,0018	13,88	15,76	19,71
	r = 1	0,56	0,9056	5,47	6,79	9,73
lrod	r = 0	18,77**	0,0149	13,88	15,76	19,71
	r = 1	0,44	0,9342	5,47	6,79	9,73
ltel	r = 0	14,73***	0,0735	13,88	15,76	19,71
	r = 1	1,4	0,6846	5,47	6,79	9,73
Chile						
	Ho	LR	p valor	10%	5%	1%
lene	r = 0	13,9*	0,0083	8,18	9,84	13,48
	r = 1					
lrod	r = 0	5,83	0,7926	13,88	15,76	19,71
	r = 1	0,18	0,9828	5,47	6,79	9,73
ltel	r = 0	37,94*	0	10,47	12,26	16,1
	r = 1	1,27	0,3005	2,98	4,13	6,93

(*), (**), (***) Rejeita Ho a 1%, 5% e 10% respectivamente

⁵³ Para telefonia e PTF, na Argentina, rejeitam-se ambas as hipóteses nulas contradizendo o teste ADF.

⁵⁴ Não é possível testar Ho: r = 1 para energia, quando o modelo possui tendência ortogonal.

De uma maneira geral, o teste S&L mostrou-se muito parecido com o teste de Johansen, porém, no primeiro, não temos a estimação dos parâmetros, de modo que apenas podemos confirmar se existe ou não cointegração entre as variáveis.

3.4 Conclusão

Os resultados de ambos os testes mostraram que existem bons indícios de que as medidas de infra-estrutura cointegram com a PTF. A capacidade de geração de energia mostrou-se relevante em explicar a produtividade de longo prazo para todos os países, tanto no teste de Johansen como no teste S&L. Entretanto, os resultados mostram que o impacto deste setor varia bastante entre os países (0,12 a 1,38). Ainda que todos eles tenham passado por um processo de privatização, este ocorreu de maneira distinta em termos do modelo implementado e dos investimentos realizados no período. No México, por exemplo, a estatal CFE ainda é responsável pela maior parte da geração de energia, sendo complementada por apenas alguns produtores privados, ao contrário do Chile, onde praticamente todo o setor é gerido pela iniciativa privada.

Contrariando o teste de Johansen, a rede de rodovias pavimentadas não apresentou cointegração com a produtividade para o Brasil e o Chile, no teste em dois estágios.⁵⁵ Para a Argentina e o México, ambos os testes confirmaram a cointegração, com elasticidades de 0,43 e 0,88 respectivamente. Em todos os países, a iniciativa privada passa a ter acesso ao setor, na década de 90, através de concessões de pedágios. Contudo, os investimentos foram realizados na melhoria das condições das estradas (sinalização, asfalto, número de pistas) e não na construção de novas vias, de modo que esse impacto qualitativo não é captado pelas séries utilizadas.

Por fim, o número de telefones instalados, apresentou uma relação de longo prazo com a produtividade, dependendo do número de *lags* utilizado, ou seja, do critério de seleção escolhido. Além disso, a estatística *t* mostrou que em alguns casos a elasticidade estimada era não significativa⁵⁶, portanto, os resultados para telecomunicações não se mostraram robustos. Assim é possível (para os países analisados) que a expansão da rede de telefones instalados afete o PIB diretamente, através do aumento do estoque de capital, mas não indiretamente, através de uma

⁵⁵ Canning (1998) afirma que as séries de rodovias (pavimentadas ou totais) são as que apresentaram mais problemas de dados, levando portanto, a maiores manipulações de modo a garantir consistência para o seu uso econométrico.

⁵⁶ No caso de cointegração entre as séries o estimador de β converge à taxa T , sendo denominado, muitas vezes, de “superconsistente”.

elevação da PTF. Nesse caso, o efeito total sobre a renda seria menor que aquele proporcionado pelos setores de energia e rodovias, mas ainda assim considerável. Ferreira e Malliagos (1998) estimaram uma elasticidade-renda de telefones instalados de 0,92 para o Brasil.

Nos anos 90, ocorreu um aumento dos investimentos feitos no setor de telefonia na América Latina, com a privatização do mesmo. Não há dúvidas de que estes foram responsáveis pelo aumento expressivo tanto na quantidade como na qualidade dos serviços de telecomunicações. Antes da privatização no Brasil, uma linha telefônica era um ativo de alto valor gerando um mercado secundário de compra, venda e aluguel, dada a escassez de oferta do mesmo. Atualmente, o custo dos serviços de telefonia (instalação de linhas, chamadas locais, valor da assinatura) no país está entre os mais baixos do mundo.⁵⁷

⁵⁷ Ver Afonso (2004).

Considerações finais

Os resultados desta dissertação indicam uma relação de longo prazo positiva entre infraestrutura e produtividade total dos fatores. Dado o problema de não estacionariedade das séries físicas de infra-estrutura, da razão capital público-privado e da PTF a melhor maneira de estimar a relação entre estas é de fato o método de cointegração. Ainda que não houvesse a questão das variáveis serem $I(1)$, a possível endogeneidade da infra-estrutura acarreta problemas econométricos que prejudicam os resultados de uma estimação por MQO, sendo necessário o uso de variáveis instrumentais.

No segundo capítulo mostrou-se que a relação capital público-privado no Brasil teve uma trajetória muito parecida com a PTF no período de 1950 a 2000. Os testes feitos sobre as diferentes medidas de produtividade e da relação entre o estoque público e privado corroboraram a nossa idéia inicial de que a complementaridade entre estes estoques possui uma relação de longo prazo com a PTF. A análise de curto (médio) prazo indicou que movimentos na relação capital público-privado causam elevações sobre a PTF, mas o contrário não ocorre. Desta maneira, uma das possíveis explicações para a queda da produtividade brasileira, a partir de meados dos anos 70, pode ser uma diminuição nesta relação.

As medidas físicas de infra-estrutura apresentaram uma relação de longo prazo com a PTF para os principais países da América Latina por duas metodologias diferentes: o teste de Johansen e o teste S&L. Entretanto, esses testes apresentaram resultados distintos quanto ao setor e o país analisado. A unanimidade entre eles foi o caso da energia elétrica, sendo que a elasticidade estimada para o Brasil foi de 0,41. Infelizmente, o país se depara novamente com o risco de racionamento devido à falta de investimentos no setor. É importante ressaltar que o atual governo tem procurado aumentar a intervenção do Estado na questão regulatória, diminuindo o poder da ANEEL e gerando assim um clima de incerteza e desincentivo a novos projetos.

Os setores de rodovias e telefonia cointegraram com a PTF dependendo do teste e da especificação das defasagens. Com a privatização da telefonia, aumentou significativamente o número de telefones instalados nos países estudados, por isso, nos dias de hoje, provavelmente este setor não seja um entrave para o aumento da produtividade. Por outro lado, a falta de uma rede mais extensa de rodovias pavimentadas pode ser um problema para alguns países, dado que a elasticidade do setor é elevada.

Uma vez que a produtividade total dos fatores é o principal motor do crescimento de longo prazo, uma atenção especial deve ser dada quanto à questão da infra-estrutura, sendo que ajustes fiscais baseados na contração de investimentos deste tipo podem comprometer seriamente o crescimento econômico, vindo inclusive a agravar o quadro fiscal no longo prazo.

Para uma análise futura, seria interessante testar, para outros países, se a relação capital público-privado também tem um impacto positivo sobre a PTF e, se incluindo variáveis institucionais, os resultados se alteram. De modo a ajustar melhor os dados de infra-estrutura, medidas de qualidade podem ser utilizadas, como a porcentagem de chamadas telefônicas não completadas, o percentual de perda de energia na transmissão e de estradas em condições ruins. Entretanto não existem séries longas para esses dados de modo que não há como usá-los com técnicas de séries temporais. Além disso, as séries de infra-estrutura apresentam muitas vezes quebras estruturais, ou seja, mudança nos parâmetros deterministas. Desta maneira, testes que levam em consideração essas quebras podem apresentar estimativas mais acuradas.

Anexo

Testes dos resíduos do VECM com LPTF e G

Teste de autocorrelação		
Lags	LM	p valor
1	4.317856	0.3647
2	4.697496	0.3198
3	1.935608	0.7476
4	4.957873	0.2916
5	6.013953	0.1981
6	7.065443	0.1325
7	1.221671	0.8745
8	1.5654	0.815
9	4.036914	0.401
10	3.531505	0.4731

Teste de normalidade			
resíduo	Jarque-Bera	g.l.	p valor
1	1.538192	2	0.4634
2	2.638385	2	0.2674
ambos	4.176577	4	0.3826

Testes de Raíz unitária das medidas físicas de infra-estrutura

Brasil		
	ADF	p valor
lptf	-2.0928	0.2484
dlptf	-5.5117	0.0000
lene	-0.28388	0.989
dlene	-3.93881	0.0002
lrod	-0.27719	0.9893
dlrod	-4.36552	0
ltel	-2.14357	0.5086
dltel	-3.84084	0.0048

México		
	ADF	p valor
lptf	-1.95823	0.6093
dlptf	-5.28293	0.0001
lene	-1.01394	0.7407
dlene	-10.4866	0
lrod	-2.58756	0.2875
dlrod	-2.6309	0.0096
ltel	-2.69311	0.2444
dltel	-3.29621	0.0204

Argentina		
	ADF	p valor
lptf	-2.0003	0.2858
dlptf	-6.05547	0
lene	-0.30767	0.9883
dlene	-4.37868	0.001
lrod	-0.18622	0.9911
dlrod	-4.22789	0.01
ltel	-0.39058	0.9853
dltel	-7.93842	0

Chile		
	ADF	p valor
lptf	-2.31626	0.4175
dlptf	-6.62989	0
lene	-1.77076	0.7033
dlene	-9.79693	0
lrod	0.935903	0.9039
dlrod	-4.38511	0.0001
ltel	-1.66384	0.7486
dltel	-4.75618	0.0003

Bibliografia

AFONSO, J. R., ARAÚJO, E. A. e BIASOTO JR., G. (2005) “Fiscal space and public sector investments in infrastructure, a brazilian case study.” IPEA Texto para discussão 1141.

ARAÚJO, C. H. e FERREIRA P.C. (2006) “ On the economic and fiscal effects of infrastructure investment in Brazil.” Ensaios Econômicos EPGE no. 613.

ARRAES, R. e TELES, V. K. (2001) “Política fiscal e crescimento econômico: aspectos teóricos e evidências empíricas para as regiões brasileiras.” *Revista Econômica do Nordeste*, v.32.

ASCHAUER, D. (1989), “Is public expenditure productive?.” *Journal of Monetary Economics*, 23, p. 177-200.

BACHA, E. e BONELLI, R. (2003) “Accounting for Brazil’s growth experience:1940-2002.” Núcleo de Estudos de Política Econômica, Casa das Garças (NUPE/Cdg).

BARRO, R. (1990), “Government spending in a simple model of endogenous growth.” *Journal of Political Economy*, v. 98, p.103-125.

BARRO, R.; SALA-I-MARTIN, X. (2004) *Economic Growth*, MIT press.

BENNATHAN, E. e CANNING, D. (2002) “The social rate of return on infrastructure investments.” World Bank Policy Research Discussion Paper 2390.

BILS, M. e KLENOW, P. J. (2000) “Does schooling cause growth?” *American Economic Review*, vol 90, p.1160-1183.

BONELLI, R. e FONSECA, R. (1998) “Ganhos de produtividade e eficiência: novos resultados para a economia brasileira.” *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.28, n.2, p.273-314.

CALDERÓN, C.; EASTERLY, W. e SERVÉN, L.(2003) “Latin America’s infrastructure in the era of macroeconomic crises.”, em *The limits of Stabilization: Infrastructure , Public Deficits and growth in Latin America*, Stanford University Press.

CALDERÓN, C.; SERVÉN, L.(2003) “The output cost of Latin America’s infrastructure gap.”, em *The limits of Stabilization: Infrastructure , Public Deficits and growth in Latin America*, Stanford University Press.

CANNING, D. (1998) “A database of world stocks of infrastructure, 1950-1995.” *World Bank Economic Review*, v.12, p. 529-547.

DEVARAJAN, S.; SWAROOP V.; ZOU H.(1996) “The composition of public expenditure and economic growth.” *Journal of Monetary Economics*, v. 37, p.313-344.

DUGGAL, V.; SALTZMAN C.; KLEIN L. (1999) “Infrastructure and productivity: a non linear approach.” *Journal of Econometrics*, v.92, p. 47-74.

EASTERLY, W. (2004) *O espetáculo do crescimento*, Ediouro.

EASTERLY, W. ; REBELO, S. (1993) “Fiscal policy and economic growth: and empirical investigation.” *Journal of Monetary Economics*, v. 32, p.417-458.

EASTERLY, W. ; LEVINE, R. (2000) “It’s not factor accumulation: stylized facts and growth models.” em Loyaza, N. and Soto, *Economic Growth: Sources, Trends and Cycles*, Banco Central do Chile.

ELLERY Jr., R.; FERREIRA; P. C.; GOMES,V. (2005) “Produtividade agregada brasileira (1970-2000): declínio robusto e fraca recuperação.” *Ensaio Econômicos*, EPGE/FGV.

ENDERS, W. (2004) *Applied Econometric Time Series*, 2nd ed. New York: John Wiley & Sons.

FERNALD, G. (1999) “ Roads to prosperity? Assessing the link between public capital and productivity.” *American Economic Review*, vol 89, p. 619-638.

FERREIRA, P. C. (1996) “Investimento em infra-estrutura no Brasil: fatos estilizados e relações de longo prazo.” *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.26,n.2, p.231-252.

FERREIRA, P. C. e MALLIAGROS, T. (1998) “Impactos produtivos da infra-estrutura no Brasil- 1950/95.”, *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.28, n.2, p.315-338.

FERREIRA, P. C., PESSÔA S., VELOSO, F. (2005) “The evolution of international output differences (1960-2000): from factors to productivity.” *Ensaio Econômicos*, EPGE/FGV.

GARCIA, F. e PIRES, J. (2004) “Productivity of natioes: a stochastic frontier approach to TFP decomposition.” *Proceedings of the 2004 Latin American Meeting of the Econometric society*. Santiago do Chile.

GARCIA, F. , SANTANA, J. R. e SOUZA, R. C. (2004) “O custo social do subdesenvolvimento da infra-estrutura.” *Relatório de pesquisa*, SINICESP, FGV.

GOMES, V.; PESSÔA, S. , VELOSO, F. (2003) “Evolução da produtividade total dos fatores na economia brasileira: uma análise comparativa.” *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.33, p.389-434.

HOLTZ-EAKIN, D. (1994) “Public-sector capital and the productivity puzzle.” *The Review of Economics and Statistics*, vol. 76, p. 12-21.

JOHANSEN, S. (1995) *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*, Oxford University Press.

KLENOW, P. J. e RODRIGUEZ-CLARE, A. (1997) “The neoclassical revival in growth economics: has it gone too far?” NBER Macro Annual, p. 73-103.

KOCHERLAKOTA, N. e YI, K. (1996) “ A simple time series test of endogenous vs. exogenous growth models; an application to the United States.” *The Review of Economics and Statistics*, vol. 78, p. 126-134.

KRÄTZIG, M. E LÜTKEPHOL, H. (2004) *Applied time series econometrics*, Cambridge University.

LÜTKEPOHL, H. & SAIKKONEN, P. (1999) “Order selection in testing for the cointegrating rank of a VAR process.” , em *Cointegration, Causality and Forecasting. A Festschrift in Honour of Clive W. J. Granger*, Oxford University Press.

MANKIW, G., ROMER, P. e WEIL, D.(1992) “A contribution to the empirics of economic growth.” *Quarterly Journal of Economics*, v.107.

MUNNEL, A. (1990a) “Why has productivity declined?Productivity and public investment.” *New England Economic Review*, p.3-22.

MUNNEL, A. (1990b) “How does public infrastructure affect regional economic performance?” *New England Economic Review*, p.11-32.

MUNNEL, A. (1992) “Infrastructure investment and economic growth.” *Journal of Economic Perspectives*, v. 6 , P. 189-198.

PINHEIRO, A.; GILL I.; SERVÉN, L.; THOMAS, M. (2001) “Brazilian economic growth, 1900-2000: lessons and policy implications.” Artigo não publicado.

PRICHETT, L. (2000) “The tyranny of concepts: CUDIE (cumulated, depreciated, investment effort) is not capital.” *Journal of Economic Growth*, v.5, p.361-384.

REBELO, S. (1991) “Long-run policy analysis and long- run growth.” *Journal of Political Economy*, v.99, p.500-521.

ROCHA, C. H. e TEIXEIRA, J. R. (1996) “Complementaridade versus substituição entre investimento público e privado na economia brasileira: 1965-90.” *Revista Brasileira de Economia*, vol. 50.

RÖLLER, L. e WAVERMAN, L. (2001) “Telecommunications infrastructure and economic development: a simultaneous approach.” *American Economic Review*, vol 91, p. 909-923.

ROMER, D. (2005) *Advanced Macroeconomics, 3rd ed.* McGraw-Hill.

SAIKKONEN P. e LÜTKEPOHL, H. (2000) “Trend adjustment prior to testing for the cointegrating rank of a vector autoregressive process.” *Journal of Time Series Analysis* v. 21

- SANCHEZ-ROBLES, B. (1998) "Infrastructure investment and growth: some empirical evidence." *Contemporary Economic Policy*, v. 16, p. 98-108.
- SANT'ANA, T. , ROCHA, C. H. e TEIXEIRA, J. R. (1994) "The impact of public investment on private capital formation in Brazil: 1965-85." *Brazilian Meeting of Operational Research*, vol.26, 1994
- SERVÉN, L. (1997) "Uncertainty, instability, and irreversible investment." *World Bank Policy Research Working Paper 1722*. Washington D. C. , 1997
- SOLOW, R. (1956) "A contribution to the theory of economic growth." *Quarterly Journal of Economics*, v.70, p.65-94, 1956
- SOUZA JR., J. R. e JAYME JR., F. G. (2004) "Constrangimentos ao crescimento no Brasil: um modelo de hiatos 1970-2000." *Revista de Economia Contemporânea*, vol. 8, 2004.
- TATOM, J. (1991) "Public capital and private performance." *Review*, Federal Reserve Bank of St. Louis, p. 3-15, 1991
- YOUNG, A. (1995) "The tyranny of numbers: confronting the statistical realities of the east asian growth experience." *Quarterly Journal of Economics*, vol. 110, p. 641-680, 1995.
- VELLOSO, R. (2004) "Cortar gastos correntes é a solução?", *Estudos e Pesquisas do Inae*.
- WEIL, D. N. (2005) *Economic Growth, 1st ed.* Pearson Education.