

De Araújo, Bruno César Pino Oliveira

**Working Paper**

## O papel da infraestrutura em modelos de crescimento macroeconômicos: Avaliação de impacto a partir de metarregressão

Texto para Discussão, No. 2737

**Provided in Cooperation with:**

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

*Suggested Citation:* De Araújo, Bruno César Pino Oliveira (2022) : O papel da infraestrutura em modelos de crescimento macroeconômicos: Avaliação de impacto a partir de metarregressão, Texto para Discussão, No. 2737, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília, <https://doi.org/10.38116/td2737>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/261052>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

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

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

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

**Terms of use:**

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

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

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

TEXTO PARA DISCUSSÃO

2737

0 PAPEL DA INFRAESTRUTURA  
EM MODELOS DE CRESCIMENTO  
MACROECONÔMICO:  
AVALIAÇÃO DE IMPACTO A PARTIR  
DE METARREGRESSÃO

BRUNO CÉSAR ARAÚJO



**O PAPEL DA INFRAESTRUTURA  
EM MODELOS DE CRESCIMENTO  
MACROECONÔMICO:  
AVALIAÇÃO DE IMPACTO A PARTIR  
DE METARREGRESSÃO**

**BRUNO CÉSAR ARAÚJO<sup>1</sup>**

---

1. Técnico de planejamento e pesquisa na Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea. *E-mail*: <bruno.araujo@ipea.gov.br>.

**Governo Federal**

**Ministério da Economia**

**Ministro** Paulo Guedes

**ipea** Instituto de Pesquisa  
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada ao Ministério da Economia, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiros – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

**Presidente**

**CARLOS VON DOELLINGER**

**Diretor de Desenvolvimento Institucional**  
**MANOEL RODRIGUES JUNIOR**

**Diretora de Estudos e Políticas do Estado,  
das Instituições e da Democracia**  
**FLÁVIA DE HOLANDA SCHMIDT**

**Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas**  
**JOSÉ RONALDO DE CASTRO SOUZA JÚNIOR**

**Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais**  
**NILO LUIZ SACCARO JÚNIOR**

**Diretor de Estudos e Políticas Setoriais de  
Inovação e Infraestrutura**  
**ANDRÉ TORTATO RAUEN**

**Diretora de Estudos e Políticas Sociais**  
**LENITA MARIA TURCHI**

**Diretor de Estudos e Relações Econômicas e  
Políticas Internacionais**  
**IVAN TIAGO MACHADO OLIVEIRA**

**Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação**  
**ANDRÉ REIS DINIZ**

**OUVIDORIA:** <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>  
**URL:** <http://www.ipea.gov.br>

## Texto para Discussão

Publicação seriada que divulga resultados de estudos e pesquisas em desenvolvimento pelo Ipea com o objetivo de fomentar o debate e oferecer subsídios à formulação e avaliação de políticas públicas.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2022

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-

ISSN 1415-4765

1. Brasil. 2. Aspectos Econômicos. 3. Aspectos Sociais.  
I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.908

As publicações do Ipea estão disponíveis para *download* gratuito nos formatos PDF (todas) e EPUB (livros e periódicos).  
Acesse: <http://www.ipea.gov.br/portal/publicacoes>

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

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

JEL: E22; H54.

DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/td2737>

# SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO .....	6
2 CONTABILIDADE DO CRESCIMENTO: DO MODELO MACROECONÔMICO À ESTIMAÇÃO ECONOMÉTRICA .....	8
3 OUTRAS ABORDAGENS EMPÍRICAS .....	11
4 COMO MEDIR O CAPITAL PÚBLICO? .....	14
5 ALGUNS RESULTADOS ANTERIORES .....	15
6 É POSSÍVEL ESTIMAR DIRETAMENTE A RELAÇÃO ENTRE INFRAESTRUTURA E CRESCIMENTO PARA O BRASIL? .....	17
7 METANÁLISE E SEUS RESULTADOS EMPÍRICOS .....	19
8 COMENTÁRIOS FINAIS .....	30
REFERÊNCIAS .....	31
APÊNDICE A .....	34

## SINOPSE

A infraestrutura é tradicionalmente considerada uma condição necessária para o desenvolvimento econômico de um país. No entanto, a despeito de tantos argumentos em favor da importância da infraestrutura para a produtividade, o crescimento e o bem-estar, a literatura empírica sobre o impacto da infraestrutura não é livre de controvérsias. Este estudo traz, primeiramente, uma revisão sistemática da literatura sobre modelos empíricos de crescimento que incorporam infraestrutura entre seus fatores de produção. A partir disso, realiza-se uma metanálise desses artigos, baseada em uma técnica conhecida como metarregressão. A metarregressão compreendeu 52 parâmetros em 41 artigos que utilizam metodologia comparável entre 1983 e 2006, e provê elasticidades do produto em relação ao capital público que variam de 13,0% a 17,1% (com média simples de 15,9%).

**Palavras-chave:** infraestrutura; capital público; investimento público; elasticidade; metanálise; metarregressão.

## ABSTRACT

Infrastructure is traditionally considered a necessary condition for a country's economic development. However, despite so many arguments in favor of the importance of infrastructure for productivity, growth and welfare, the empirical literature on the impact of infrastructure is controversial. This article first presents a systematic review of the literature on empirical growth models that incorporate infrastructure among their production factors. From this, a meta-analysis of these articles is carried out, based on a technique known as meta-regression. The meta-regression comprised 52 parameters in 41 articles that use a comparable methodology between 1983 and 2006, and provides public capital elasticities ranging from 13.0% to 17.1% (with a sample average of 15.9%).

**Keywords:** infrastructure; public capital; public investment; elasticity; meta-analysis; metaregression.

## 1 INTRODUÇÃO

A infraestrutura, compreendida como todo o sistema de transportes, eletricidade, telecomunicações, água e saneamento, é tradicionalmente considerada uma condição necessária para o desenvolvimento econômico de um país. Afinal, é a infraestrutura que conecta os bens e os serviços entre produtores e consumidores, possibilita firmas acessarem com mais eficiência seus itens de consumo intermediário, cria mercados e viabiliza a mudança tecnológica.

Segundo teorias de desenvolvimento econômico, do lado da produção, o sistema de infraestrutura tem sinergias com o capital e com o trabalho, podendo inclusive apresentar externalidades (*spillovers*) não necessariamente capturadas por mecanismos de preços. Do lado das famílias, a infraestrutura conecta tanto as próprias famílias entre si quanto os consumidores aos produtores com maior eficiência e redução de custo. Em muitos casos, as melhores condições de infraestrutura geram ganhos de bem-estar que não estão necessariamente associados a crescimento econômico (Prud'homme, 2005).

No entanto, a despeito de tantos argumentos intuitivos e teóricos em favor da importância da infraestrutura para a produtividade, o crescimento e o bem-estar, a literatura empírica sobre o impacto da infraestrutura não é livre de controvérsias. Tais controvérsias surgem devido a problemas como simultaneidade entre produto e infraestrutura, efeitos de rede, problemas na forma de mensuração do estoque de capital público, especificação do modelo, distinção se os efeitos são permanentes ou temporários, estratégia empírica, amostra, enfim, fatores que do ponto de vista empírico afetam a resposta à pergunta: afinal, o quanto infraestrutura importa para o crescimento econômico e produtividade?

Entre as diversas maneiras de se modelar a relação entre crescimento e infraestrutura, há uma de especial interesse para o Ipea, pois ela se comunica diretamente com o modelo utilizado para os cenários macroeconômicos elaborados pela instituição, tal qual exposto em Cavalcanti e Souza Júnior (2018). Trata-se da vertente da literatura que parte de contabilidade do crescimento (*growth accounting*) ou de funções de produção, explicitando o papel da infraestrutura em funções do tipo Cobb-Douglas, para a partir daí derivar equações econométricas estimáveis. Desse modo, há especial interesse em saber a elasticidade da função de produção em relação ao estoque ou investimento em infraestrutura, para a parametrização do modelo de cenários macroeconômicos.

Assim, este estudo traz, primeiramente, uma revisão sistemática da literatura sobre modelos empíricos de crescimento que incorporam infraestrutura entre seus fatores de produção. A partir disso, realiza-se uma metanálise desses artigos, baseada em uma técnica conhecida como metarregressão.

**TEXTO para DISCUSSÃO**

Uma revisão sistemática da literatura é um tipo de estudo científico que visa reunir os estudos relevantes sobre uma questão de pesquisa claramente formulada. Em nosso caso, queremos encontrar estimativas do parâmetro  $Y$ , qual seja, a elasticidade da infraestrutura em uma função de produção agregada do tipo Cobb-Douglas  $Y_t = A_t G_t^\gamma K_t^\beta L_t^\alpha$ , em que  $A$ ,  $K$  e  $L$  são a produtividade total dos fatores, capital e trabalho, respectivamente, e  $G$  é o estoque de infraestrutura. A ideia é mapear uma rede de artigos citados sobre o mesmo tema, os quais utilizem metodologias comparáveis ao problema de pesquisa de interesse.

Já a metanálise é uma técnica de pesquisa que integra os resultados de estudos independentes sobre uma mesma questão de pesquisa, combinando, em medidas-resumo (média, mediana etc.), os resultados de tais estudos. A metarregressão nada mais é a aplicação de métodos de regressão para a extração dessas medidas-resumo. Como será discutido, estimar tal parâmetro a partir de dados brasileiros seria possível, mas enfrentaria certamente diversos problemas já previstos pela literatura. Associada a uma revisão sistemática da literatura, a metanálise parece, portanto, uma técnica bem adequada ao problema de pesquisa em tela: por que não aproveitar, para o caso brasileiro, as estimativas feitas em diversos outros artigos ao redor do mundo a fim de parametrizar o modelo de cenários macroeconômicos?

A metarregressão compreendeu 52 parâmetros em 41 artigos que utilizam metodologia comparável entre 1983 e 2006, e há dois tipos de estimativa: i) não ponderada, que leva em conta o país, a data do artigo, o viés de publicação e a técnica econométrica; e ii) ponderada, cujo peso considera a relevância bibliométrica, a distância do país em questão em termos de renda *per capita* por paridade do poder de compra (PPC) para o Brasil e a distância no tempo em relação aos dias atuais.

Este artigo se divide em sete seções, além desta introdução. A seção 2 traz a derivação da função macroeconômica em uma equação econométrica estimável em um modelo de contabilidade de crescimento, e discute suas limitações. A seção 3 aponta brevemente alternativas metodológicas, tais como abordagens baseadas em funções custo e modelos vetoriais autorregressivos (VAR) e assemelhados. A seção 4 discute alguns desafios práticos, a exemplo da mensuração do estoque de capital público. A seção 5 debate os resultados anteriores da literatura, enquanto a seção 6 aborda alguns resultados para o Brasil e a possibilidade de se estimar um modelo exclusivo para o país, com suas possíveis limitações. Por seu turno, a seção 7, a principal, traz os resultados da metarregressão. Finalmente, a seção 8 apresenta as considerações finais.

## 2 CONTABILIDADE DO CRESCIMENTO: DO MODELO MACROECONÔMICO À ESTIMAÇÃO ECONÔMETRICA

O modelo considerado seminal é o de Aschauer (1989), devido não apenas à anterioridade, mas à relevância que o artigo teve para essa literatura. Motivado pela necessidade de explicar a queda no crescimento da produtividade dos Estados Unidos nos anos 1970, Aschauer (1989) utilizou um modelo de contabilidade do crescimento com infraestrutura e concluiu que boa parte dessa queda pôde ser atribuída à redução nos investimentos em infraestrutura naquele país.

Matematicamente, a estrutura original do modelo era a seguinte. Seja uma função macroeconômica Cobb-Douglas ampliada para incorporar o capital público, na forma:

$$Y_t = A_t f(L_t, K_t, G_t), \quad (1)$$

em que  $Y$  é o produto;  $L$ , o trabalho;  $K$ , o capital privado;  $G$ , uma medida do capital público; e  $A$ , uma medida de produtividade ou choque tecnológico Hicks neutro. O subscrito  $t$  representa o tempo. Em *logs*, temos:

$$y_t = a_t + e_l l_t + e_k k_t + e_g g_t, \quad (2)$$

em que as variáveis em minúsculo são os *logs* dos fatores de produção e  $e_i$  são as elasticidades correspondentes. Supondo rendimentos constantes de escala nos fatores de produção trabalho e capital privado, isto é,  $e_l + e_k = 1$  (fatores pagos de acordo com a produtividade marginal), mas que a função exiba retornos crescentes de escala devido aos serviços governamentais, podemos reescrever (2) da seguinte forma:

$$y_t - k_t = a_t + e_l(l_t - k_t) + e_g g_t, \quad (3)$$

$$p_t = y_t - \pi_l l_t - \pi_k k_t = a_t + e_g g_t. \quad (4)$$

A equação (4) é uma equação de produtividade total dos fatores, na qual ela, por definição, é igual à parte do produto não explicada por fatores de produção e materiais ( $\pi_l$  é igual à parcela do trabalho e capital, respectivamente, na renda); porém, o interessante é sua relação com o capital público.

Entretanto, Aschauer (1989) atenta para a possibilidade de possíveis efeitos de congestão entre capital público e privado que possam tornar a hipótese de retornos crescentes inapropriada. Neste caso, seria interessante a introdução de um termo de "desconto"  $k_t$  na variável  $g_t$ . Analogamente, o

## TEXTO para DISCUSSÃO

autor sugere um “desconto” também para a equação (4), de forma que, para retornos constantes de escala, temos as especificações:

$$y_t - k_t = a_t + e_l(l_t - k_t) + e_g(g_t - k_t), \quad (5)$$

$$p_t = a_t + e_g(g_t - \pi_l l_t - \pi_k k_t), \quad (6)$$

sendo, portanto, (3) e (4) casos especiais de (5) e (6) em que tal desconto não existe – Aschauer (1989) testa as especificações em seu artigo. Enfim, adicionando um termo de tendência ao parâmetro de tecnologia e corrigindo pela utilização de capacidade, temos as seguintes equações estimáveis econometricamente:

$$y_t - k_t = a_0 + a_1 * t + a_2 * (l_t - k_t) + a_3 * (g_t - k_t) + a_4 * cu_t + \epsilon_t, \quad (7)$$

e

$$p_t = b_0 + b_1 * t + b_2 * (g_t - \pi_k k_t - \pi_l l_t) + b_3 * cu_t + \epsilon_t, \quad (8)$$

em que as variáveis minúsculas são definidas como anteriormente,  $p$  é a produtividade total dos fatores – calculada pela diferença tal qual na equação (4) – e  $cu$  é a capacidade de utilização. O subscrito  $t$  é o tempo, porque o modelo utilizado é uma série anual para a economia americana. Assim, a primeira equação relaciona a razão produto por capital com o estoque de capital público, e a segunda equação faz a mesma relação com a produtividade.

O controle pela capacidade de utilização serve para conter o efeito de ciclo econômico e é sempre significativo em todos os modelos, e o controle pelas parcelas de capital e trabalho no modelo (7) serve para testar se há retornos crescentes de escala na relação entre capital público e produtividade (caso os coeficientes associados a  $-\pi_l l_t - \pi_k k_t$  fossem iguais a zero), hipótese que é rejeitada de acordo com níveis de confiança tradicionais. Portanto, há efeitos de congestão entre capital público e privado.

Usando dados anuais de todos os setores para os Estados Unidos entre 1949 e 1985 (37 observações) e correção por autocorrelação serial, Aschauer (1989) encontrou elasticidade de 35% tanto na função de produção quanto na função de produtividade. Dada tal elasticidade, o autor concluiu que boa parte da queda no crescimento da produtividade norte-americana nos anos 1970 se deveu à queda nos investimentos em infraestrutura; e, mais ainda, observou que outros países do G7, sobretudo o Japão, conseguiram manter elevados níveis de crescimento da produtividade justamente porque sustentaram seus investimentos neste setor.

Tal elasticidade é considerada alta. Já em 1990, em um seminário no Federal Reserve Bank of Boston, pesquisadores como Aaron (1990), Munnell (1990), e, posteriormente, de maneira mais incisiva, Gramlich (1994) e Holtz-Eakin e Schwartz (1995) apontaram que essa elasticidade seria implausível na prática. Primeiro, porque ela levaria a um paradoxo lógico: com um retorno tão alto, por que o capital não estaria fluindo para investimentos públicos, sendo o problema apontado por Aschauer exatamente o oposto? Segundo, porque, conforme apontado por Gramlich (1994), a partir da equação (1), a produtividade marginal implícita do capital é dada por:

$$\gamma = \frac{\partial f(L,K,G)}{\partial G} \frac{G}{Y}, \quad (9)$$

em que  $\gamma$  é a elasticidade da infraestrutura. Com uma relação capital público/produto em torno de 50% entre 1970 e 1990, uma elasticidade em torno de 35% implicaria uma produtividade marginal do capital público  $\frac{\partial f(L,K,G)}{\partial G}$  em torno de 100% ou mais, ou seja, o capital público se pagaria socialmente em termos de produto em um ano ou menos.

Uma possível causa de elasticidades tão altas seja a endogeneidade. Há várias fontes de endogeneidade possíveis. A primeira é que, se considerarmos que o capital depende de investimentos, e se esse, por sua vez, depender de uma função poupança, em última instância, o capital será função da renda. Matematicamente, sejam  $s$  a propensão marginal a poupar e  $d$ , a taxa de depreciação:

$$\Delta K_t = sY_t - dK_t, \quad (10)$$

e, em estado estacionário,

$$K_t = \frac{sY_t}{d}. \quad (10.1)$$

O mesmo pode ser dito sobre a relação entre capital público e renda, se considerarmos que o capital público é financiado por impostos.

A segunda fonte de endogeneidade é que o próprio investimento em infraestrutura é um componente do produto, de forma que esses investimentos automaticamente aumentam a demanda agregada sem necessariamente terem nada a ver com produtividade ou oferta agregada no curto prazo (Prud'homme, 2005; Gramlich, 1994). Em séries temporais – como no caso do artigo de Aschauer (1989) –, some a isso o problema das tendências comuns e uma questão fundamental de causalidade: afinal, é a infraestrutura que impulsiona o produto ou o crescimento econômico que demanda mais infraestrutura?

Diversos autores fizeram adaptações a esse modelo para formas funcionais menos rígidas, como uso de funções *translog*; outros incorporam a possibilidade de competição imperfeita (*mark-ups*, ou preços acima do custo marginal). Estratégias mais radicais para lidar com essas críticas envolvem métodos de equações simultâneas e variáveis instrumentais.

O aumento de amostra a partir de dados em painel tem sido uma alternativa em diversos estudos, mais frequentemente com dados estaduais ou regionais dentro de um mesmo país (seção 6). Holtz-Eakin e Schwartz (1994) notam que, do ponto de vista teórico, o uso de dados no nível estadual torna a hipótese de tecnologia similar mais plausível, e as instituições e os gostos dos consumidores não variam tanto entre os estados, além de permitirem um aumento considerável de amostra.

Como será discutido na seção 7, esses estudos em painel realmente tendem a reduzir os parâmetros de externalidades de infraestrutura – um possível indicador de redução da endogeneidade. Contudo, há três problemas fundamentais. O primeiro é a mobilidade praticamente livre de fatores de produção. O segundo é confundir um possível efeito de diferenças intrínsecas de produtividade entre as regiões com diferenças de estoque de infraestrutura. O terceiro é que essas estimativas desconsideram prováveis externalidades de infraestrutura de uma região para a outra (Gramlich, 1994).<sup>1</sup>

Outras críticas recorrentes a esse tipo de abordagem são de que a modelagem sofre de um viés intrínseco de omissão de variáveis, ou que o processo de decisão ou alocação de capital público está longe de obedecer apenas a regras de otimização econômica, estando sujeito também a cálculos políticos. Outro ponto é que boa parte do capital de infraestrutura pode não ser voltado para atividades produtivas *per se*, tais como equipamentos de recreação, o que gera uma interessante discussão sobre em que consiste o capital público.

### 3 OUTRAS ABORDAGENS EMPÍRICAS

Embora não seja o foco deste trabalho, outras abordagens empíricas surgiram para dar conta das críticas dirigidas à contabilidade do crescimento mais direta. Esta seção fará um breve comentário sobre essas abordagens.

---

1. Nesse sentido, Bom e Ligthart (2014) notam que pesquisadores os quais utilizam séries temporais argumentam que seus parâmetros são mais elevados justamente porque consideram esses efeitos externalidades.

Sem intenção de importância ou temporalidade, a primeira abordagem é aquela que Sturm, Kuper e de Haan (1998) chamam de *custos* ou *comportamental*. Em suma, trata-se de uma abordagem empírica micro-fundamentada, na qual se buscam dados que permitam resolver o problema dual das firmas de minimização de custos ou maximização de lucros:

$$\min C_t(p_t^i, A_t, Q_t, G_t) = \min_{q_t^i} \sum_i p_t^i q_t^i$$

s.a.

$$Q_t = f(q_t^i, A_t, G_t), \quad (11)$$

ou

$$\max \pi_t(p_t^i, p_t^Q, A_t, Q_t, G_t) = \max_{Q_t} p_t^Q Q_t - \sum_i p_t^i q_t^i$$

s.a.

$$Q_t = f(q_t^i, A_t, G_t), \quad (12)$$

sendo os subscritos  $i$ ,  $q$ , e  $t$  referentes a insumos, produto e tempo, respectivamente. Nas equações, o problema dual das firmas se resume, portanto, a minimizar custos ou maximizar lucros sujeitos a um determinado nível de produto, sendo os preços de insumos e de produtos determinados exogenamente. Por sua vez, as variáveis de decisão são as quantidades de insumos a utilizar e, por consequência, a quantidade produzida, dada a função de produção. O sistema geralmente é resolvido por uma aproximação de Taylor de segunda ordem como uma *translog* ou da função generalizada de Leontief (Sturm, Kuper e de Haan, 1998).

O interessante dessa abordagem é que, além da estimação de diversas elasticidades, ela permite estimar o preço-sombra do capital público e, por consequência, seu nível desejado no longo prazo. Portanto, em tese, é possível fazer uma avaliação se há insuficiência ou excesso na provisão de capital público no curto prazo, muito embora este benefício necessite ser confrontado com outra medida fruto de extenso debate na literatura: o custo marginal do capital público.

As vantagens da abordagem são diretas. A ligação com a teoria econômica é clara, as formas funcionais podem ser bem mais flexíveis e a questão do viés de simultaneidade é tratado adequadamente, uma vez que produtos e insumos – entre eles o capital público – não são mais tratados como exógenos entre si, por definição. Como resultados, Sturm, Kuper e de Haan (1998) e Romp e

**TEXTO para DISCUSSÃO**

de Haan (2005) reportam que, em geral, o capital público reduz o custo do setor privado ou aumenta o seu lucro, mas os efeitos são sensivelmente menores do que os reportados pela abordagem de contabilidade do crescimento, e costumam ser heterogêneos entre os setores e as regiões.

Contudo, essas vantagens impõem custos econométricos. As bases de dados necessárias para levar a cabo uma estratégia empírica como essa precisam ser grandes e ter uma estrutura muito mais complexa. Além disso, há uma quantidade bem maior de parâmetros a serem estimados, e muitos deles podem ser colineares porque são produtos cruzados uns dos outros. A base de dados não só precisa ser grande como precisa ter bastante variabilidade, para evitar multicolinearidade entre as variáveis. Em resumo, aquilo que é a maior vantagem da abordagem impõe também seu maior problema: a flexibilidade da forma funcional exige bases de dados extensas e complexas (Sturm, Kuper e de Haan, 1998).

Dados os problemas intrínsecos com respeito a séries temporais, a evolução das técnicas econométricas permitiu que testes de cointegração e funções de impulso-resposta em modelagens de VAR e assemelhados fossem incorporados ao repertório de técnicas de testes da relação entre crescimento e capital público. Essas técnicas têm, de fato, a vantagem de dar o tratamento correto aos problemas de autocorrelação das séries, cointegração e outros problemas típicos de séries temporais; porém, padecem das mesmas críticas gerais dirigidas a essas abordagens, quais sejam: tipicamente, são abordagens ateóricas, de forma funcional mais livre, e as elasticidades obtidas dessas estimativas não são comparáveis a outras técnicas econométricas. De todo modo, a maioria dos estudos indica haver uma relação positiva ou adicionalidade (*crowding in*) entre investimento público e investimento privado no longo prazo.

O desenvolvimento de bases de dados ao redor do mundo também permitiu que fossem feitas estimativas entre países (*cross-country*), ou mesmo painéis de países. Ainda que raras devido à disponibilidade de dados, essas estimativas têm a óbvia vantagem de incorporar maior heterogeneidade para a amostra, além de derivar algumas implicações de políticas por nível de desenvolvimento dos países. O problema é que essa heterogeneidade da amostra pode gerar uma heterogeneidade estrutural ao modelo e uma incerteza com respeito aos parâmetros, o que costuma ser uma crítica a esse tipo de abordagem. Esta é conhecida também por regressões de Barro (Barro *regressions*), devido aos estudos seminais de Robert Barro no início dos anos 1990.

Muitos desses estudos estavam em verdade preocupados com a convergência de renda, isto é, em que medida o nível inicial de renda *per capita* indicaria a velocidade da taxa de crescimento da renda *per capita*: se o parâmetro  $\beta$  associado a essa variável fosse negativo e significativo, em realidade aqueles países com níveis de renda *per capita* mais baixo tenderiam a crescer mais rápido, tudo mais constante. Contudo, um desses condicionantes dessa convergência era exatamente o

estoque de investimento público, e, a esse respeito, os resultados indicam que o investimento público eleva o crescimento da renda *per capita* na maioria dos estudos, ainda que tais estudos não sejam numerosos (Romp e de Haan, 2005).

#### 4 COMO MEDIR O CAPITAL PÚBLICO?

O que é capital público? A resposta é longe do trivial. Alguém pode argumentar que é todo capital utilizado para a prestação de serviços públicos. Neste caso, o capital público poderia estar inclusive sob posse privada (por exemplo, estradas e saneamento, que podem ser concedidos). No limite, até a parte do capital humano de professores e médicos poderia ser considerado capital público, segundo essa abordagem (Gramlich, 1994).

Uma abordagem menos controversa é considerar todo o estoque de capital sob posse do setor público, excluindo estruturas e equipamentos militares. Contudo, ainda assim há equipamentos sociais tão diversos quanto parques naturais, equipamentos culturais, hospitais, portos e ferrovias. Por isso, vários autores abandonam o conceito de posse do capital e trabalham com o conceito de infraestrutura central (*core infrastructure*), composta basicamente por estradas, ferrovias, portos, aeroportos, energia e saneamento, por entenderem que este tipo de capital está mais relacionado à produção do que outros.<sup>2</sup> Empiricamente, a elasticidade associada à infraestrutura central é maior do que a infraestrutura geral, quando é possível diferenciar as duas.

Definido o escopo do capital de infraestrutura, há a dificuldade de estimar os valores monetários desse estoque desse capital. É praticamente impossível achar todas as informações em somente uma fonte. Todos os artigos analisados utilizaram bases de dados de diversas fontes como empresas estatais, ministérios e agências regulatórias, e é também comum contar com estimativas prévias de pesquisadores individuais. Outro método, mais sofisticado e empregado por Hulten, Bennathan e Srinivasan (2006), consistiu em mensurar o estoque físico de estradas e de capacidade de geração de energia e arbitrar o custo desse estoque, utilizando, por exemplo, parâmetros do manual de projetos do Banco Mundial para custo por quilômetro e custo por megawatt.

Tecnicamente, o que geralmente é feito é estabelecer um nível de estoque de capital inicial e, levando em conta os níveis de investimento e fazendo hipóteses sobre depreciação, utilizar o método de inventário perpétuo. Entretanto, a vida útil dos diferentes tipos de capital, por suposto, é

---

2. Prud'homme (2005) faz a distinção entre infraestrutura central (equivalente a estradas, ferrovias, saneamento, portos, aeroportos, energia, telecomunicações etc.) e infraestrutura social (escolas, hospitais, equipamentos sociais e outros).

muito diferente – compare-se, por exemplo, uma rodovia com uma estação de tratamento de água. Logo, se em teoria o método de inventário perpétuo parece uma solução simples, na prática há o problema em arbitrar as taxas de depreciação. Ainda, em países em desenvolvimento, a carência de séries de dados mais longas sobre estoques de capital público é a regra.

Outra questão diz respeito aos deflatores. É preciso escolher os deflatores dos bens de capital públicos e privados com muita cautela, principalmente em países que enfrentaram experiências de hiperinflação seguidas por planos de estabilização combinadas com abertura econômica, pois isso pode afetar artificialmente o padrão de crescimento da produtividade por um efeito exclusivamente monetário. Questões relativas ao uso de critérios de fim ou meio de período também merecem atenção (Hulten, Bennathan e Srinivasan, 2006).

Pesando esses fatores, alguns autores defendem o uso de medidas físicas de capital em modelos estatísticos em vez de medidas monetárias (Romp e de Haan, 2005). As razões são as seguintes: i) os preços do capital público variam bastante entre os países, ou mesmo em alguns casos o mercado não é perfeito para esses bens; e ii) o custo das obras pode não ser o custo economicamente eficiente. Além disso, pouco importa quem provê a infraestrutura, basta que ela esteja disponível para os usuários. Porém, até mesmo essa abordagem tem seus problemas, pois choques tecnológicos afetam a produtividade marginal de diferentes safras de capital (*state-of-art capital versus vintage capital*) e é muito difícil capturar efeitos de rede essenciais para certos tipos de infraestrutura – por exemplo, transporte e energia. Em verdade, essa crítica se aplica a todas as medidas e modelagens referentes ao capital de infraestrutura.

Em um nível mais teórico, Prud'homme (2005) argumenta que os especialistas vêm prestando muita atenção aos investimentos e aos estoques de infraestrutura, quando em verdade o importante, do ponto de vista econômico, é o volume de uso e os serviços oferecidos pela infraestrutura. Em linha semelhante, Romp e de Haan (2005) reforçam a importância dos investimentos em manutenção a fim de manter o nível de serviço da infraestrutura existente, ainda que os incentivos políticos a esse tipo de investimento sejam menos perceptíveis.

## 5 ALGUNS RESULTADOS ANTERIORES

Gramlich (1994) fez um ensaio crítico sobre a relação entre os investimentos em infraestrutura e crescimento econômico. Tendo como pano de fundo a grande quantidade de artigos publicados desde o *paper* seminal de Aschauer (1989) e o debate à época de que haveria um subinvestimento em infraestrutura nos Estados Unidos, Gramlich (1994) debate criticamente essa questão ao revisar 51 artigos.

O artigo discute vários pontos metodológicos na literatura, muitos deles já discutidos aqui, e aponta bastantes fatos estilizados que indicam que, se o investimento em infraestrutura caiu ao longo do tempo, foi para acompanhar a queda na demanda por infraestrutura. Dois exemplos disso foram a construção da rede viária que, após meados dos anos 1970, já se encontrava consolidada, e a rede de escolas primárias, que acompanhou o padrão de crescimento da população em idade escolar. Em suma, não havia fatores que indicassem tal *deficit* de infraestrutura.

Sturm, Kuper e de Haan (1998) fizeram uma revisão muito compreensiva da literatura, analisando 97 referências, das quais 33 foram verificadas entre 1994 e 1998, e Romp e de Haan (2005) atualizaram o estudo anterior com 93 referências, das quais 59 foram analisadas a partir de 1998. Os artigos são bastantes semelhantes e cobrem essencialmente aspectos metodológicos, em especial vantagens e desvantagens das formas de estimação. Há uma clara predominância da abordagem de funções de produção/contabilidade do crescimento entre os artigos revisados.

A revisão de literatura de Straub (2008) tem por preocupação avaliar quantitativamente a relação entre infraestrutura e crescimento. Sem desconsiderar aspectos metodológicos, foram revisados trinta artigos e oitenta especificações econométricas diferentes. Os resultados podem ser sumarizados na tabela 1, a seguir.

**TABELA 1****Impacto da infraestrutura conforme o tipo de país e variável dependente**

(Em %)

	Resultados		
	Negativo e significante	Nulo	Positivo e significante
Tipo de país			
Desenvolvido	8,70	21,70	69,57
Em desenvolvimento	9,09	54,55	36,36
Misto	3,13	37,50	59,38
Variável dependente			
Produto	0,00	43,75	56,25
Crescimento do produto	16,67	29,17	54,17
Produtividade	25,00	25,00	50,00
Outros	0,00	0,00	100,00

Fonte: Straub (2008).

Obs.: Amostra de oitenta especificações em trinta artigos.

Como apontado na seção 1, a tabela 1 indica que o debate empírico não é consensual com respeito ao impacto positivo da infraestrutura sobre o produto, sobre o crescimento ou sobre a produtividade. Aliás, há algumas estimativas em que esse impacto é negativo. Outro ponto que merece destaque é que os efeitos positivos da infraestrutura são achados com mais frequência em países desenvolvidos do que em desenvolvimento, o que parece contraintuitivo à primeira vista.

Um fator que pode explicar esse fenômeno talvez seja um “efeito safra” de muitos artigos datados do início dos anos 1990 e referentes à economia americana, motivados pelo já comentado impacto que o artigo de Aschauer (1989) teve no debate público sobre os cortes de investimentos em infraestrutura. Devido à disponibilidade de dados, muitos desses artigos utilizavam bases de dados referentes aos anos dourados do pós-Segunda Guerra Mundial (*golden thirties*), período entre 1945-1973 caracterizado pelo alto crescimento combinado a uma onda de desenvolvimento da infraestrutura daquele país (principalmente rodoviário) e/ou a outras políticas macroeconômicas contemporâneas a esse desenvolvimento. Além disso, boa parte deles utilizava técnicas de séries temporais que não controlavam corretamente por endogeneidade. Como resultado, os parâmetros tenderam a ser mais altos.

Bom e Ligthart (2014) fizeram uma revisão de literatura com metarregressão, algo muito parecido com o que realizamos aqui. Os autores consideraram 578 estimativas de 68 estudos entre 1983 e 2008, e trinta variáveis moderadoras (controles) referentes a seis dimensões características dos estudos: tipos de dados, data do estudo, tipo de capital público, definição de produto, especificação do modelo e outras questões econométricas. A elasticidade média do parâmetro  $Y$  é de 0,106, sendo 0,083 para o curto prazo e 0,122 para o longo prazo (este resultado é obtido considerando variáveis mediadoras de modelos de cointegração). Mais detalhes sobre esse estudo surgirão na seção 7, quando serão comparadas as metodologias.

## **6 É POSSÍVEL ESTIMAR DIRETAMENTE A RELAÇÃO ENTRE INFRAESTRUTURA E CRESCIMENTO PARA O BRASIL?**

Como visto, no nível nacional, o ideal seria poder contar com séries temporais desagregadas por estado: elas não apenas aumentam a amostra, como permitem variabilidade suficiente para respostas a choques positivos ou negativos à economia, ajudam a reduzir a endogeneidade existente entre infraestrutura e crescimento/produtividade, problemas de simultaneidade com outras políticas macroeconômicas, entre outras vantagens.

No entanto esse tipo de informação desagregada no nível estadual não existe no Brasil. Não se dispõe de dados, de estoque de capital e de estoque de infraestrutura prontamente disponíveis em nível estadual. Os dados de infraestrutura até poderiam ser calculados de acordo com o método

proposto por Hulten, Bennathan e Srinivasan (2006), porém os dados de estoques de capital já não seriam facilmente recuperados: por exemplo, um critério *pro rata* inicial entre os estados causaria, já de largada, um enorme problema de endogeneidade no modelo. Até mesmo os dados de produção no nível estadual para períodos muito antigos são difíceis de encontrar.

Porém, seria possível fazer algo no nível nacional utilizando técnicas de séries temporais, pois existem estimativas bastantes razoáveis de estoque de capital, tal qual em Morandi e Reis (2004) entre 1950 e 2002, como também de estoque de infraestrutura, como já debatido em Frischtak e Mourão (2018) e Souza Júnior e Cornelio (2020), ambas prontamente disponíveis. Os dados de mão de obra viriam das pesquisas do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) sobre população economicamente ativa (PEA). Entretanto, é preciso estar ciente dos problemas que esses exercícios apresentam, em especial os relacionados a possível viés de simultaneidade e endogeneidade, conforme debatido anteriormente.

De fato, Ferreira e Malliagros (1998) fizeram um estudo cobrindo o período 1950-1995 utilizando técnicas de séries temporais. Os dados de estoque de capital público foram construídos a partir de dados de investimento de fontes oficiais e seguiram o método de inventário perpétuo, com taxas de depreciação de 6%, 8% e 10%. Os dados de capital privado foram tirados pela diferença da relação capital-produto e o capital em infraestrutura para o período. Foram definidos como infraestrutura os estoques de capital em transportes (rodoviário, aquaviário, ferroviário e aéreo), energia elétrica e transportes.

O teste de cointegração para o período indica que as séries do produto interno bruto (PIB) e o estoque de infraestrutura guardam uma relação de longo prazo, sem raiz unitária. A elasticidade do PIB em relação ao estoque de infraestrutura é relativamente alta: entre 0,55 e 0,61. Em relação aos investimentos em infraestrutura, a elasticidade é de 0,39. Os autores justificam essa elasticidade por uma possível não linearidade na relação entre capital em infraestrutura e PIB, omissão do estoque público estadual, ou efeito marginal mais alto no Brasil, devido a um estoque mais baixo em relação aos países desenvolvidos.<sup>3</sup>

Em termos desagregados, os investimentos com maior elasticidade individual são os em energia elétrica (0,68), seguidos por transportes (0,57) e telecomunicações (0,43). Quando se toma por medida de impacto a produtividade total dos fatores (PTF) no lugar do PIB, as elasticidades de longo prazo se situam em torno de 0,5, também muito altas tomando por referência o apontado

3. Os autores têm por referência os números de Aschauer (1989).

anteriormente. De toda sorte, conforme comentado, essas elasticidades não são diretamente comparáveis com as técnicas aqui revisadas, pois partem de metodologias completamente diferentes.

## 7 METANÁLISE E SEUS RESULTADOS EMPÍRICOS

A metanálise compreendeu 52 parâmetros em 41 artigos que utilizam a metodologia da contabilidade do crescimento, a partir de funções de produção entre 1983 e 2006. Estes artigos foram encontrados a partir da técnica de bola de neve (*snowballing*), na qual uma teia de citações de artigos é construída a partir das citações cruzadas até a exaustão. Os principais pontos de partida foram as revisões bibliográficas de Gramlich (1994), Sturm, Kuper e de Haan (1998), Straub (2008), Romp e de Haan (2005) e Bom e Lighthart (2014).

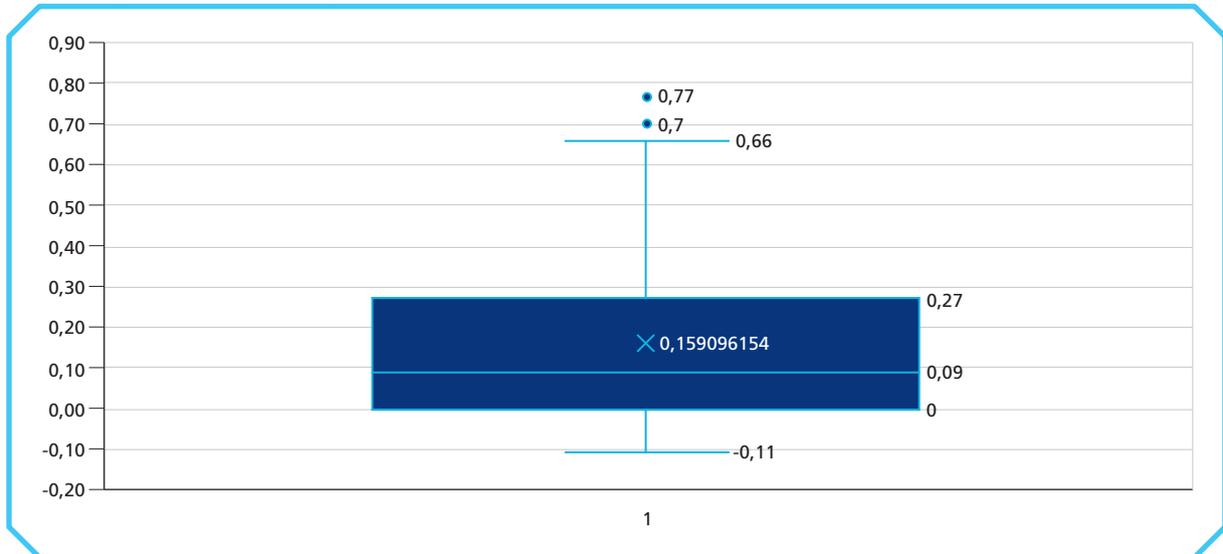
Em metarregressão existe um debate em aberto se é melhor utilizar todas as estimativas à disposição nos artigos ou apenas a principal estimativa. Enquanto Bom e Lighthart (2014) optam por incluir todas as estimativas à disposição, neste artigo preferimos incluir apenas a estimativa principal. O motivo é que consideramos que muitas estimativas dos artigos têm caráter meramente exploratório. Como temos interesse em um parâmetro mais definitivo, incluir muitas estimativas que são provisórias nos forçaria a arbitrar uma ponderação. Então, mesmo que isso signifique uma brutal redução de amostra, preferimos considerar apenas as principais estimativas, apontadas na maioria das vezes pelos próprios autores. Há mais estimativas do que artigos, porque alguns artigos se referem a mais de um país; nestes casos cada estimativa é contabilizada como um artigo diferente.

### 7.1 Estatísticas descritivas

Antes de passarmos para a metarregressão em si, as estatísticas descritivas dos parâmetros dos artigos dão conta que sua mediana é de 9,0%, a média é de 15,9%, com desvio-padrão de 20,7%. No entanto, há alguns *outliers*. Se os *outliers* apontados pelo diagrama de caixa do gráfico 1 forem desconsiderados, a média cai para 13,6% e a mediana para 7,0%. Ainda, o histograma do gráfico 2 mostra que, como há muitos artigos que não atingiram significância estatística (cujos parâmetros foram considerados zero para efeitos desse artigo, em um total de dezoito artigos), 42% dos parâmetros não são superiores a 4%.

**GRÁFICO 1**

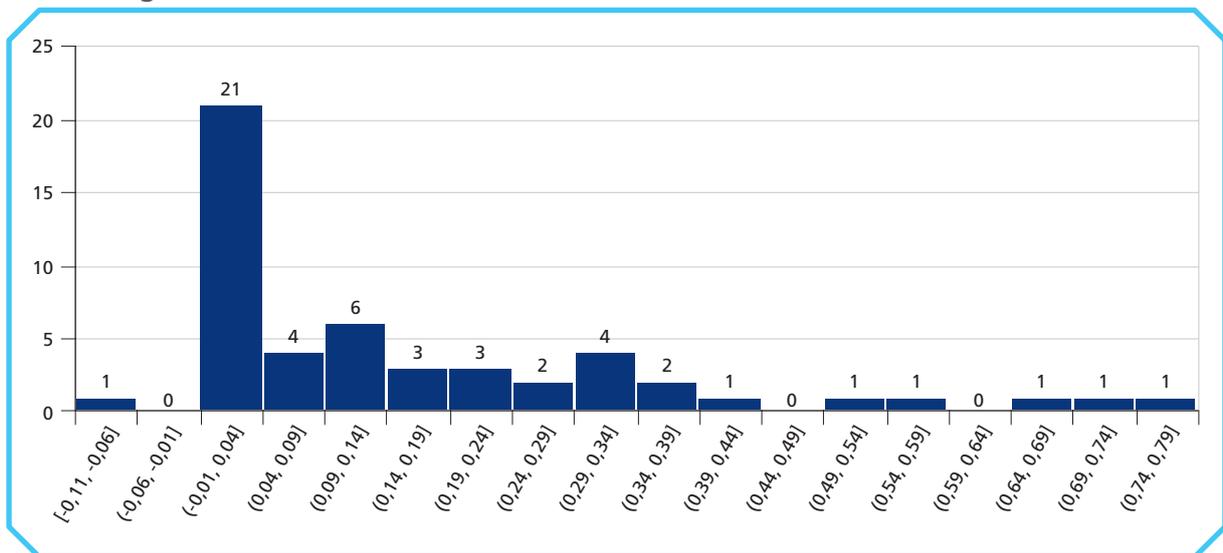
Diagrama de caixa para as elasticidades



Elaboração do autor.

**GRÁFICO 2**

Histograma das elasticidades



Elaboração do autor.

A tabela A.1 do apêndice A traz uma sistematização dos artigos revisados, com o tipo de amostra, a especificação (basicamente, Cobb-Douglas *versus* *translog*) e o número de citações (peso e diferença de renda PPC serão discutidos mais adiante). Estes aspectos ajudam a explicar a fonte de variação dos parâmetros, no sentido em que detectamos um padrão que é convergente às revisões de literatura comentadas na seção 4, conforme a seguir.

- 1) O *boom* de artigos do início dos anos 1990 nos Estados Unidos afeta a média final do parâmetro  $\gamma$ . De fato, 26 das 52 estimativas revisadas se referem aos Estados Unidos. Como muitos desses artigos geralmente utilizam técnicas de séries temporais e não controlam adequadamente pela endogeneidade, acabam enviesando o indicador para cima.
- 2) Há muita dificuldade para se encontrar artigos para países em desenvolvimento, ou países desenvolvidos de renda relativamente mais baixa.
- 3) Estimativas em painel tendem a apresentar parâmetros menores do que aquelas que utilizam séries temporais.

## 7.2 Metarregressão: sem peso

A metarregressão nada mais é do que uma regressão dos parâmetros observados sobre uma constante – que é exatamente a variável que estamos interessados, porque ela reflete o parâmetro médio – condicional a variáveis moderadoras, ou controles. Assim, analogamente a Bom e Ligthart (2014), nosso modelo assume a forma:

$$\gamma_i = \bar{\gamma} + \sum \phi_n D_{ni} + u_i, \quad (13)$$

em que  $\gamma_i$  é a elasticidade estimada do artigo  $i$ ;  $\bar{\gamma}$  é a constante do modelo, ou seja, o parâmetro médio de interesse;  $D_{ni}$  são as  $n$  variáveis moderadoras para o artigo  $i$ , associadas aos coeficientes  $\phi_n$ ; e  $u_i$  é o erro do modelo.

As variáveis moderadoras, todas variáveis binárias (*dummies*), estão elencadas a seguir.

- 1) Estados Unidos: variável que indica se o artigo se refere aos Estados Unidos ou não.
- 2) Não Cobb-Douglas: variável indicativa se o artigo utiliza uma especificação diferente da Cobb-Douglas tradicional.
- 3) Séries temporais: variável binária que sinaliza que o artigo utiliza dados de séries temporais, em detrimento a dados em painel. Neste caso, pelo escopo dessa revisão bibliográfica, cabe ressaltar que não se trata de artigos que utilizam técnicas específicas de séries temporais, como VAR, análise de cointegração, *vector error correction model* (VECM) etc., trata-se essencialmente de modelos do tipo mínimos quadrados com, no máximo, algum tipo de correção para autocorrelação serial (por exemplo, Durbin-Watson).
- 4) Artigos anteriores a 1995: variável que sinaliza se o artigo é anterior a 1995, considerado um ponto de corte para aplicação de técnicas econométricas mais modernas.
- 5) Periódicos: variável *dummy* indicativa se o artigo foi publicado em um periódico ou não. Do total de 52 parâmetros, 26 foram publicados em periódicos. Bom e Ligthart (2014) apontam para

um possível viés de publicação referente a esses parâmetros, viés este que tenderia a inflar o valor absoluto no sentido de garantir relevância prática e a significância estatística. Por isso, a decisão de incluir essa variável como um dos moderadores.

A análise de metarregressão aqui realizada não se resume a apenas um modelo; em verdade, foram estimados modelos com todas as combinações possíveis entre as variáveis moderadoras. Como há cinco variáveis, são 32 combinações possíveis – lembrando que um modelo sem nenhuma variável também é uma combinação e, nesse caso, a constante é exatamente a média de 15,9% ou 0,159.

Os resultados dos 32 modelos encontram-se na tabela 2. Percebe-se que o parâmetro  $\bar{\gamma}$  só não é significativo em um modelo estimado (o de número 23), e, contabilizando esta estimativa como sendo não diferente de zero estatisticamente, a média dos 32 coeficientes é de 17,1%, com desvio-padrão de 5,2% e mediana de 17,6%. De acordo com o gráfico 3, 50% dos coeficientes está entre 14% e 21%, e de fato o histograma desses coeficientes no gráfico 4 mostra uma distribuição bastante concentrada entre esses valores.

**TABELA 2**

**Metarregressões não ponderadas do parâmetro Y sobre as combinações das variáveis moderadoras: 32 modelos**

2A – Modelos 1 a 4

	Variável dependente: Y			
	1	2	3	4
Estados Unidos	-	-0,112* (0,056)	-	-
Não Cobb-Douglas	-	-	0,001 (0,069)	-
Séries temporais	-	-	-	0,101* (0,056)
=<1995	-	-	-	-
Periódico	-	-	-	-
$\bar{\gamma}$	0,159*** (0,029)	0,215*** (0,039)	0,159*** (0,033)	0,110*** (0,039)
Observações	52	52	52	52
R <sup>2</sup>	0,000	0,074	0,00001	0,061
Adjusted R <sup>2</sup>	0,000	0,056	-0,020	0,042
Residual Std, Error	0,207 (d.f. = 51)	0,201 (d.f. = 50)	0,209 (d.f. = 50)	0,202 (d.f. = 50)
F Statistic		4,017* (d.f. = 1; 50)	0,0003 (d.f. = 1; 50)	3,243* (d.f. = 1; 50)

## TEXTO para DISCUSSÃO

### 2B – Modelos 5 a 8

	Variável dependente: Y			
	5	6	7	8
Estados Unidos	-	-	-0,113* (0,056)	-0,101* (0,055)
Não Cobb-Douglas	-	-	0,013 (0,067)	-
Séries temporais	-	-	-	0,089 (0,055)
=<1995	-0,055 (0,063)	-	-	-
Periódico	-	-0,053 (0,057)	-	-
$\bar{Y}$	0,175*** (0,034)	0,186*** (0,041)	0,212*** (0,042)	0,167*** (0,049)
Observações	52	52	52	52
R <sup>2</sup>	0,015	0,017	0,075	0,121
Adjusted R <sup>2</sup>	-0,005	-0,003	0,037	0,085
Residual Std, Error	0,207 (d.f. = 50)	0,207 (d.f. = 50)	0,203 (d.f. = 49)	0,198 (d.f. = 49)
F Statistic	0,743 (d.f. = 1; 50)	0,851 (d.f. = 1; 50)	1,990 (d.f. = 2; 49)	3,383** (d.f. = 2; 49)

### 2C – Modelos 9 a 12

	Variável dependente: Y			
	9	10	11	12
Estados Unidos	-0,128** (0,057)	-0,107* (0,061)	-	-
Não Cobb-Douglas	-	-	0,048 (0,071)	0,011 (0,070)
Séries temporais	-	-	0,115* (0,060)	-
=<1995	-0,085 (0,062)	-	-	-0,056 (0,065)
Periódico	-	-0,012 (0,061)	-	-
$\bar{Y}$	0,247*** (0,046)	0,219*** (0,044)	0,093* (0,047)	0,173*** (0,037)

(Continua)

(Continuação)

	Variável dependente: Y			
	9	10	11	12
Observações	52	52	52	52
R <sup>2</sup>	0,108	0,075	0,070	0,015
Adjusted R <sup>2</sup>	0,071	0,037	0,032	-0,025
Residual Std, Error	0,199 (d.f. = 49)	0,203 (d.f. = 49)	0,203 (d.f. = 49)	0,209 (d.f. = 49)
F Statistic	2,962* (d.f. = 2; 49)	1,988 (d.f. = 2; 49)	1,832 (d.f. = 2; 49)	0,375 (d.f. = 2; 49)

## 2D – Modelos 13 a 16

	Variável dependente: Y			
	13	14	15	16
Estados Unidos	-0,104* (0,055)	-0,131** (0,057)	-0,107* (0,062)	-0,113* (0,058)
Não Cobb-Douglas	0,055 (0,070)	0,030 (0,067)	0,018 (0,070)	-
Séries temporais	0,105* (0,059)	-	-	0,069 (0,063)
=<1995	-	-0,090 (0,064)	-	-0,047 (0,071)
Periódico	-	-	-0,016 (0,064)	-
$\bar{y}$	0,148*** (0,055)	0,244*** (0,047)	0,216*** (0,045)	0,196*** (0,066)
Observações	52	52	52	52
R <sup>2</sup>	0,133	0,112	0,076	0,129
Adjusted R <sup>2</sup>	0,079	0,056	0,019	0,075
Residual Std, Error	0,198 (d.f. = 48)	0,201 (d.f. = 48)	0,205 (d.f. = 48)	0,199 (d.f. = 48)
F Statistic	2,449* (d.f. = 3; 48)	2,010 (d.f. = 3; 48)	1,322 (d.f. = 3; 48)	2,378* (d.f. = 3; 48)

## TEXTO para DISCUSSÃO

### 2E – Modelos 17 a 20

	Variável dependente: Y			
	17	18	19	20
Estados Unidos	-	-	-	-
Não Cobb-Douglas	0,020 (0,072)	-	-	-
Séries temporais	-	0,098 (0,063)	0,094 (0,058)	-
=<1995	-	-0,007 (0,070)	-	-0,057 (0,064)
Periódico	-0,058 (0,060)	-	-0,035 (0,058)	-0,055 (0,058)
$\bar{Y}$	0,183*** (0,042)	0,114** (0,052)	0,131** (0,052)	0,203*** (0,045)
Observações	52	52	52	52
R <sup>2</sup>	0,018	0,061	0,068	0,033
Adjusted R <sup>2</sup>	-0,022	0,023	0,030	-0,007
Residual Std, Error	0,209 (d.f. = 49)	0,204 (d.f. = 49)	0,204 (d.f. = 49)	0,207 (d.f. = 49)
F Statistic	0,456 (d.f. = 2; 49)	1,594 (d.f. = 2; 49)	1,784 (d.f. = 2; 49)	0,830 (d.f. = 2; 49)

### 2F – Modelos 21 a 24

	Variável dependente: Y			
	21	22	23	24
Estados Unidos	-0,103* (0,060)	-0,125** (0,062)	-	-
Não Cobb-Douglas	-	-	0,048 (0,072)	0,061 (0,074)
Séries temporais	0,090 (0,057)	-	0,112* (0,067)	0,110* (0,061)
=<1995	-	-0,084 (0,063)	-0,007 (0,070)	-
Periódico	0,004 (0,061)	-0,008 (0,061)	-	-0,046 (0,059)
$\bar{Y}$	0,165*** (0,055)	0,250*** (0,050)	0,096 (0,058)	0,115** (0,056)
Observações	52	52	52	52
R <sup>2</sup>	0,121	0,108	0,070	0,081
Adjusted R <sup>2</sup>	0,067	0,052	0,012	0,024
Residual Std, Error	0,200 (d.f. = 48)	0,201 (d.f. = 48)	0,206 (d.f. = 48)	0,204 (d.f. = 48)
F Statistic	2,211* (d.f. = 3; 48)	1,941 (d.f. = 3; 48)	1,200 (d.f. = 3; 48)	1,411 (d.f. = 3; 48)

## 2G – Modelos 25 a 28

	Variável dependente: Y			
	25	26	27	28
Estados Unidos	-	-	-0,116* (0,058)	-0,101* (0,060)
Não Cobb-Douglas	0,032 (0,073)	-	0,056 (0,070)	0,057 (0,072)
Séries temporais	-	0,089 (0,066)	0,085 (0,066)	0,105* (0,060)
=<1995	-0,062 (0,065)	-0,013 (0,071)	-0,049 (0,071)	-
Periódico	-0,063 (0,061)	-0,036 (0,059)	-	-0,007 (0,063)
$\bar{Y}$	0,201*** (0,046)	0,138** (0,066)	0,177** (0,070)	0,150** (0,058)
Observações	52	52	52	52
R <sup>2</sup>	0,037	0,069	0,141	0,133
Adjusted R <sup>2</sup>	-0,024	0,010	0,068	0,059
Residual Std, Error	0,209 (d.f. = 48)	0,206 (d.f. = 48)	0,200 (d.f. = 47)	0,201 (d.f. = 47)
F Statistic	0,608 (d.f. = 3; 48)	1,177 (d.f. = 3; 48)	1,932 (d.f. = 4; 47)	1,802 (d.f. = 4; 47)

## 2H – Modelos 29 a 32

	Variável dependente: Y			
	29	30	31	32
Estados Unidos	-0,125* (0,062)	-0,114* (0,063)	-	-0,112* (0,063)
Não Cobb-Douglas	0,035 (0,070)	-	0,062 (0,074)	0,059 (0,073)
Séries temporais	-	0,069 (0,065)	0,104 (0,068)	0,084 (0,067)
=<1995	-0,090 (0,065)	-0,047 (0,072)	-0,015 (0,071)	-0,049 (0,072)
Periódico	-0,016 (0,063)	0,002 (0,061)	-0,048 (0,061)	-0,009 (0,063)
$\bar{Y}$	0,248*** (0,050)	0,195*** (0,071)	0,123* (0,068)	0,180** (0,074)
Observações	52	52	52	52
R <sup>2</sup>	0,113	0,129	0,082	0,142
Adjusted R <sup>2</sup>	0,037	0,055	0,004	0,048
Residual Std, Error	0,203 (d.f. = 47)	0,201 (d.f. = 47)	0,206 (d.f. = 47)	0,202 (d.f. = 46)
F Statistic	1,495 (d.f. = 4; 47)	1,747 (d.f. = 4; 47)	1,049 (d.f. = 4; 47)	1,518 (d.f. = 5; 46)

Elaboração do autor.

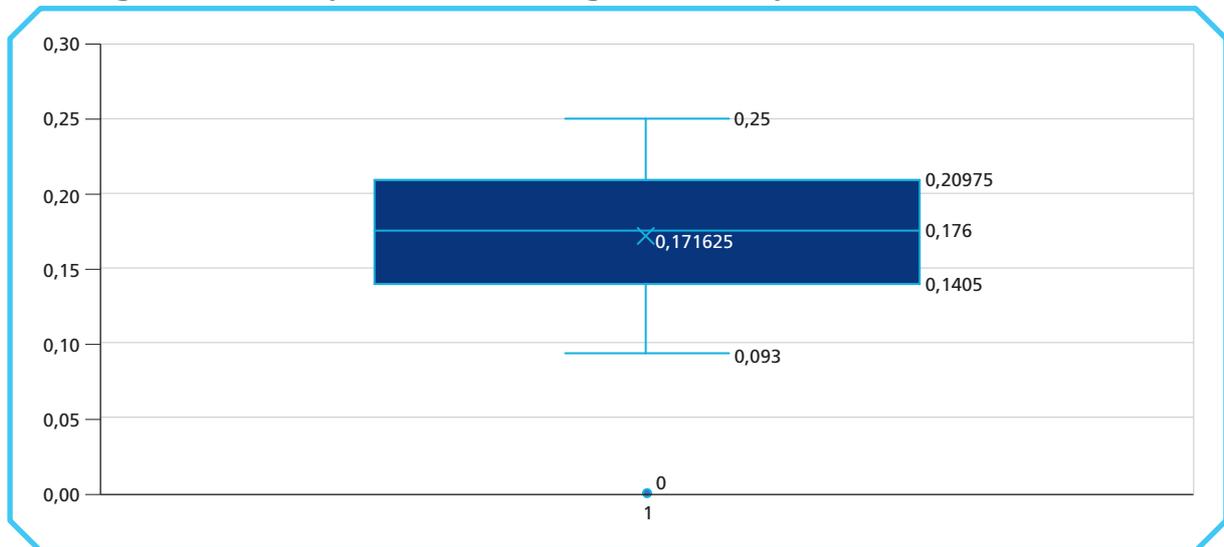
Obs.: 1. \*  $p < 0,1$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; e \*\*\*  $p < 0,01$ .

2. d.f. – graus de liberdade (*degrees of freedom*).

## TEXTO para DISCUSSÃO

### GRÁFICO 3

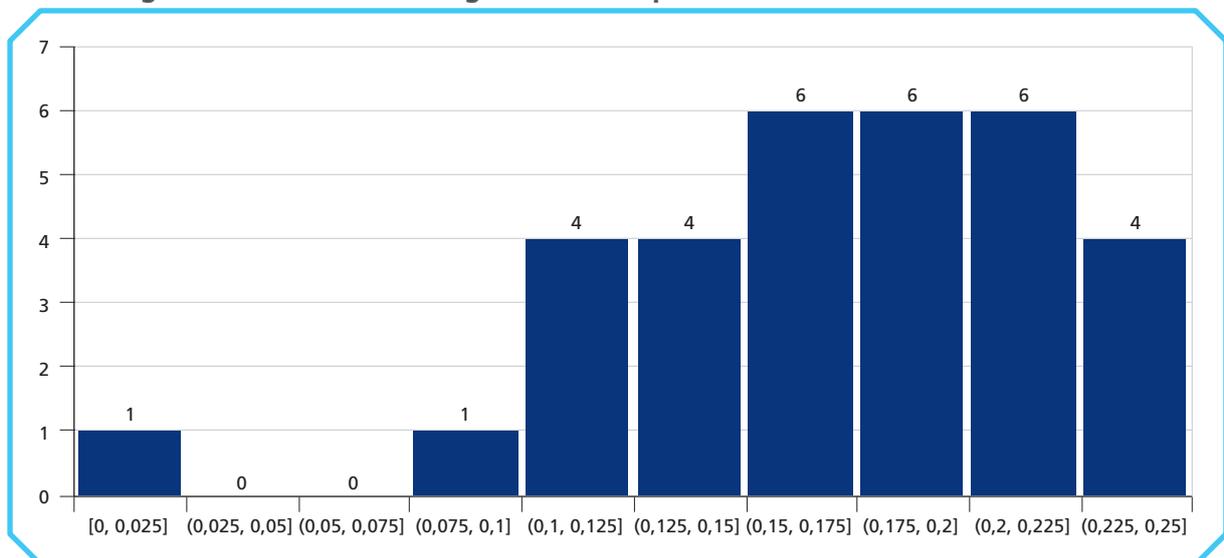
Diagrama de caixa para  $\bar{\gamma}$  das metarregressões sem peso



Elaboração do autor.

### GRÁFICO 4

Histograma de  $\bar{\gamma}$  das metarregressões sem peso



Elaboração do autor.

No que tange às variáveis moderadoras, cabe notar que nem a troca da especificação Cobb-Douglas por alternativas, nem a data do artigo, tampouco o fato de o artigo ser publicado em um periódico revisado por pares, tiveram qualquer influência sobre o parâmetro dos artigos considerados.

Por sua vez, como apontado em outras revisões de literatura, os artigos que utilizaram séries de tempo anuais sem o devido tratamento econométrico tenderam a apresentar elasticidades de infraestrutura mais elevadas em algumas das metarregressões (seis entre dezesseis). Nas metarregressões em que seu coeficiente associado foi significativo a pelo menos 10%, o uso de séries de tempo anuais acarretou um aumento no coeficiente em 11 pontos percentuais (p.p.) em média, tudo mais constante.

Outro ponto digno de nota é que o coeficiente associado aos Estados Unidos é negativo e significativo em todos os dezesseis modelos em que é considerado, reduzindo o impacto da infraestrutura em 11,3 p.p. Talvez isso sugira um impacto marginal menor, na média, dos investimentos em infraestrutura em um país seu estoque já é elevado. No modelo em que só existem a constante e a *dummy* dos Estados Unidos (modelo 2), a elasticidade da infraestrutura nos Estados Unidos é de 10,3%, enquanto no resto do mundo é de 21,5%.

### 7.3 Metarregressão: com peso

Uma forma alternativa de incorporar a informação sobre as diferentes características dos artigos é ponderá-los de forma diferente no modelo de regressão. Esta forma permite calibrar os artigos ao caso brasileiro, principalmente no que se refere à proximidade em termos de renda *per capita*. Nesse sentido, propõe-se um critério que leve em conta a relevância bibliométrica, a distância do país em termos de renda *per capita* em relação ao Brasil – afinal, queremos calibrar o parâmetro para o caso brasileiro e, quanto mais parecido com o Brasil, mais interessante – e à distância no tempo – quanto mais recente, mais relevante.

Assim, matematicamente, essa relevância, contemporaneidade e proximidade se expressam na fórmula:

$$w_i = \frac{1}{3} \frac{x_i - x_{\min}}{x_{\max} - x_{\min}} + \frac{1}{3} \frac{z_i - z_{\text{recente}}}{z_{+ \text{recente}} - z_{\text{recente}}} + \frac{1}{3} \frac{|y_{+ \text{próximo}} - y_{BR}|}{|y_i - y_{BR}|}, \quad (14)$$

em que  $x$  é o volume de citações;  $z$ , o último ano da base de dados utilizada no artigo; e  $y$ , a renda *per capita* (critério paridade do poder de compra, segundo Banco Mundial, em 2014) do país em questão.<sup>4</sup>

4. Uma lista atualizada dos países de acordo com seu PIB *per capita* ajustado pelo poder de compra pode ser encontrada em: <<https://bit.ly/3rj8Lt0>>.

## TEXTO para DISCUSSÃO

Desse modo, o peso máximo  $w_i$  de um artigo, que é 1, é teoricamente obtido pelo artigo mais citado da revisão, que utiliza a base de dados mais recente e que se refere ao país cuja renda *per capita* seja a mais parecida com a do Brasil. Para os artigos que continham estimativas para mais de um país, o indicador de citações foi mantido o mesmo para o artigo, mas as bases de dados e a renda *per capita* puderam variar. Os pesos dos artigos estão na tabela A.1 do apêndice A.

A metarregressão, nesse caso, tem menos variáveis mediadoras, porque de alguma forma o viés de publicação, a data do artigo e o país de referência já foram considerados nos pesos. Então restaram apenas as variáveis de técnicas estatísticas: não Cobb-Douglas e séries temporais. Os resultados da metarregressão estão na tabela 3 que contém apenas quatro modelos, frutos das quatro combinações possíveis. A média ponderada (primeiro modelo) indica que a elasticidade da infraestrutura é de 16,60%. A média dos coeficientes é de 12,97%. Novamente, tem-se que os modelos com séries anuais, sem o devido tratamento econométrico, tendem a magnificar as elasticidades de infraestrutura, em torno de 12,5 p.p. O fato de a modelagem não utilizar Cobb-Douglas não afeta o parâmetro, na média.

**TABELA 3**

**Metarregressões ponderadas do parâmetro  $\gamma$  sobre as combinações das variáveis moderadoras: quatro modelos**

	Variável dependente: $\gamma$			
	Parâmetros			
	1	2	3	4
Não Cobb-Douglas	-	0,008 (0,071)	-	0,059 (0,071)
Séries temporais	-	-	0,125** (0,055)	0,139** (0,058)
$\bar{\gamma}$	0,165*** (0,029)	0,163*** (0,032)	0,105*** (0,038)	0,086* (0,045)
Observações	52	52	52	52
R <sup>2</sup>	0,000	0,0003	0,093	0,105
Adjusted R <sup>2</sup>	0,000	-0,020	0,074	0,069
Residual Std, Error	0,127 (d.f. = 51)	0,128 (d.f. = 50)	0,122 (d.f. = 50)	0,122 (d.f. = 49)
F Statistic	-	0,014 (d.f. = 1; 50)	5,098** (d.f. = 1; 50)	2,879* (d.f. = 2; 49)

Elaboração do autor.

Obs.: \*  $p < 0,1$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; e \*\*\*  $p < 0,01$ .

## 8 COMENTÁRIOS FINAIS

Afinal, essas elasticidades são grandes ou pequenas? Uma boa ideia é, tendo por base a equação (9), calcular a produtividade marginal do capital em infraestrutura no Brasil caso adotássemos esses parâmetros dessa revisão da literatura, em diferentes cenários de estoque de capital em infraestrutura/PIB. Isso é feito na tabela 4.

**TABELA 4**

**Cenários de produto marginal do capital de infraestrutura**  
(Em %)

Estoque de capital (% do PIB)	Elasticidade de infraestrutura			
	9,0 (mediana simples)	15,9 (média simples)	17,1 (média metarregressão – sem peso)	13,0 (média metarregressão – com peso)
40,9% (Souza Júnior e Cornelio, 2020)	22,0	38,9	41,8	31,8
35% (Frischtak e Mourão, 2018)	25,7	45,4	48,9	37,1
53% (McKinsey, 2013 <i>apud</i> Frischtak e Mourão, 2018)	17,0	30,0	32,3	24,5

Elaboração do autor.

Percebe-se que, quanto maior a elasticidade, maior o produto marginal do capital, e como a produtividade marginal do capital é decrescente, quanto maior a relação capital/produto, menor a produtividade marginal. De fato, as produtividades marginais variam bastante, de 17% – cenário de maior relação capital/produto e menor elasticidade – 48,9%, cenário exatamente oposto.<sup>5</sup>

No entanto, entre as combinações anteriores, a preferida é a de estoque de capital de 40,9% do PIB de Souza Júnior e Cornelio (2020), por ser uma estimativa do Ipea que utiliza metodologia compatível com o modelo cenários macroeconômicos que este artigo pretende utilizar, e a elasticidade de 17,1% que surge da metarregressão sem peso, resultado da média dos coeficientes de 32 modelos. Nessa combinação, a produtividade marginal do capital é de 41,8%.

A revisão mostrou também que os artigos para os Estados Unidos tenderam a apresentar elasticidades abaixo da média global, provavelmente por se tratar de um país com infraestrutura já consolidada. Como demonstrado em outras revisões da literatura, artigos que utilizam séries anuais

5. De todo modo, nada comparável aos 100% dedutíveis a partir de Aschauer (1989) e criticados por Gramlich (1994).

sem o tratamento específico (VAR, cointegração etc.) tendem a apresentar elasticidades maiores, devido a possíveis problemas de simultaneidade e endogeneidade entre infraestrutura e crescimento.

As elasticidades aqui apresentadas, portanto, se situam acima dos parâmetros médios encontrados na excelente metanálise de Bom e Ligthart (2014), mas há de se considerar que naquele artigo foram consideradas todas as estimativas de todos os artigos na amostra, e neste artigo foram consideradas apenas as estimativas principais. Ademais, como o objetivo deste artigo é calibrar uma elasticidade para o caso brasileiro, um país carente em infraestrutura em que a produtividade marginal desse capital possivelmente é maior, pode ser adequada a obtenção de uma elasticidade mais elevada do que a média global.

## REFERÊNCIAS

- AARON, H. J. Discussion. *In*: MUNNELL, A. H. (Ed.). **Is there a shortfall in public capital investment?** Boston: Federal Reserve Bank of Boston, June 1990. p. 51-63.
- ASCHAUER, D. A. Is public expenditure productive? **Journal of Monetary Economics**, v. 23, n. 2, p. 177-200, Mar. 1989.
- BOM, P. R. D.; LIGTHART, J. E. What have we learned from three decades of research on the productivity of public capital? **Journal of Economic Surveys**, v. 28, n. 5, p. 889-916, Dec. 2014.
- CAVALCANTI, M. A.; SOUZA JÚNIOR, J. R. Cenários macroeconômicos para o período 2020-2031. **Carta de Conjuntura**, Rio de Janeiro, n. 41, p. 151-166, out.-dez 2018.
- FERREIRA, P. C.; MALLIAGROS, T. G. Impactos produtivos da infraestrutura no Brasil: 1950/1995. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Brasília, v. 28, n. 2, p. 315-338, ago. 1998.
- FRISCHTAK, C.; MOURÃO, J. Uma estimativa do estoque de capital de infraestrutura no Brasil. *In*: DE NEGRI, J. A.; ARAÚJO, B. C.; BACELETTE, R. (Org.). **Desafios da Nação**: artigos de apoio. Brasília: Ipea, 2018. v. 1, p. 99-132.
- GRAMLICH, E. M. Infrastructure investment: a review essay. **Journal of Economic Literature**, v. 32, n. 3, p. 1176-1196, Sept. 1994.
- HOLTZ-EAKIN, D.; SCHWARTZ, A. E. **Infrastructure in a structural model of economic growth**. Cambridge, United States: NBER, Aug. 1994. (Working Paper, n. 4824).
- \_\_\_\_\_. Infrastructure in a structural model of economic growth. **Regional Science and Urban Economics**, v. 25, n. 2, p. 131-151, Apr. 1995.

HULTEN, C. R.; BENNATHAN, E.; SRINIVASAN, S. Infrastructure, externalities, and economic development: a study of Indian manufacturing industry. **World Bank Economic Review**, Oxford, v. 20, n. 2, p. 291-308, 2006.

MORANDI, L.; REIS, E. Estoque de capital fixo no Brasil: 1950-2002. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 48., 2020, Brasília. **Anais...** Rio de Janeiro: Ipea, 2004.

MUNNELL, A. H. How does public infrastructure affect regional economic performance? *In*: MUNNELL, A. H. (Ed.). **Is there a shortfall in public capital investment?** Boston: Federal Reserve Bank of Boston. June 1990. p. 69-103.

PRUD'HOMME, R. Infrastructure and development. *In*: BOURGUIGNON, F.; BORIS P. (Ed.). **Annual World Bank conference on development economics 2004: accelerating development.** Washington: The World Bank; Oxford University Press, 2005. p. 153-181.

ROMP, W.; DE HAAN, J. Public capital and economic growth: a critical survey. **European Investment Bank Papers**, Luxembourg, v. 10, n. 1, p. 41-70, 2005.

SOUZA JÚNIOR, J. R.; CORNELIO, F. M. **Estoque de capital fixo no Brasil**: séries desagregadas anuais, trimestrais e mensais. Rio de Janeiro: Ipea, 2020. (Texto para Discussão, n. 2580). Disponível em: <<https://bit.ly/34eM409>>.

STRAUB, S. **Infrastructure and development**: a critical appraisal of the macro level literature. Washington: World Bank, Apr. 2008. (Working Paper, n. 4590).

STURM, J.-E.; KUPER, G. H.; DE HAAN, J. Modelling government investment and economic growth on a macro level: a review. *In*: BRAKMAN, S.; VAN EES, H.; KUIPERS, S. K. (Ed.). **Market behaviour and macroeconomic modelling.** London: MacMillan, 1998. p. 359-406.

## BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

ASCHAUER, D. A. Public investment and productivity growth in the Group of Seven. **Economic Perspectives**, Chicago, v. 13, p. 17-25, Nov. 1989.

ECK, N. J. van.; WALTMAN, L. **VOSviewer Manual.** Leiden: Leiden University, Apr. 2018.

EVERAERT, G. Balanced growth and public capital: an empirical analysis with I(2) trends in capital stock data. **Economic Modelling**, v. 20, n. 4, p. 741-763, July 2003.

HALL, R. E. The relation between price and marginal cost in U.S. industry. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 96, n. 5, p. 921-943, Oct. 1988.

HULTEN, C. R.; SCHWAB, R. M. Public capital formation and the growth of regional manufacturing industries. **National Tax Journal**, Chicago, v. 44, n. 4, p. 121-134, Dec. 1991.

\_\_\_\_\_. Does infrastructure investment increase the productivity of manufacturing industry in the US? *In*: LAU, L. J. (Ed.). **Econometrics and the cost of capital**. Cambridge, United States: MIT Press, 2000.

MUNNELL, A. H. Why has productivity growth declined? Productivity and public investment. **New England Economic Review**, Boston, p. 3-22, Jan.-Feb. 1990.

\_\_\_\_\_. An assessment of trends in and economic impacts of infrastructure investment. *In*: OECD – ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT (Org.). **Infrastructure policies for the 1990s**. Paris: OECD. 1993. p. 21-54. Disponível em: <<https://bit.ly/3eiaJ5B>>. Acesso em: 23 dez. 2021.

## APÊNDICE A

TABELA A.1

Artigos da revisão sistemática: número de citações, amostra, parâmetro da principal estimativa e peso

Artigo	Citações	Amostra	Último ano	Diferença de renda de renda <i>per capita</i> (PPC) <sup>1</sup>	Especificação	Parâmetro da principal estimativa	Peso
Ratner (1983)	360	Estados Unidos, anual, 1949-1973	1973	38.737,00	Cobb-Douglas	0,06	0,182
Aschauer (1989a) <sup>2</sup>	7.828	Estados Unidos, anual, 1949-1985	1985	38.737,00	Cobb-Douglas	0,39	0,577
Ram e Ramsey (1989)	71	Estados Unidos, anual, 1949-1985	1985	38.737,00	Cobb-Douglas	0,24	0,247
Munnell (1990b)	1.450	Estados Unidos, dados estaduais (painel), 1949-1986	1986	38.737,00	Cobb-Douglas	0,15	0,554
Munnell (1990a)	1.281	Estados Unidos, anual, 1949-1987	1987	38.737,00	Cobb-Douglas	0,31	0,529
Aaron (1990)	158	Estados Unidos, anual, 1952-1985	1985	38.737,00	Cobb-Douglas	n.s.	0,266
Ford e Poret (1991)	386	Estados Unidos, anual, 1957-1989	1989	38.737,00	Cobb-Douglas	0,33	0,360
Tatom (1991)	571	Estados Unidos, anual, 1949-1989	1989	38.737,00	Cobb-Douglas	n.s.	0,400
Hulten e Schwab (1991)	134	Estados Unidos, anual, 1949-1985	1985	38.737,00	Cobb-Douglas	n.s.	0,260
Eisner (1994)	46	Estados Unidos, anual, 1961-1991	1991	38.737,00	Cobb-Douglas	0,27	0,311
Sturm e de Haan (1995)	199	Estados Unidos, anual, 1949-1985	1985	38.737,00	Cobb-Douglas	n.s.	0,274
Costa, Ellson e Martin (1987)	348	Estados Unidos, 48 estados ( <i>cross section</i> ), 1972	1972	38.737,00	<i>Translog</i>	0,2	0,157
Munnell (1990b)	1.451	Estados Unidos, 48 estados, <i>pooled cross section</i> de 1970-1986	1986	38.737,00	Cobb-Douglas	0,15	0,554
Aschauer (1990)	45	Estados Unidos, 50 estados, <i>pooled cross section</i> 1965-1983	1983	38.737,00	Cobb-Douglas	0,11	0,218

(Continua)

## TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)

Artigo	Citações	Amostra	Último ano	Diferença de renda de renda <i>per capita</i> (PPC) <sup>1</sup>	Especificação	Parâmetro da principal estimativa	Peso
Eisner (1991)	46	Estados Unidos, 48 estados, <i>pooled cross section</i> 1970-1986	1986	38.737,00	Cobb-Douglas	n.s.	0,253
Garcia-Milà e McGuire (1992)	732	Estados Unidos, 48 estados, dados em painel 1969-1982	1982	38.737,00	Cobb-Douglas	0,045	0,354
Holtz-Eakin (1992)	1.564	Estados Unidos, 5 regiões, dados em painel 1969-1986	1986	38.737,00	Cobb-Douglas	n.s.	0,578
Pinnoi (1994)	85	Estados Unidos, 48 estados, dados em painel 1970-1986	1986	38.737,00	<i>Translog</i>	-0,11	0,261
Evans e Karras (1994a)	655	Estados Unidos, 48 estados, dados em painel 1970-1986	1986	38.737,00	Cobb-Douglas e <i>translog</i>	n.s.	0,383
Holtz-Eakin e Schwartz (1995)	422	Estados Unidos, 48 estados, dados em painel 1970-1986	1986	38.737,00	Cobb-Douglas	0,1	0,334
Eberts (1986)	268	Estados Unidos, 38 áreas metropolitanas, dados em painel 1958-1978	1978	38.737,00	<i>Translog</i>	0,035	0,209
Garcia-Milà, McGuire e Porter (1996)	640	Estados Unidos, 48 estados, dados em painel 1970-1983	1983	38.737,00	Cobb-Douglas	n.s.	0,346
Aschauer (1989b)	676	Painel de países do G-7, 1966-1985 <sup>3</sup>	1985	38.737,00	Cobb-Douglas	0,34	0,376
Merriman (1991)	109	Nove regiões japonesas, 1954-1963	1963	20.726,00	<i>Translog</i>	0,43	0,084
Ford e Poret (1991)	387	Japão, anual, 1969-1988	1988	20.726,00	Cobb-Douglas	n.s.	0,431
Ford e Poret (1991)	387	Alemanha, anual, 1961-1987	1987	30.508,00	Cobb-Douglas	0,66	0,363
Ford e Poret (1991)	387	França, anual, 1971-1987	1987	23.435,00	Cobb-Douglas	n.s.	0,399

(Continua)

(Continuação)

Artigo	Citações	Amostra	Último ano	Diferença de renda de renda <i>per capita</i> (PPC) <sup>1</sup>	Especificação	Parâmetro da principal estimativa	Peso
Ford e Poret (1991)	387	Reino Unido, anual, 1973-1987	1987	24.340,00	Cobb-Douglas	n.s.	0,393
Ford e Poret (1991)	387	Canadá, anual, 1963-1988	1988	29.173,00	Cobb-Douglas	0,77	0,380
Ford e Poret (1991)	387	Bélgica, anual, 1967-1988	1988	27.542,00	Cobb-Douglas	0,57	0,387
Ford e Poret (1991)	387	Finlândia, anual, 1967-1988	1988	24.783,00	Cobb-Douglas	n.s.	0,402
Ford e Poret (1991)	387	Noruega, anual, 1975-1986	1986	49.722,00	Cobb-Douglas	n.s.	0,305
Ford e Poret (1991)	387	Austrália, anual, 1967-1987	1987	30.033,00	Cobb-Douglas	0,7	0,365
Berndt e Hansson (1991)	488	Suécia, anual, 1960-1988	1988	29.404,00	Cobb-Douglas	n.s.	0,401
Bajo-Rubio e Sosvilla-Rivero (1993)	260	Espanha, anual, 1964-1988	1988	17.736,00	Cobb-Douglas	0,19	0,434
Evans e Karras (1994b)	271	Dados em painel de sete países da OCDE, <sup>3</sup> 1963-1988	1988	38.737,00	Cobb-Douglas	n.s.	0,324
Sturm e de Haan (1995)	200	Holanda, anual, 1949-1985	1985	32.360,00	Cobb-Douglas	n.s.	0,293
Dalamagas (1995)	64	Grécia, anual, 1950-1992	1992	10.958,00	<i>Translog</i>	0,53	0,565
Hulten (2004) – Estados Unidos	6	Estados Unidos, regiões, 1970-1986	1986	39.218,00	Cobb-Douglas	n.s.	0,243
Hulten (2004) – Espanha	6	Espanha, regiões, 1964-1993	1993	12.195,00	Cobb-Douglas	0,1	0,530
Hulten (2004) – Índia	6	Índia, 16 províncias, 1973-1992	1992	11.982,00	Cobb-Douglas	0,04	0,524
Hulten, Bennathan e Srinivasan (2006)	230	Índia, 16 províncias, 1973-1992	1992	11.982,00	Cobb-Douglas	0,058	0,572
Bonaglia, La Ferrara e Marcellino (2001)	119	Itália, 1970-1994	1994	19.570,00	Cobb-Douglas	0	0,453
Cadot, Röller e Stephan (1999)	59	França, 21 regiões, 1985-1991	1991	23.435,00	Cobb-Douglas	0,1	0,375
Cadot, Röller e Stephan (2002)	276	França, 21 regiões, 1985-1992	1992	23.435,00	Cobb-Douglas	0,08	0,433

(Continua)

## TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)

Artigo	Citações	Amostra	Último ano	Diferença de renda de renda <i>per capita</i> (PPC) <sup>1</sup>	Especificação	Parâmetro da principal estimativa	Peso
Duggal, Saltzman e Klein (1999)	178	Estados Unidos, anual, 1960-1989	1989	38.737,00	Cobb-Douglas	0,27	0,316
Everaert e Heylen (2004)	53	Bélgica, 3 regiões, 1965-1996	1996	27.542,00	<i>Translog</i>	0,31	0,408
Fernald (1999)	1056	Estados Unidos, 29 setores, 1953-1989	1989	38.737,00	Cobb-Douglas considerando economias de redes	0,01	0,504
Kamps (2004)	493	Vinte e dois países da OCDE, 1960-2001 <sup>3</sup>	2001	38.737,00	Cobb-Douglas (modelo de Aschauer)	0,22	0,521
Shioji (2001)	318	Estados Unidos, 48 estados, 1963-1993 (intervalos de cinco anos); Japão, 8 regiões, 1955-1995 (intervalos de cinco anos)	1995	38.737,00	Cobb-Douglas em modelo CGE	0,125	0,415
Stephan (2001)	24	Alemanha Ocidental, regiões, 1970-1995; França, regiões, 1978-1992	1995	30.508,00	Cobb-Douglas e <i>translog</i>	0,11	0,377
Stephan (2003)	79	Alemanha Ocidental, 11 regiões, 1970-1996	1996	30.508,00	Cobb-Douglas	0,38	0,401

Fontes: Sturm, Kuper e de Haan (1998); Romp e de Haan (2005).

Elaboração do autor.

Notas: <sup>1</sup> Mensurada em dólares internacionais.

<sup>2</sup> Em termos de citações, o artigo de Aschauer (1989a) pode ser considerado um *outlier*, de forma que ele foi igualado ao estudo de Holtz-Eakin (1992) para esses fins. Assim, o artigo de Holtz-Eakin (1992) é considerado o de maior volume de citações para o exercício.

<sup>3</sup> Nesses casos, assumem-se os Estados Unidos, país mais rico.

Obs.: PPC – paridade do poder de compra; OCDE – Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico; n.s. – não significativo; CGE – equilíbrio geral computável.

## REFERÊNCIAS

- AARON, H. J. Discussion. *In*: MUNNELL, A. H. (Ed.). **Is there a shortfall in public capital investment?** Boston: Federal Reserve Bank of Boston, June 1990. p. 51-63.
- ASCHAUER, D. A. Is public expenditure productive? **Journal of Monetary Economics**, v. 23, n. 2, p. 177-200, Mar. 1989a.
- \_\_\_\_\_. Public investment and productivity growth in the Group of Seven. **Economic Perspectives**, Chicago, v. 13, p. 17-25, Nov. 1989b.
- \_\_\_\_\_. Why is infrastructure important? *In*: MUNNELL, A. H. (Ed.). **Is there a shortfall in public capital investment?** Boston: Federal Reserve Bank of Boston, June 1990. p. 24-26.
- BAJO-RUBIO, O.; SOSVILLA-RIVERO, S. Does public capital affect private sector performance? An analysis of the Spanish case, 1964-1988. **Economic Modelling**, v. 10, n. 3, p. 179-185, July 1993.
- BERNDT, E. R.; HANSSON, B. **Measuring the contribution of public infrastructure capital in Sweden**. Cambridge, United States: NBER, Sept. 1991. (Working Paper, n. 3842).
- BONAGLIA, F.; LA FERRARA, E.; MARCELLINO, M. **Public capital and economic performance: evidence from Italy**. Milan: Igiel, 2001. (Working Paper, n. 163).
- CADOT, O.; RÖLLER, L.-H.; STEPHAN, A. **A political economy model of infrastructure allocation: an empirical assessment**. London: CEPR, 1999. (Discussion Paper, n. 2336).
- \_\_\_\_\_. **Contribution to productivity or pork barrel?** The two faces of infrastructure investment. Berlin: WZB, 2002. (Discussion Paper, n. FS IV 02-09).
- COSTA, J. da S.; ELLSON, R. W.; MARTIN, R. C. Public capital, regional output, and developments: some empirical evidence, **Journal of Regional Science**, v. 27, n. 3, p. 419-437, 1987.
- DALAMAGAS, B. A reconsideration of the public sector's contribution to growth. **Empirical Economics**, v. 20, n. 3, p. 385-414, 1995.
- DUGGAL, V. G.; SALTZMAN, C.; KLEIN, L. R. Infrastructure and productivity: a nonlinear approach. **Journal of Econometrics**, v. 92, n. 1, p. 47-74, Sept. 1999.
- EBERTS, R. W. **Estimating the contribution of urban public infrastructure to regional growth**. Cleveland: Federal Reserve Bank of Cleveland, Dec. 1986. (Working Paper, n. 8610).
- EISNER, R. Infrastructure and regional economic performance: comment. **New England Economic Review**, Boston, p. 47-58, Sept.-Oct. 1991.

\_\_\_\_\_. Real government saving and the future. **Journal of Economic Behavior and Organization**, v. 23, n. 2, p. 111-126, Mar. 1994.

EVANS, P.; KARRAS, G. Are government activities productive? Evidence from a panel of U.S. States. **Review of Economics and Statistics**, Cambridge, United States, v. 76, n. 1, p. 1-11, Feb. 1994a.

\_\_\_\_\_. Is government capital productive? Evidence from a panel of seven countries. **Journal of Macroeconomics**, v. 16, n. 2, p. 271-279, 1994b.

EVERAERT, G.; HEYLEN, F. Public Capital and Long Term Labor Market Performance in Belgium. **Journal of Policy Modeling**, v. 26, p. 95-112, 2004.

FERNALD, J. G. Roads to prosperity? Assessing the link between public capital and productivity. **American Economic Review**, v. 89, n. 3, p. 619-638, June 1999.

FORD, R.; PORET, P. **Infrastructure and private-sector productivity**. Paris: OECD Publishing, Jan. 1991. (Working Paper, n. 91).

GARCIA-MILÀ, T.; MCGUIRE, T. J. The contribution of publicly provided inputs to states' economies, **Regional Science and Urban Economics**, v. 22, n. 2, p. 229-241, June 1992.

GARCIA-MILÀ, T.; MCGUIRE, T. J.; PORTER, R. H. The effects of public capital in state-level production functions reconsidered. **Review of Economics and Statistics**, Cambridge, United States, v. 78, n. 1, p. 177-180, Feb. 1996.

HOLTZ-EAKIN, D. **Public-sector capital and the productivity puzzle**. Cambridge, United States: NBER, July 1992. (Working Paper, n. 4122).

HOLTZ-EAKIN, D.; SCHWARTZ, A. E. Infrastructure in a structural model of economic growth. **Regional Science and Urban Economics**, v. 25, n. 2, p. 131-151, Apr. 1995.

HULTEN, C. R. Transportation infrastructure, productivity, and externalities. *In*: ROUND TABLE OF THE EUROPEAN CONFERENCE OF MINISTERS OF TRANSPORT, 132., 2004, Paris. **Proceedings...** Paris: NBER, 2004.

HULTEN, C. R.; SCHWAB, R. M. **Is there too little public capital?** Infrastructure and economic growth. Conference Paper, American Enterprise Institute. 1991.

HULTEN, C. R.; BENNATHAN E.; SRINIVASAN, S. Infrastructure, externalities, and economic development: a study of Indian manufacturing industry. **World Bank Economic Review**, Oxford, v. 20, n. 2, p. 291-308, 2006.

KAMPS, C. **New estimates of government net capital stocks for 22 OECD countries 1960-2001**. Washington: International Monetary Fund, Apr. 2004. (Working Paper, n. 4/67).

MERRIMAN, D. Public capital and regional output: another look at some Japanese and American data. **Regional Science and Urban Economics**, v. 20, n. 4, p. 437-458, Feb. 1991. Disponível em: <<https://bit.ly/3yUs6mf>>. Acesso em: 23 dez. 2021.

MUNNELL, A. H. Why has productivity growth declined? Productivity and public investment. **New England Economic Review**, Boston, p. 3-22, Jan.-Feb. 1990a.

\_\_\_\_\_. How does public infrastructure affect regional economic performance? *In*: MUNNELL, A. H. (Ed.). **Is there a shortfall in public capital investment?** Boston: Federal Reserve Bank of Boston. June 1990b. p. 69-103.

PINNOI, N. Public infrastructure and private production measuring relative contributions. **Journal of Economic Behavior and Organization**, v. 23, n. 2, p. 127-148, Mar. 1994.

RAM, R.; RAMSEY, D. D. Government capital and private output in the United States: additional evidence. **Economics Letters**, v. 30, n. 3, p. 223-226, 1989.

RATNER, J. B. Government capital and the production function for U.S: private output. **Economics Letters**, v. 13, n. 2-3, p. 213-217, 1983.

SHIOJI, E. Public capital and economic growth: a convergence approach. **Journal of Economic Growth**, v. 6, n. 3, p. 205-227, Sept. 2001.

STEPHAN, A. Regional infrastructure policy and its impact on productivity: a comparison of Germany and France. **Applied Economics Quarterly**, v. 46, p. 327-356, Feb. 2001. Disponível em: <<https://bit.ly/3ehOaxO>> Acesso em: 23 dez. 2021.

\_\_\_\_\_. Assessing the contribution of public capital to private production: evidence from the German manufacturing sector. **International Review of Applied Economics**, v. 17, n. 4, p. 399-417, Feb. 2003.

ROMP, W.; DE HAAN, J. Public capital and economic growth: a critical survey. **European Investment Bank Papers**, Luxembourg, v. 10, n. 1, p. 41-70, 2005.

STURM, J.-E.; DE HAAN, J. Is public expenditure really productive? New evidence for the USA and the Netherlands. **Economic Modelling**, v. 12, n. 1, 60-72, Jan. 1995.

STURM, J.-E.; KUPER, G. H.; DE HAAN, J. Modelling government investment and economic growth on a macro level: a review. *In*: BRAKMAN, S.; VAN EES, H.; KUIPERS, S. K. (Ed.). **Market behaviour and macroeconomic modelling**. London: MacMillan, 1998. p. 359-406.

TATOM, J. A. Public capital and private sector performance. **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**, St. Louis, v. 73, n. 3, p. 3-15. May-June 1991.

# Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

## EDITORIAL

### **Chefe do Editorial**

Aeromilson Trajano de Mesquita

### **Assistentes da Chefia**

Rafael Augusto Ferreira Cardoso

Samuel Elias de Souza

### **Supervisão**

Camilla de Miranda Mariath Gomes

Everson da Silva Moura

### **Editoração**

Anderson Silva Reis

Cristiano Ferreira de Araújo

Danielle de Oliveira Ayres

Danilo Leite de Macedo Tavares

Leonardo Hideki Higa

### **Capa**

Aline Cristine Torres da Silva Martins

### **Projeto Gráfico**

Aline Cristine Torres da Silva Martins

*The manuscripts in languages other than Portuguese published herein have not been proofread.*

## **Missão do Ipea**

Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.



**ipea** Instituto de Pesquisa  
Econômica Aplicada

MINISTÉRIO DA  
ECONOMIA



PÁTRIA AMADA  
**BRASIL**  
GOVERNO FEDERAL