



Economia e Sociedade

ISSN: 0104-0618

ISSN: 1982-3533

Instituto de Economia da Universidade Estadual de
Campinas; Publicações

Fraga, Jefferson Souza; Resende, Marco Flávio da Cunha
Infraestrutura, expectativas e investimento: evidências empíricas para a América Latina
Economia e Sociedade, vol. 32, núm. 1, 2023, Janeiro-Abril, pp. 79-102
Instituto de Economia da Universidade Estadual de Campinas; Publicações

DOI: <https://doi.org/10.1590/1982-3533.2023v32n1art04>

Disponível em: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=395275060004>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais informações do artigo
- Site da revista em redalyc.org



Sistema de Informação Científica Redalyc
Rede de Revistas Científicas da América Latina e do Caribe, Espanha e Portugal
Sem fins lucrativos acadêmica projeto, desenvolvido no âmbito da iniciativa
acesso aberto

Infraestrutura, expectativas e investimento: evidências empíricas para a América Latina *

Jefferson Souza Fraga **
Marco Flávio da Cunha Resende *** , ****

Resumo

Este artigo desenvolve, com base na perspectiva pós-keynesiana, a hipótese de que a deterioração da infraestrutura de um país inibe o investimento privado e reduz suas sensibilidades em relação aos seus determinantes, como a taxa de juros real, crédito, taxa de câmbio real, investimento público e infraestrutura. A hipótese é testada para o período 1985-2013 para seis economias da América Latina, empregando os estimadores *dynamic fixed effects*, *pooled mean group* e *cross sectionally augmented pooled mean group* em um painel dinâmico heterogêneo. Os resultados indicam o impacto positivo da infraestrutura sobre a formação de capital privado. Sugerem também que a deterioração do estoque de infraestrutura promove quedas na sensibilidade do investimento privado em relação aos seus determinantes, o que reduz a potência da política econômica em estimular o investimento privado via mudanças em seus determinantes.

Palavras-chave: Infraestrutura, Investimento privado, Sensibilidades.

Abstract

Infrastructure, expectations, and investment: empirical evidences to the Latin America

This article develops, based on the post-Keynesian perspective, the hypothesis that the deterioration of a country's infrastructure inhibits private investment and reduces its sensibilities regarding its determinants, such as real interest rate, credit, real exchange rate, public investment, and infrastructure. The hypothesis is tested for the period of 1985-2013 for six economies of Latin America, by using the estimators *dynamic fixed effects*, *pooled mean group* and *cross sectionally augmented pooled mean group* in a dynamic heterogeneous panel. The results indicate the positive impact of infrastructure on the formation of private capital. They also suggest that the deterioration of the infrastructure stock causes drops in the private investment sensibility regarding its determinants, which reduces the potency of the economic policy in stimulating the private investment by changing its determinants.

Keywords: Infrastructure, Private investment, Sensibilities.

JEL H54, O40, E20.

1 Introdução

A relação entre infraestrutura e investimento privado é importante e intrigante. Para autores de distintos matizes teóricos o investimento em infraestrutura (IE) é central para o crescimento econômico. Nurkse (1953), Rosenstein-Rodan (1961) e Hirschman (1958) apontaram a relação entre infraestrutura, externalidades e crescimento. Para Lewis (1979), o crescimento requer infraestrutura e recursos humanos treinados, mesmo em países que exportam produtos primários. Barro (1990), Agénor e Canuto (2012) e Martins Neto e Lima (2017) analisaram teoricamente os efeitos positivos do gasto público em infraestrutura sobre o crescimento, e estudos empíricos apresentaram evidências

* Artigo recebido em 20 de março de 2021 e aprovado em 20 de junho de 2022.

** Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal de Sergipe (UFS), Aracaju, SE, Brasil. E-mail: jsfraga@yahoo.com.br. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-5203-1755>.

*** Professor do Cedeplar / Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG), Belo Horizonte, MG, Brasil, e pesquisador do CNPq. E-mail: resende@cedeplar.ufmg.br. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-2069-2983>.

**** Pesquisador do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), Brasília, DF, Brasil.

desses efeitos (Aschauer, 1989a; 1989b; Greene; Villanueva, 1991; Calderón; Servén, 2004; Perrotti; Sánchez, 2011).

Aschauer (1989a,b) mostrou serem positivas as relações entre o IE, o investimento agregado, a produtividade e a lucratividade do setor privado da economia americana, além de encontrar o *crowding in* entre investimentos privado e público. Calderón e Servén (2004) alcançaram resultados similares para países da América Latina. Estes autores trabalharam pelo lado da oferta, focando os impactos do IE sobre o crescimento por meio de menores custos de produção e aumentos da produtividade. Para Belloc e Vertova (2004), a complementaridade entre investimento público em infraestrutura e investimento privado envolve não apenas a Produtividade Total do Fatores (oferta), mas também o aumento da demanda, via maior mercado e expectativas de lucros.

Baseando-se na corrente pós-keynesiana, este artigo investiga os efeitos do IE sobre o investimento privado agregado e suas sensibilidades. Para Keynes (1973), o investimento é a variável central da economia, sendo o estado de confiança dos agentes um de seus importantes determinantes, visto que a economia é permeada pela “incerteza fundamental”. As expectativas requeridas para a tomada de decisões de longo prazo, como as decisões de investimento, formam-se com base em convenções (Resende; Terra, 2017). De outro lado, a confiança em um futuro lucrativo é estimulada, entre outros fatores, pela estrutura apropriada de produção, particularmente em termos de infraestrutura, o que contribui para promover o investimento e o crescimento.

Postulam-se neste artigo duas hipóteses: i) a deterioração do estoque de infraestrutura do país fomenta a emergência de convenção negativa que mitiga os níveis do investimento privado; ii) a deficiência em infraestrutura reduz a sensibilidade do investimento privado em relação a cada um dos seus determinantes, como o investimento público, o crédito e as taxas reais de juros e de câmbio, além da própria infraestrutura, com implicações para a política econômica.

A deterioração da infraestrutura gera gargalos crescentes no fornecimento dos seus serviços. Este quadro afeta os custos, a produtividade e a demanda nos diversos setores da economia, com efeitos sobre os lucros esperados, podendo estimular convenções associadas a expectativas “negativas” que deprimem o investimento privado e suas sensibilidades.

Para testar estas hipóteses, utilizamos um painel dinâmico heterogêneo para examinar a causalidade de Granger e os efeitos de longo prazo da infraestrutura sobre o investimento privado entre 1985 e 2013 para seis países da América Latina: Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru. A opção por estudar a América Latina resulta da deficiência acentuada de sua infraestrutura (Carranza; Melguizo, 2014; Calderón; Servén, 2010).

A próxima seção deste artigo apresenta as relações entre IE, convenções, expectativas, investimento privado e mudanças nas sensibilidades do investimento privado em relação aos seus determinantes. Na seção 3 estão a especificação do modelo de investimento, a metodologia e fonte dos dados. Os resultados empíricos estão na seção 4 e as considerações finais na seção 5.

2 Infraestrutura econômica e expectativas privadas

Para Keynes (1973a), a incerteza refere-se ao estado corrente de escassez de conhecimento sobre futuros complexos. Os indivíduos reconhecem que seu conhecimento é limitado e agem sob

influência de convenções. Embora sujeitas a alterações, as convenções ancoram as expectativas à medida que aumentam a confiança dos agentes no cenário futuro conjecturado.

Na literatura pós-keynesiana, convenção é uma crença compartilhada por certo número de indivíduos que reduz a incerteza por permitir antecipar o comportamento dos demais agentes que compartilham a mesma crença¹ (Carvalho, 2014). As decisões de gastos dos agentes dependem de sua incerteza e preferência pela liquidez, e determinam a trajetória da economia. Logo, a formação de expectativas visando conjecturar sobre o futuro requer de cada agente a observação sobre as decisões de gastos dos demais agentes, fazendo surgir uma crença compartilhada entre os agentes, isto é, uma convenção (Carvalho, 2014; Resende; Terra, 2017). Para Possas (1993), o comportamento médio dos agentes indica a tendência futura das variáveis relevantes para a tomada de decisão, principalmente se a dispersão em torno da média for pequena. A aceitação do comportamento médio pode ser reconhecida como forma de se tomar decisões com base em expectativas que não estão afastadas dos resultados efetivamente realizados, e pode ser entendida como estratégia de minimização de erros de previsão.

Portanto, convenção é uma crença compartilhada e o comportamento convencional influencia a formação de expectativas dos agentes. Enquanto prevalecer uma convenção, as expectativas (não ergódicas) serão ancoradas, conferindo confiança nas mesmas, afetando o *animal spirits* dos empresários e o investimento.

Argumentamos neste artigo que a deficiência do IE, ao levar à deterioração da infraestrutura, reduz os lucros esperados e, por isso, promove quedas consistentes do investimento privado, conforme corroborado na literatura (Aschauer, 1989a; 1989b; Calderón; Sérvén, 2004, entre outros). O investimento privado e o IE são complementares porque este último contribui para reduções de custos, ganhos de produtividade e aumento da demanda agregada, impactando os lucros esperados. Portanto, na ótica pós-keynesiana, o IE é um dos canais de construção de convenções e coordenação das expectativas empresariais. Sua queda pode deprimir o investimento privado.

Elaboramos outro argumento que, até onde sabemos, não está na literatura: a infraestrutura deteriorada reduz as sensibilidades do investimento privado em relação aos seus determinantes. Por sua vez, a deterioração da infraestrutura está associada a quebras estruturais da série do IE que levam à insuficiência da oferta de infraestrutura e serviços relacionados. Esta hipótese e seu teste empírico são as principais contribuições deste artigo e, se ela estiver correta, a potência da política econômica em estimular o investimento privado via mudanças em seus determinantes fica reduzida quando a infraestrutura está deteriorada.

Nos países latino-americanos a infraestrutura deteriorou-se nos últimos 30 anos. Este processo resultou das reformas dos anos 1990, que afastaram o Estado da responsabilidade de gerar infraestrutura. Como resultado, a ineficiência de portos, produção de energia etc., em relação ao padrão internacional, prejudicou a competitividade e o retorno dos investimentos, influenciando negativamente as convenções e expectativas sobre o futuro. Pode-se aplicar as hipóteses deste

(1) O uso generalizado de uma crença sugere apenas o seu caráter convencional, e não que os agentes conhecem a teoria correta sobre o mundo, como ocorre sob a hipótese de expectativas racionais.

trabalho aos países latino-americanos: quebras estruturais da série do IE nestes países levaram à queda do investimento privado e de suas sensibilidades nas últimas décadas.

2.1 Determinantes do investimento privado

Embora a literatura teórica e empírica contemple modelos de investimento baseados em distintas correntes econômicas, em geral, os modelos assumem como determinantes do investimento privado a taxa de juros real; o crédito; o investimento público e a taxa de câmbio real. Ainda, os modelos de investimento apresentam variações podendo incluir outros determinantes, como produto agregado e/ou grau de utilização da capacidade produtiva; grau de incerteza (em geral, representado pelas oscilações do nível de preços ou da taxa de câmbio); dívida externa/PIB e carga tributária (Briguglio et al., 2019; Kopp, 2018; Torres; Resende, 2015; Santos; Pires, 2007; Greene; Villanueva, 1991). Conforme Santos e Pires (2007, p. 9), esses modelos “permitem uma miríade de sofisticacões não triviais e essencialmente inconclusivas”.

Ademais, parcela da literatura também enfatiza a importância da infraestrutura na determinação do investimento privado. Pelo lado da oferta, o IE afeta toda a economia ao reduzir custos de produção e elevar a produtividade dos fatores, o que favorece o aumento dos lucros que, por sua vez, estimula o investimento privado (Agenór; Canuto, 2012; Calderón; Servén, 2004; Aschauer, 1989a; 1989b). Pelo lado da demanda, os lucros também são estimulados à medida que o IE eleva a demanda agregada diretamente e indiretamente por meio de dois canais: o multiplicador dos gastos e melhoras na distribuição da renda e redução da pobreza (Belloc; Vertova, 2004; Rozas; Sánchez, 2004).

Assumindo os determinantes do investimento privado geralmente presentes nos modelos de investimento – crédito, investimento público e taxas reais de juros e de câmbio –, e acrescentando a infraestrutura, argumentamos que a relação destas variáveis com o investimento privado, como também sua sensibilidade a cada uma destas variáveis (seus determinantes), é mediada pela infraestrutura. Esta hipótese é explicada a seguir.

Crédito, infraestrutura e investimento privado: a deterioração do estoque de infraestrutura de uma economia, ao afetar seus custos de produção, a produtividade dos fatores e a demanda agregada, fomenta convenção e expectativas pessimistas sobre os lucros esperados, levando a sua redução. A queda dos lucros esperados, por sua vez, reduz a propensão a investir do setor privado. Neste contexto, o efeito do aumento da oferta de crédito sobre o investimento privado fica mitigado, pois será parcialmente compensado pela queda da propensão a investir. Ou seja, a sensibilidade do investimento privado em relação ao crédito se reduz. Do mesmo modo, o impacto negativo da contração do crédito sobre o investimento privado será reduzido no contexto de uma infraestrutura deficiente, visto que o investimento privado já estará deprimido em decorrência da queda dos lucros esperados proporcionada pela deterioração da infraestrutura, implicando a redução da sensibilidade do investimento privado em relação ao crédito.

Portanto, o canal de transmissão da deterioração da infraestrutura para a redução da sensibilidade do investimento privado em relação ao crédito é a queda do lucro esperado, provocada pela deterioração da infraestrutura. A redução do lucro esperado também atua como canal de

transmissão quando se considera os demais determinantes do investimento privado, conforme apontado a seguir.

Taxa de juros, infraestrutura e investimento privado: há dois canais de transmissão entre a deterioração da infraestrutura e a queda da sensibilidade do investimento privado em relação à taxa de juros real, a saber, o canal do lucro esperado e o canal das convenções. No primeiro caso, a queda dos lucros esperados decorrente da deterioração da infraestrutura mitiga a propensão a investir, reduzindo a potência da queda da taxa de juros em estimular o investimento privado. Do mesmo modo, no contexto de infraestrutura deficiente, o aumento da taxa de juros perde potência em inibir o investimento privado visto que ele já estará deprimido em decorrência da queda dos lucros esperados. O canal das convenções é explicado a seguir.

Para pós-keynesianos, o objetivo da política monetária é afetar a curva de juros do sistema financeiro para estimular o investimento privado. Conforme Keynes (1973), a taxa de juros é um fenômeno convencional e a curva de juros depende da resposta dos agentes à política monetária, pois a taxa de juros básica afeta a demanda por moeda devido à especulação. No tocante à taxa de juros e à convencionalidade de sua formação, associada ao nível do estoque de infraestrutura, quanto maior for o nível deste estoque e do IE, *ceteris paribus*, mais forte será a convenção sobre um futuro promissor, devido aos ganhos de produtividade, redução de custos, elevação da demanda agregada e lucros ascendentes que o IE proporciona (Resende; Terra, 2017). O otimismo que daí emerge promove menor incerteza, aumentando a convergência das expectativas e opiniões dos agentes sobre o nível da taxa de juros (e da curva de juros) assumido convencionalmente como normal². Assim, a curva de juros ficaria menos volátil e a política monetária se tornaria mais eficiente em rebaixá-la e inseri-la “convencionalmente” nos cálculos de retorno monetário de longo prazo, conferindo maior sensibilidade do investimento privado a variações da taxa de juros básica. Na situação inversa, um baixo nível do estoque e dos IE promoveria maior incerteza associada ao nível da demanda agregada futura, aos ganhos de produtividade, ao futuro grau de especialização produtiva, aos futuros entraves para criação e expansão de economias de escala e de aglomeração viabilizadas pela infraestrutura e, portanto, ao retorno dos investimentos. O ambiente de maior incerteza fomenta maiores discrepâncias nas expectativas dos agentes sobre qual seria a taxa normal de juros e a curva normal de juros. Essas considerações remetem à taxa de juros e à curva de rendimentos maior volatilidade e incerteza no longo prazo, tornando a política monetária menos potente para rebaixar (convencionalmente) a curva de juros, reduzindo assim a sensibilidade do investimento privado em relação à taxa de juros básica. Em suma, quanto maior for a incerteza, menos eficiente será a política monetária para rebaixar a curva de juros, e, então, menor será a sensibilidade do investimento em relação à taxa de juros básica³.

Taxa de câmbio real, infraestrutura e investimento privado: a depreciação da taxa de câmbio real implica o aumento do preço relativo e do lucro no setor de bens comerciáveis (Gala, 2008; Martins Neto; Lima, 2017). Ela estimula o investimento agregado porque, segundo Rodrik (2008), no setor de bens comerciáveis os efeitos negativos de falhas de mercado e fracas instituições sobre o investimento são maiores vis-à-vis o setor de bens não comerciáveis e podem ser compensados pela

(2) Sobre o conceito de taxa de juros normal e de normalidade econômica em Keynes, ver Sicsú (2007, cap. 4).

(3) Esta interpretação sobre formação da taxa de juros difere daquela observada nas teorias neoclássicas. Na ótica pós-keynesiana há a crença compartilhada entre os agentes (convenção) a respeito do valor (normal) em torno do qual a taxa de juros flutua. Argumentamos que o estoque de infraestrutura interfere na formação das convenções e expectativas.

depreciação cambial, cujo impacto positivo sobre o investimento também ocorre porque, além de apresentarem maior progresso tecnológico e *learning-by-doing*, as firmas do setor de bens comerciáveis são mais dinâmicas e sujeitas a retornos crescentes de escala, com maior contribuição para a inovação e aumento da produtividade do que as firmas do setor de bens não comerciáveis (Gala, 2008), estimulando os lucros e o investimento agregado. Ademais, Martins Neto e Lima (2017) desenvolvem o modelo em que a desvalorização cambial estimula a mudança estrutural em direção a setores mais produtivos, cujo resultado é o aumento da produtividade da economia e do investimento agregado. Rapetti et al. (2012) também apontam o papel do câmbio competitivo para a mudança estrutural e para o relaxamento da restrição externa ao crescimento, em particular nas economias em desenvolvimento, com efeitos positivos sobre o investimento e o crescimento⁴.

Argumentamos que a deterioração da infraestrutura causa reduções na sensibilidade do investimento privado em relação à taxa de câmbio real através de dois canais. Conforme já foi comentado, a deterioração da infraestrutura fomenta convenção e expectativas pessimistas e reduz os lucros esperados. Em consequência, o efeito positivo da desvalorização cambial sobre o retorno dos investimentos é parcialmente compensado pela deterioração da infraestrutura, o que mitiga a sensibilidade do investimento privado à mudança cambial. Por outro lado, a apreciação cambial teria seu impacto negativo sobre o investimento reduzido, visto que o investimento privado já estaria deprimido devido à queda dos lucros esperados ensejada pela deterioração da infraestrutura. Portanto, quedas do investimento em infraestrutura e sua consequente deterioração mitigam a sensibilidade do investimento privado às mudanças cambiais.

Um segundo canal por meio do qual a infraestrutura afeta a sensibilidade do investimento privado em relação à taxa de câmbio real está implícito no modelo de Martins Neto e Lima (2017). Neste modelo, a desvalorização cambial resulta também em inflação, decorrente do *passthrough* da taxa de câmbio e de aumentos salariais envolvidos no processo de crescimento detonado pela mudança cambial, que pode anular o estímulo da desvalorização inicial da taxa de câmbio sobre o investimento. Porém, segundo Martins Neto e Lima (2017), há efeitos diferenciados da política cambial sobre o crescimento condicionados a diferentes níveis de provisão e de IE. Os ganhos de produtividade proporcionados pelo IE são a maneira por meio da qual a complementariedade entre as políticas cambial e de IE acelera o crescimento. No setor de bens comerciáveis, os ganhos de produtividade reduzem a magnitude da desvalorização cambial requerida para acelerar o crescimento econômico, reduzindo o efeito inflacionário do *passthrough* cambial. No setor de bens não comerciáveis, aumentos de produtividade contribuem para controlar a inflação que é estimulada no processo de crescimento. O controle da inflação reduz a erosão que ela causa nos ganhos decorrentes da mudança cambial, mantendo-se o estímulo da mudança cambial sobre o investimento. Logo, o IE pode elevar a sensibilidade do investimento privado em relação à taxa de câmbio, seja pelo canal do lucro esperado, seja pelo canal dos seus efeitos sobre a produtividade, a inflação e os salários.

Investimento público em infraestrutura e investimento privado: o investimento público em infraestrutura é aceito na literatura como complementar (*crowds in*) ao investimento privado, o

(4) Embora a hipótese sobre a relação positiva entre desvalorização cambial, investimento e crescimento seja assumida neste trabalho e corroborada por boa parcela da literatura (Rapetti et al, 2012; Ribeiro et al., 2017) demonstram que este resultado depende do grau de impacto da desvalorização cambial no custo primário das firmas, e do tipo de regime de crescimento. Eles demonstram o caso em que, em um regime *profit-led*, a desvalorização cambial mitiga os investimentos.

impulsiona direta e indiretamente e contribui para a produtividade da economia (Aschauer, 1989a; 1989b; Calderón; Servén, 2004). Todavia, a deterioração da infraestrutura fomenta convenção e expectativas pessimistas e, portanto, reduz os lucros esperados. Consequentemente, o efeito positivo do investimento público em infraestrutura sobre o retorno esperado dos investimentos é parcialmente compensado pelos efeitos sobre os lucros esperados decorrentes da deterioração da infraestrutura, o que mitiga a sensibilidade do investimento privado em relação ao investimento público em infraestrutura. Do mesmo modo, em contexto de infraestrutura deficiente e deteriorada, reduções do investimento público em infraestrutura perdem potência em inibir o investimento privado, visto que este já estaria deprimido em decorrência da queda dos lucros esperados, proporcionada pela deterioração da infraestrutura. O quadro de um estoque de infraestrutura deficiente mitiga os lucros esperados e, por meio deste canal, reduz a sensibilidade do investimento privado em relação ao investimento público em infraestrutura.

A despeito da hipótese sobre uma relação de causalidade entre IE, convenções e sensibilidades do investimento privado, não há uma relação quantitativa definida entre o estoque de infraestrutura e as sensibilidades do investimento privado. Para ilustrar o argumento, assumiremos um cenário hipotético em que o estoque de infraestrutura é zero. Consequentemente, o retorno esperado do investimento é nulo ou mesmo negativo e o investimento privado não ocorrerá. Nesse cenário, o investimento privado não é afetado por seus determinantes, portanto são nulas as sensibilidades do investimento privado. Porém, se o estoque de infraestrutura se tornar positivo, o retorno esperado e as sensibilidades do investimento privado aumentarão, embora não exista relação quantitativa definida e nem curva contínua relacionando variações do estoque de infraestrutura com variações das sensibilidades do investimento privado, conforme explicado a seguir.

No capítulo 15 da sua *Teoria geral*, Keynes (1973) considera L_2 como a função de liquidez em relação à taxa de juros (r) e M_2 como a quantidade de dinheiro mantida para satisfazer o motivo especulação. Segundo Keynes (1973, p. 129, tradução nossa), “um dado M_2 não terá uma relação quantitativa definida com uma dada taxa de juros de r ” porque esta última é um fenômeno convencional, ou seja,

A taxa de juros de curto prazo é facilmente controlada pela autoridade monetária [...] Mas a taxa de longo prazo pode ser mais recalcitrante quando cai para um nível que [...] é considerado ‘inseguro’ pela opinião abalizada [...] seu valor é amplamente regido pela visão prevalecente sobre o que se espera que seu valor seja (Keynes, 1973, p. 130, tradução nossa).

Ademais, “mudanças na própria função de liquidez, devido a uma [...] revisão das expectativas, frequentemente serão descontínuas e, portanto, levarão a uma descontinuidade nas mudanças correspondentes da taxa de juros” (Keynes, 1973, p. 127, tradução nossa). Seguindo o autor, assim como não existe uma relação quantitativa definida entre mudanças nas expectativas e mudanças na preferência pela liquidez, não há uma relação quantitativa definida entre alterações nas expectativas e mudanças no investimento privado. Assim, não existe uma relação quantitativa definida entre as variações do estoque de infraestrutura e as variações das sensibilidades do investimento privado, à medida que estas dependem de convenções.

As sensibilidades do investimento privado provavelmente não serão afetadas por pequenas alterações no estoque de infraestrutura. No entanto, à medida que o IE aumenta continuamente, o

estoque de infraestrutura atingirá um nível tal que “é considerado ‘seguro’ pela opinião abalizada para proporcionar aumentos do lucro esperado”. Ou seja, com o aumento continuado do IE, o estoque de infraestrutura atingirá um nível capaz de influenciar as expectativas sobre o retorno do investimento, afetando as sensibilidades do investimento privado. O oposto também é verdadeiro: quedas frequentes do IE levam à contínua deterioração da infraestrutura até se verificar o ponto de reversão das convenções, quando as expectativas sobre o retorno dos investimentos mudam de otimistas para pessimistas. Assim, não existe relação quantitativa definida e não há curva contínua relacionando variações do estoque de infraestrutura com variações das sensibilidades do investimento privado. Mudanças nessas sensibilidades serão frequentemente descontínuas. Quando a deterioração da infraestrutura atinge o ponto de reversão das convenções e expectativas, o investimento privado é parcialmente desconectado dos seus determinantes. Consequentemente, diminui a sensibilidade do investimento privado em relação a cada um dos seus determinantes. Essa hipótese será testada a seguir.

3 Especificação do modelo e fonte dos dados

Há na literatura modelos de investimento com distintos substratos teóricos, por exemplo, os modelos Keynesiano e Kaleckiano; do Acelerador dos Investimentos; Acelerador Flexível; Neoclássico do Investimento; da Abordagem de Opções; do Investimento Privado nos Países em Desenvolvimento; e os modelos baseados nos Microfundamentos do Investimento. Segundo Torres e Resende (2015, p. 279) “as estimações desses modelos [...] apresentam resultados muitas vezes pouco satisfatórios”. Conforme esses autores, o modelo do Acelerador do Investimento está entre aqueles que produzem o melhor ajustamento dos dados⁵.

O modelo empírico subjacente a este estudo é desenvolvido conforme o modelo do Acelerador Flexível, adaptado para captar o efeito do estoque de infraestrutura e reformulado para captar o efeito de outros fatores que afetam o investimento privado, como proposto por Blejer e Khan (1984), Ramirez (1994) e Erden e Holcombe (2005)⁶. Portanto, incluímos o estoque de infraestrutura em nossa versão do modelo do Acelerador Flexível, além das variáveis que, segundo Kopp (2018) e Briguglio et al. (2019), são frequentemente utilizadas: investimento privado defasado (ou utilização da capacidade), taxa de juros real, crédito, investimento público e taxa de câmbio real, além da infraestrutura.

Assumimos que o estoque de capital desejado pelo setor privado no período t é proporcional ao nível esperado de estoque de infraestrutura no período t . A equação da forma reduzida para o investimento privado (Equação 1) incorpora o estoque de infraestrutura e um conjunto de outras variáveis relevantes. Ao adicionar *dummies* de inclinação, para capturar os efeitos de interação entre o estoque de infraestrutura e os outros determinantes do investimento privado (vetor X), a Equação 1 é expandida para a Equação 2:

$$I_{i,t} = \alpha a_0 [1 - (1 - \delta)L] Z_{i,t}^e + \gamma_1 X_{i,t} + (1 - a_0) I_{i,t-1} + u_{i,t} \quad (1)$$

(5) Sobre os modelos de investimento presentes na literatura, ver Aschauer (1989a; 1989b); Greene e Villanueva (1991); Calderón e Servén (2004; 2009); Santos e Pires (2007); Torres e Resende (2015); Kopp (2018) e Briguglio et al. (2019).

(6) A adaptação do modelo do Acelerador Flexível visando captar o efeito do estoque de infraestrutura sobre o investimento privado está em Fraga (2019).

Onde I_{it} = investimento privado do país i no período t ; $Z_{i,t}^e$ = nível esperado do estoque de infraestrutura do país i no período t ; X_t = vetor de outras variáveis relevantes; $0 \leq a_0 \leq 1$; δ = taxa de depreciação do estoque de capital privado; L = operador de defasagem; a_0 e γ são coeficientes; $u_{i,t}$ = erro aleatório ou fatores não observados que afetam o investimento privado.

$$I_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Z_{it} + \alpha_2 R_{it} + \alpha_3 RER_{it} + \alpha_4 CRED_{it} + \alpha_5 I_{it-1} + \alpha_6 DZ_{it} R_{it} + \dots + \alpha_7 DZ_{it} RER_{it} + \alpha_8 DZ_{it} CRED_{it} + \alpha_9 DZ_{it} I_{it-1} + \alpha_{10} DZ_{it} Z_{it} + u_{it} \quad (2)$$

A Equação 2 é a equação estimada neste estudo. A descrição e a fonte dos dados estão no Quadro 1.

Quadro 1
Descrição e fonte dos dados

	Notação	Sinal esperado	Fonte de dados
Estoque de capital privado em porcentagem do PIB*	$I_{it}(\%)$	(+)	IMF (2015)
Investimento em infraestrutura em porcentagem do PIB (composto por i, ii, iii e iv): i) Gestão da água: água e saneamento ii) Geração de energia iii) Telecomunicações iv) Transporte terrestre	$Z_{it}(\%)$	(+)	Calderon e Servén (2010) e <i>Infratam</i> (2016)
Investimento público em infraestrutura em porcentagem do PIB (composto por i, ii, iii e iv)	$Z_{pit}(\%)$	(+)	Calderon e Servén (2010) e <i>Infratam</i> (2016)
Taxa real de juros	$R_{it}(\%, a. a)$	(-)	World Bank (2019)
Taxa real de câmbio	$RER_{it}(\text{nível})$	(+)	World Bank (2019)
Crédito bancário ao setor privado em porcentagem do PIB	$CRED_{it}(\%)$	(+)	World Bank (2019)
Estoque de capital privado em porcentagem do PIB defasado	$I_{it-1}(\%)$	(+)	IMF (2015)
<i>Dummies</i> de inclinação:			
Estoque de capital privado	$DZ_{it} I_{it-1}(\%)$	(-)	
Infraestrutura	$DZ_{it} Z_{it}(\%)$	(-)	
Taxa real de juros	$DZ_{it} R_{it}(\%)$	(+)	
Taxa real de câmbio	$DZ_{it} RER_{it}(\text{nível})$	(-)	
Crédito bancário ao setor privado	$DZ_{it} CRED_{it}(\%)$	(-)	

* O estoque de capital foi construído seguindo o método do *perpetual inventory*: $K_{it+1} = (1 - \delta_{it})K_{it} + (1 - \delta_{it}/2)FBKF_{it}$. Onde, para cada país i , K_{it+1} = capital privado no início de cada período $t+1$; δ_{it} = taxa de depreciação variável no tempo; $FBKF_{it}$ = formação bruta de capital fixo, também variável.

Dos parâmetros da Equação 2, $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \dots, \alpha_{10}$, o coeficiente α_0 representa o efeito não observado do país. $u_{i,t}$ = erro aleatório. $DZ_{it} R_{it}, DZ_{it} RER_{it}, DZ_{it} CRED_{it}, DZ_{it} I_{it-1}, DZ_{it} Z_{it}$, são as *dummies* de inclinação ($D = 1$, para o período em que há quebra estrutural na série de Z e períodos subsequentes – queda acentuada de Z confirmada pelo teste de quebra estrutural –, e $D = 0$, caso contrário. Se ocorrer uma quebra estrutural que leve à queda de Z no período x_t , e se em x_{t+n} , $n > 0$, Z alcançar seu nível anterior a x_t , então a partir de x_{t+n} , $D = 0$). Se as *dummies* forem

estatisticamente diferentes de zero, terá sido colhida evidência de mudanças nas sensibilidades do investimento privado.

O exercício econométrico é realizado para o período 1985-2013, com dados anuais de seis economias da América Latina: Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru. Considerando a dificuldade de coletar dados sobre infraestrutura, seguimos a estratégia de Calderón e Servén (2009), por isso, as séries utilizadas abrangem apenas as seis maiores economias latino-americanas. Todas elas apresentam deterioração da infraestrutura no período estudado. Ademais, a literatura reconhece as variáveis explicativas dos modelos de investimento como sendo aplicáveis a qualquer país, enquanto a metodologia de dados em painel tem a vantagem de discriminar diferenças individuais e temporais da amostra. O recorte temporal considerou a disponibilidade dos dados.

Para testar a robustez dos resultados, uma segunda especificação da equação de investimento privado foi adotada, substituindo na Equação 2 a variável Z por Z_p = investimento público em infraestrutura em porcentagem do PIB (Quadro 1). Ademais, a variável Z_p seria uma proxy para investimento público, de modo que efeitos de *crowding in* (*crowding out*) entre investimentos público e privado serão testados.

Finalmente, um canal de transmissão relevante dos efeitos da infraestrutura sobre o investimento privado é o lucro esperado (Seção 2). Visto que não existe para os países em análise uma variável que corresponda à medida das oscilações nas expectativas de lucro decorrentes de variações na infraestrutura, mudanças no estoque de infraestrutura, que podem ser medidas, sintetizam oscilações no lucro esperado.

3.1 Metodologia

A Equação 2 será determinada por quatro estimadores: *mean-group* (MG) de Pesaran e Smith (1995), *pooled mean group* (PMG) de Pesaran *et al.* (1999), *dynamic fixed effects* (DFE) e *cross sectionally augmented pooled mean group* (CPMG), de Binder e Offermanns (2007). O emprego destes estimadores em um painel dinâmico heterogêneo foi adotado por Samargandi *et al.* (2015), Giesenow e Haan (2019) e Martin (2021).

Pesaran e Smith (1995) e Pesaran e Shin (1999) apresentam o modelo de estimação autorregressivo com defasagens distribuídas (ARDL) como um novo teste de cointegração. O painel ARDL pode ser usado com variáveis de diferentes ordens de integração independentemente de serem $I(0)$ ou $I(1)$ ou uma mistura dos dois, tornando desnecessários os testes de raízes unitárias (Pesaran; Shin, 1999)⁷. O modelo ARDL, especialmente PMG e MG, fornece coeficientes consistentes, pois inclui defasagens de variáveis dependentes e independentes (Pesaran *et al.*, 1999).

Para examinar a direção da causalidade de Granger entre infraestrutura e investimento privado, empregamos a especificação de *dynamic panel error-correction*:

$$\Delta I_{it} = \alpha_i^I + \sum_{k=1}^h \theta_{1i,k}^I \Delta I_{i,t-k} + \sum_{k=0}^h \theta_{2i,k}^I \Delta Z_{i,t-k} + \lambda_i^I \varepsilon_{i,t-1}^I + u_{it}^I,$$

(7) Contudo, testamos a presença de raízes unitárias para garantir a ordem de integração das séries.

$$\Delta Z_{it} = \alpha_i^Z + \sum_{k=1}^h \theta_{1i,k}^Z \Delta Z_{i,t-k} + \sum_{k=0}^h \theta_{2i,k}^Z \Delta I_{i,t-k} + \lambda_i^Z \varepsilon_{i,t-1}^Z + u_{it}^Z,$$

Onde $i = 1, \dots, N$ representa os países e $t = 1, \dots, T$ representa o período de tempo, enquanto I_{it} e Z_{it} são investimento privado e em infraestrutura em logaritmos, respectivamente. Δ = operador de primeira diferença, α_i = efeitos fixos, k = defasagens, $\varepsilon_{i,t-1}^Z$ = termo de correção de erro defasado, e u_{it}^Z = termo de erro serialmente não correlacionado com média zero. Os coeficientes $\theta_{1i,k}^j$ e $\theta_{2i,k}^j$, $j = I, Z$, representam a dinâmica de curto prazo, enquanto λ_i^j , $j = I, Z$, representam a velocidade de ajustamento. É aplicado o estimador PMG para determinar as equações anteriores.

Inicialmente, considerou-se a causalidade de curto prazo testando as hipóteses nulas $H_0: \theta_{2ik}^I = 0$ e $H_0: \theta_{2ik}^Z = 0, \forall i, k$. A causalidade de longo prazo pode ser identificada testando se o coeficiente do respectivo termo de correção de erro é igual a zero. Finalmente, testa-se para causalidade forte aplicando testes conjuntos, incluindo os coeficientes da variável explicativa e o termo de erro de cada equação.⁸

O conjunto de procedimentos realizados é: análise gráfica da série do investimento em infraestrutura (IE) e Teste Chow, para adicionar *dummies* de inclinação à estrutura de regressão; Teste de dependência *cross-section* (CD) de Pesaran (2004); Testes de estacionariedade (Teste de Maddala e Wu, 1999; Pesaran, 2007; Im *et al.* 2005), cointegração (Teste de Pedroni, 1999 e Westerlund, 2007); critério Baysiano de Schwartz para estrutura de defasagem; matriz das correlações e estatísticas *Variance inflation factor* (VIF); Teste heteroskedasticity-robust de Born e Breitung (2016); os estimadores de longo prazo e os testes de causalidade.

4 Evidência da relação entre infraestrutura e investimento privado

As séries da taxa de IE dos países estudados estão no Gráfico 1. A estimação da Equação 2 tomando-se o logaritmo das variáveis permite obter as elasticidades do investimento privado em relação a seus determinantes. Porém, não adotamos este procedimento devido ao grande número de parâmetros do modelo e o tamanho da amostra, que pode impor restrições à escolha de defasagens. Assim, a Equação 2 foi estimada com as variáveis em percentagem, exceto a taxa de câmbio real, utilizada em nível.⁹ Visto que as variáveis foram mensuradas em percentagem ou em nível, alterações nos coeficientes estimados se referem a mudanças na sensibilidade do investimento privado em reação aos seus determinantes. Executou-se o teste Chow nos anos de quebras estruturais nas séries do IE para adicionar *dummies* de inclinação à estrutura de regressão (Anexo, Tabela A1).

Nota-se uma quebra estrutural, quase que conjunta, no IE entre 1986 e 1989 (Gráfico 1)¹⁰. Nova quebra é observada por volta de 2001, período em que houve crise financeira na Ásia em 1997,

(8) A causalidade de Granger também foi testada pelo procedimento proposto por Dumitrescu e Hurlin (2012) para testar causalidade em conjuntos de dados em painel heterogêneo e pelo procedimento SUR (Nguyen, 2010).

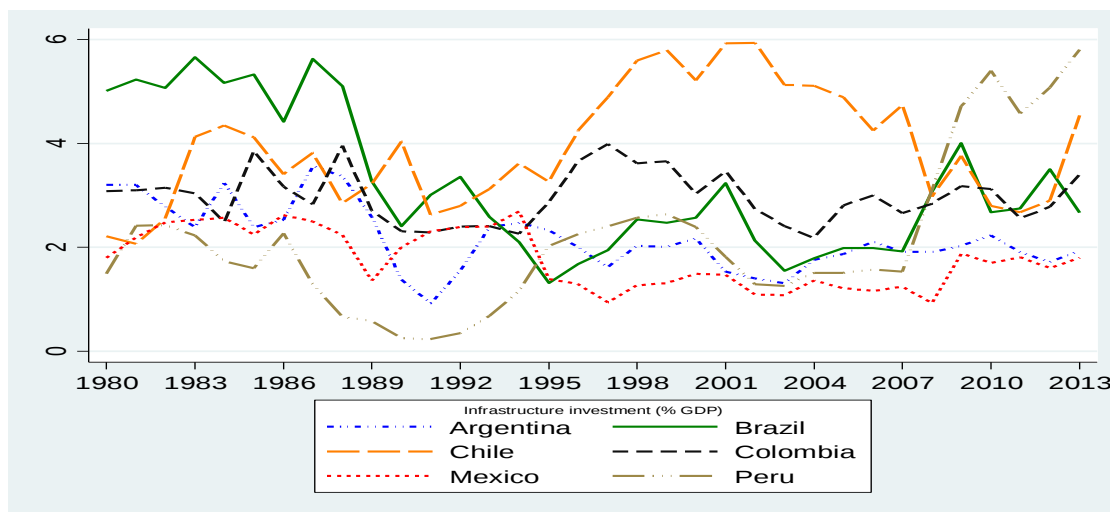
(9) Conforme Wooldridge (2006, p. 181), variáveis que são proporções ou percentagens podem usar ou não o logaritmo, mas a tendência é utilizá-las em sua forma original.

(10) Nos anos 1990, a maioria dos países latino-americanos passou por reformas que afetaram suas estruturas produtivas, e o IE caiu drasticamente na região.

Rússia em 1998, Brasil em 1999 e Argentina em 2002. O IE também parece ter uma quebra em 2008-2009, quando se verificou a crise do *subprime*.

Os resultados dos testes de dependência *cross-section* CD (Anexo, Tabela A2) mostram que a infraestrutura e o investimento privado são altamente dependentes em todos os países (a hipótese de ausência de correlação é rejeitada a 5% de significância). A variável taxa de câmbio real apresentou ausência de correlação, inclusive quando testada em primeira diferença, ou por meio dos resíduos da regressão geral, com parâmetros heterogêneos.

Gráfico 1
Investimento total em infraestrutura (1980-2013)



Nota: setores incluídos no IE: água e saneamento, geração de energia, telecomunicações e transportes.

Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados de Calderon e Servén (2010) e *Infralata* (2016).

Os resultados do teste de Im et al. (1997) sugerem que todas as variáveis são integradas de ordem um $I(1)$. Considerando o teste Im et al. (2005), aplicado apenas para Z , a hipótese nula de raiz unitária foi aceita com intervalo de confiança de 95%.¹¹

A Tabela A3 (Anexo) apresenta os testes de cointegração de painel de primeira e segunda geração de Pedroni (1999) e Westerlund (2007). Os resultados dos quatro testes que compõem o procedimento proposto por Westerlund (2007) sugerem a rejeição da hipótese nula de não cointegração (10% de significância estatística). Isto é, os testes sugerem relação de longo prazo entre as séries das variáveis infraestrutura e investimento privado nos países selecionados. O teste de Cointegração de Pedroni (1999) alcança o mesmo resultado.

Em relação aos estimadores de longo prazo, com base no critério Baysiano de Schwartz, impomos a seguinte estrutura de defasagem (1,1,1,1,1,1,1,1,1) para I_{it} , I_{it-1} , Z_{it} , R_{it} , RER_{it} , $CRED_{it}$, e *dummies* de inclinação. A matriz das correlações e estatísticas variance inflation factor (VIF) mostra que as correlações são aceitáveis. Os testes VIF mostram que não há problema de

(11) Devido à falta de espaço, os resultados dos testes não estão reportados neste artigo, mas podem ser obtidos com os autores.

multicolinearidade: os valores são inferiores a 10^{12} . Apenas a *dummy* DZZ apresentou um VIF de 12.04 em nível, mas em primeira diferença reduz para 2.40, na especificação de curto prazo¹³.

A validade da restrição de homogeneidade de longo prazo entre os países e a eficiência do estimador PMG sobre os outros estimadores são examinadas pelo teste de Hausman (Tabela 1). Como esperado, este teste validou a hipótese nula de restrição de homogeneidade de longo prazo nos regressores, indicando PMG como estimador mais eficiente que MG ou DFE¹⁴. Conforme Favara (2003), para N pequeno, o estimador MG é sensível a *outliers* e pequenas variações, portanto, sensível ao número de *dummies* empregadas à estrutura de regressão neste artigo. Como a hipótese de homogeneidade da inclinação foi aceita empiricamente, discute-se e apresenta-se apenas os resultados de longo prazo.

Tabela 1
Estimativa de longo prazo: infraestrutura total

Variáveis	PMG		CPMG	
	Coeficientes	p-valor	Coeficientes	p-valor
Coeficientes de longo prazo				
I_{t-1}	0.687	0.000	0.759	0.000
DZI_{t-1}	0.128	0.001	0.012	0.007
Z	11.897	0.000	1.284	0.000
DZZ	-13.871	0.000	-0.265	0.000
R	0.491	0.020	-0.200	0.023
DZR	-1.220	0.000	-0.265	0.000
RER	-0.004	0.000	-0.002	0.000
DZRER	-0.002	0.544	-0.003	0.006
CRED	0.983	0.000	0.266	0.000
DZCRED	0.935	0.000	0.104	0.000
Velocidades de ajustamento	-0.244	0.055	-1.014	0.000
Constante	5.407	0.165	26.54	0.003
Países	6		6	
Observações	136		136	
Hausman (MG ou PMG)	1.05(Prob > χ^2 = 0.59)			
Hausman (DFE ou PMG)	0.27(Prob > χ^2 = 0.94)			

Utilizou-se a rotina XTPMG. O teste de Hausman indica que o PMG é a estimativa mais consistente e eficiente em relação às estimativas MG e DFE. A ordem das variáveis é I; I_{t-1} ; Z; R; RER; CRED. DZI_{t-1} , DZR, DZRER, DZCRED e DZZ são as *dummies* de inclinação. Dados anuais de 1985 a 2013.

(12) Quanto maior o VIF, maior a variância do β_j . Valores maiores que 10 podem causar problema de multicolinearidade na estimação desse coeficiente de regressão (Draper; Smith 1998; Kutner et al., 2005).

(13) Devido à falta de espaço, o critério Baysiano de Schwartz para a estrutura de defasagem, a matriz das correlações e estatísticas VIF não estão reportados neste artigo, mas podem ser obtidos com os autores.

(14) O estimador PMG é bastante atraente ao estudar pequenos conjuntos de países em vez de grandes painéis macro diversos. Os resultados da opção PMG incluem as estimativas de parâmetros de longo prazo e as estimativas médias dos parâmetros de curto prazo.

Segundo os estimadores MG e DFE, nenhum dos coeficientes é estatisticamente diferente de zero, razão pela qual analisaremos somente os resultados obtidos com os estimadores PMG e CPMG (Tabela 1)¹⁵. O parâmetro da velocidade de ajuste associado ao estoque de capital privado defasado é representado por $(1 - a_0)$. O parâmetro estimado, $(1 - a_0)I_{t-1}$, em cada um dos modelos (PMG e CPMG), foi significativo e positivo, como esperado. A velocidade de ajuste (a_0) foi estimada em 0.313 e 0.241 para PMG e CPMG, respectivamente, sugerindo longo período de ajustamento do capital investido.

O coeficiente estimado do IE foi positivo e significativo a 1%, como esperado. Um aumento em Z eleva a taxa de investimento do setor privado: os coeficientes estimados são 11,9 e 1,28, segundo os estimadores PMG e CPMG, respectivamente. O coeficiente estimado da taxa de juros apresentou sinal negativo e é significativo, segundo o estimador CPMG; entretanto, o sinal é positivo conforme o estimador PMG.¹⁶ O coeficiente estimado da taxa de câmbio real é significativo a 1%, mas seu valor é muito pequeno. Por fim, um aumento do crédito doméstico privado aumenta o investimento privado: os coeficientes estimados são 0,98 e 0,27 e significativos, segundo os estimadores PMG e CPMG, respectivamente.

Os coeficientes estimados das *dummies* DZL_{1t} , DZR , $DZRRER$, $DZCRED$ e DZZ indicam se há alteração dos coeficientes angulares nos períodos de redução do IE associada a quebras estruturais na série de Z . Espera-se que reduções no estoque de infraestrutura promovam quedas nas sensibilidades do investimento privado em relação a seus determinantes¹⁷.

Considerando os estimadores PMG e CPMG, o sinal estimado da *dummy* para o investimento privado defasado não foi o esperado. Não obstante, seu valor é muito baixo, sendo 0,13 e 0,01, respectivamente. O coeficiente estimado da *dummy* para a taxa de juros real, DZR , é significativo nas abordagens PMG e CPMG. No primeiro caso, a soma dos coeficientes de R e DZR mostra uma relação inversa entre taxa de juros e investimento privado, conforme esperado. Na abordagem CPMG a sensibilidade do investimento privado em relação à taxa de juros eleva-se nos períodos de queda do IE, ao contrário do esperado. O coeficiente da *dummy* para a taxa de câmbio real permanece com valor próximo a zero, conforme os estimadores PMG e CPMG, não sendo significativo na abordagem PMG.

A variável *dummy* para crédito privado ($DZCRED$) apresentou coeficiente significativo e sinal positivo para PMG e CPMG. Esperava-se em princípio um sinal negativo. Contudo, as economias da amostra sofrem historicamente com ausência de mecanismos privados de financiamento de longo prazo, o que implica apoiar-se no “autofinanciamento” e no crédito público,

(15) Foi executado o HR-teste sobre as variáveis do modelo. Os resultados indicam que as séries podem estar livres de correlação serial de primeira ordem. A variável taxa de juros não foi testada devido a valores ausentes em sua série. O teste heteroskedasticity-robust de Born e Breitung (2016) é indicado quando a variância muda ao longo do tempo.

(16) Segundo Torres e Resende (2015, p. 295), “A dificuldade de se encontrar coeficientes negativos e significativos para essa variável [taxa de juros real] é reportada na literatura, inclusive na internacional (Chirinko, 1993). Uma explicação possível para isso pode estar relacionada à baixa disponibilidade de recursos financeiros disponíveis para o financiamento do investimento para países em desenvolvimento. As restrições de crédito nesses países podem afetar o investimento de forma direta. Nesse caso, a taxa de juros torna-se secundária na determinação do investimento se as firmas não tiverem acesso aos recursos necessários para a implementação do investimento”.

(17) Espera-se que os coeficientes estimados das *dummies* apresentem sinais negativos, exceto o coeficiente da *dummy* de interação com a taxa de juros, visto que esta variável deve apresentar correlação negativa com o investimento privado.

sendo estas as únicas fontes para tal modalidade de *funding* nestas economias. Ou seja, no caso de DZCRED, a explicação para este resultado pode ser o fato de que o IE, ou o seu aumento, é financiado com crédito público subsidiado exatamente quando o estoque de infraestrutura está bastante deteriorado. Neste caso, o sinal de DZCRED deveria ser positivo, pois espera-se que a resposta do investimento privado ao aumento do crédito privado seja maior quando há estímulos ao investimento privado oriundos dos segmentos produtivos afetados direta ou indiretamente pelas obras de infraestrutura financiadas com crédito público subsidiado.

Finalmente, segundo o estimador CPMG, o coeficiente da *dummy* para o IE (DZZ) é significativo e apresenta sinal negativo, conforme esperado, indicando que nos períodos de queda do IE ocorre redução da sensibilidade do investimento privado em relação ao próprio IE. Visto que grande parte do IE é realizado pelo governo e que parcela significativa do investimento público corresponde a IE, pode-se considerar que este resultado sugere a queda da sensibilidade do investimento privado em relação ao investimento público nos períodos de deterioração da infraestrutura – mais de 60% dos IE realizados nas últimas décadas nos seis países em análise são investimentos públicos (Calderón; Servén, 2010).¹⁸ Nestes períodos, esta sensibilidade se reduz: o coeficiente estimado do IE cai de 1,28 para 1,019, conforme o estimador CPMG. Resultado semelhante é encontrado quando se considera o estimador PMG, porém, embora o coeficiente estimado de DZZ seja negativo e significativo, conforme esperado, o seu valor é superior em termos absolutos ao valor do coeficiente de Z. Neste caso, nos períodos de deterioração da infraestrutura, aumentos em Z implicariam reduções no investimento privado, sugerindo *crowding out* entre o IE e o investimento privado.

Na Tabela 1, o parâmetro estimado referente à velocidade de ajustamento é negativo em todos os casos. Cerca de 4,1 e 0,99 períodos (PMG e CPMG, respectivamente) serão requeridos para o investimento privado retornar ao equilíbrio, caso ele desvie da linha de regressão – tomando como (1/0.244) e (1/1.014).

Em suma, os resultados dão suporte à hipótese de que os IE (Z) têm impactos positivos sobre o investimento privado. Ademais, as variáveis taxa de juros real, câmbio real e crédito privado afetam o investimento privado. Quanto à hipótese de que quedas (quebras estruturais) no IE afetam as sensibilidades do investimento privado aos seus determinantes, os resultados apontam para a significância estatística das *dummies* de interação com o investimento privado defasado, a taxa de juros real, o crédito privado, a taxa de câmbio real e o próprio IE, segundo o estimador PMG e/ou o CPMG. Contudo, apenas para os coeficientes das *dummies* do crédito privado e do IE encontrou-se o sinal esperado – para a *dummy* da taxa de câmbio real o coeficiente estimado é praticamente zero. No caso da *dummy* de interação com o crédito privado, explica-se seu sinal positivo pelo aumento do financiamento público subsidiado para IE nos períodos em que o estoque de infraestrutura está deteriorado – nestes períodos, obras de infraestrutura financiadas pelo governo estimulam o investimento privado nos segmentos produtivos afetados direta ou indiretamente por elas, tornando-o, então, mais sensível ao crédito privado.

(18) A correlação entre a série das taxas de IE e de investimento público (IMF, 2015) é: 1985-2013 = 38%; 1990-2013 = 60%; 1995-2013 = 62%; 2000-2013 = 58,5%; 2005-2013 = 55%.

Finalmente, é analisada a causalidade de Granger entre o investimento privado e o IE (Tabela 2). Constatou-se relação de causalidade de Granger bidirecional entre infraestrutura e investimento privado em todos os três casos: curto e longo prazo e causalidade forte. Na análise de curto prazo, infraestrutura Granger causa investimento privado com significância estatística de 5%. Os coeficientes defasados das respectivas variáveis indicam que a infraestrutura (12.769) tem maior impacto no investimento privado do que o contrário (-0.0249), este último com nível de significância acima dos 10% e valor próximo a zero. Quando se considera que a infraestrutura causa o investimento privado no longo prazo e que o investimento privado causa a infraestrutura no curto prazo, a significância estatística ficou acima de 10%.

Tabela 2
Resultados dos testes de causalidade: infraestrutura e investimento privado

Países (Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru)					
Variável dependente	Fontes de causalidade (variável independente)				
	Curto prazo		Longo prazo	Forte causalidade	
	ΔI	ΔZ	ECT	$\Delta I, ECT$	$\Delta Z, ECT$
ΔI	-	12.769** (0,025)	1.111 (0.220)	-	13.18***
ΔZ	-0.0249 (0,364)	-	-0.0178*** (0.000)	70.54***	-
Seemingly unrelated regression (SUR)					
	I		Z		
I	1.010*** (0.000)		1.388*** (0.009)		
Z	-0.008*** (0.000)		0.9962*** (0.000)		
I_{t1} Granger-causa Z			Z_{t1} Granger-causa I		
W-bar =	5.2116		W-bar =	5.0671	
Z-bar =	7.2948	p-value (0.00)	Z-bar =	7.0444	p-value (0.00)
Z-bar tilde =	6.1917	p-value (0.00)	Z-bar tilde =	5.9749	p-value (0.00)

O valor dos coeficientes para as respectivas mudanças de curto prazo é indicado por ΔI e ΔZ (p-valor entre parênteses). ECT = coeficientes dos termos de correção de erro ε^I e ε^Z (p-valor entre parênteses). As estatísticas do teste de Wald Chi-quadrado para a causalidade forte são representadas em ($\Delta I, ECT$ e $\Delta Z, ECT$). ***, ** e * indicam que a hipótese nula de não causalidade é rejeitada a 1%, 5% e 10% de significância estatística, respectivamente. Foi utilizada a taxa real de juros como variável de controle, mas, o foco do trabalho continua sendo as relações de causalidade entre infraestrutura e investimento privado. Todos os resultados para a taxa de juros foram negativos a 5% de significância. A estimação SUR foi realizada usando o comando `xtsur` no Stata. ***, ** e * indicam que a hipótese nula de não causalidade é rejeitada a 1%, 5% e 10% de significância estatística, respectivamente. Aplicou-se, também, o procedimento proposto por Dumitrescu e Hurlin (2012) via `xtgcause` no Stata.

O investimento privado gera efeito negativo sobre o IE no longo prazo, com valor absoluto do coeficiente muito baixo (-0.0178) e velocidade de ajuste SR (ECT) de (1/-0.4921) de aproximadamente dois anos para retornar ao equilíbrio após o choque ocorrer.

Os resultados para o teste de causalidade usando abordagem para dados em painel seemingly unrelated regression (SUR), em que as perturbações entre as equações podem ser correlacionadas e gerar estimativas eficientes, corroboram com os primeiros resultados, porém com valor do coeficiente de infraestrutura menor (1.388). Em todos os casos, a significância estatística foi de 1%. Por fim, o último procedimento indica relação de causalidade de Granger bidirecional entre infraestrutura e investimento privado¹⁹.

Para testar a robustez dos resultados encontrados, uma segunda especificação da equação de investimento privado foi adotada substituindo na Equação 2 a variável Z por Z_P = investimento público em infraestrutura em porcentagem do PIB²⁰. A variável Z_P é uma proxy para investimento público. Executou-se o teste Chow nos anos de quebras estruturais nas séries da taxa de Z_P para adicionar *dummies* de inclinação à estrutura de regressão. Constatou-se a presença de quebras nos mesmos anos verificados para a variável Z ²¹. Os resultados da estimação estão na Tabela 3²².

Tabela 3
Estimativa de longo prazo: infraestrutura pública

Variáveis	PMG		CPMG	
	Coeficientes	p-valor	Coeficientes	p-valor
Coeficientes de longo prazo				
I_{t-1}	0.622	0.000	0.622	0.000
$DZpI_{t-1}$	0.008	0.291	0.007	0.291
Z_P	3.192	0.000	3.192	0.000
$DZpZ_P$	-1.337	0.013	-1.336	0.013
R	-0.193	0.001	-0.119	0.563
$DZpR$	-0.120	0.010	-0.120	0.010
RER	-0.004	0.000	-0.003	0.000
$DZpRER$	-0.003	0.044	-0.003	0.044
$CRED$	0.277	0.000	0.268	0.000
$DZpCRED$	0.136	0.001	0.136	0.001
Velocidades de ajustamento	-0.678	0.000	-0.678	0.000
Constante	32.948	0.001	32.367	0.001
Países	6		6	
Observações	136		136	

Utilizou-se a rotina XTPMG. O teste de Hausman indica que o PMG é uma estimativa mais consistente e eficiente do que as estimativas MG e DFE. A ordem das variáveis é I ; I_{t-1} ; Z_P ; R ; RER ; $CRED$. $DZpI_{t-1}$, DZR , $DZpRER$, $DZCRED$ e DZZ_P são as *dummies* de inclinação. Dados anuais de 1985 a 2013.

(19) A despeito do teste de causalidade de Granger não ser robusto a processos latentes que afetem conjuntamente duas variáveis testadas, o teste foi apenas um complemento ao exercício econométrico principal, cujos resultados foram corroborados pelo teste de causalidade de Granger.

(20) Também foi estimada uma terceira especificação da equação de investimento privado, substituindo na Equação 2 a variável Z por Z_P e acrescentando a variável produto esperado. Os resultados foram muito semelhantes aos obtidos com as duas estimações anteriores, sugerindo sua robustez, mas não estão reportados neste artigo por falta de espaço, podendo ser obtidos com os autores.

(21) Devido à falta de espaço, os resultados do teste não estão reportados neste artigo, mas podem ser obtidos com os autores.

(22) Os resultados dos testes de dependência *cross-section* são semelhantes aos encontrados na estimação da Equação 2 e mostram que a infraestrutura pública e o investimento privado são altamente dependentes em todos os países. Os testes de cointegração de painel de primeira e segunda geração de Pedroni (1999) e Westerlund (2007) apontam para a cointegração entre infraestrutura pública e investimento privado. A matriz das correlações e estatísticas VIF mostram que as correlações são aceitáveis e que não há problema de multicolinearidade. A validade da restrição de homogeneidade de longo prazo entre os países foi examinada pelo teste de Hausman, que indicou PMG como um estimador mais eficiente que MG ou DFE. Os resultados do HR-teste sobre as variáveis do modelo indicam que as séries podem estar livres de correlação serial de primeira ordem. Devido à falta de espaço, os resultados dos testes não estão reportados neste artigo, mas podem ser obtidos com os autores.

Os resultados são muito semelhantes aos da Tabela 1. O investimento público em infraestrutura afeta positivamente o investimento privado a 1% de significância estatística, sugerindo *crowding in* entre investimentos público (em infraestrutura) e privado. Conforme os resultados associados ao estimador PMG, também são significativas a 1% as variáveis investimento privado defasado, crédito e taxas de juros e de câmbio. Os resultados associados ao estimador CPMG são muito parecidos. Ademais, para ambos os estimadores, o coeficiente estimado da *dummy* DZp apresenta o sinal esperado, é significativo a 1% e mostra redução da sensibilidade do investimento privado em relação ao investimento público em infraestrutura nos períodos de queda desta variável associada a quebras estruturais na sua série (Z_p), enquanto o *crowding in* entre investimentos público e privado permanece válido também nestes períodos.

A causalidade de Granger entre o investimento privado e o investimento público em infraestrutura foi analisada. Constatou-se relação de causalidade de Granger bidirecional entre estas variáveis em todos os três casos: curto e longo prazo e causalidade forte. Os resultados do teste de causalidade usando a abordagem SUR corroboram com os primeiros resultados²³.

5 Considerações finais

O objetivo deste artigo foi elaborar e testar as hipóteses de que a deterioração da infraestrutura de um país inibe o investimento privado e reduz suas sensibilidades aos seus determinantes. Os resultados encontrados para países latino-americanos sugerem que o estoque de infraestrutura possui impactos positivos e significativos sobre o investimento privado, indicando ser o investimento em infraestrutura condição para o crescimento de longo prazo.

A hipótese de que quedas (isto é, quebra da série) do IE reduzem as sensibilidades do investimento privado em relação aos seus determinantes foi parcialmente corroborada visto que os coeficientes das *dummies* do crédito privado e do IE (e de Z_p) foram significativos e mostraram o sinal esperado – ou seja, os resultados devem ser vistos com cautela, mas não permitem rejeitar a hipótese citada. Para a *dummy* de interação com o crédito privado, seu sinal positivo é explicado pelo aumento do financiamento público subsidiado para IE nos períodos em que o estoque de infraestrutura está deteriorado. Ou seja, segmentos do setor privado que participam direta ou indiretamente das obras de infraestrutura financiam parte de seus investimentos com crédito privado a partir do estímulo dado às suas atividades pelo aumento dos investimentos em infraestrutura via crédito público subsidiado. Neste caso, há um *crowding in* entre crédito público para IE e crédito privado para investimento privado. Por fim, a sensibilidade do investimento privado em relação ao IE (e a Z_p , proxy para investimento público) se retrai nos períodos de quebra da série do IE, confirmando a hipótese deste artigo.

Em suma, a contínua deterioração da infraestrutura de um país pode resultar em uma convenção negativa, a qual determinará, em conjunto com a criatividade e imaginação dos agentes, suas expectativas sobre o retorno dos investimentos, afetando as sensibilidades do investimento privado em relação aos seus determinantes. Neste caso, será reduzida a potência da política econômica em estimular o investimento privado via mudanças em seus determinantes – crédito, taxa de juros, investimento público etc. Gargalos crescentes no fornecimento de infraestrutura afetam a

(23) Devido à falta de espaço, os resultados dos testes não estão reportados neste artigo, mas podem ser obtidos com os autores.

produtividade, os custos de produção, as expectativas de demanda e de lucro, com implicações deletérias sobre o investimento e o crescimento a longo prazo.

Referências bibliográficas

- AGENÓR, P-R.; CANUTO, O. *Middle-income growth traps*. Washington: Word Bank, 2012. (Policy Research Working Paper, n. 6210).
- ASCHAUER, D. A. Is public expenditure productive? *Journal of Monetary Economics*, v. 23, p. 177-200, 1989a.
- ASCHAUER, D. A. *Public investment and productivity growth*. Macroeconomic Issues, Federal Reserve Bank of Chicago, 1989b. p. 89-113. (Working Paper Series).
- BARRO, R. Government spending in a simple model of endogenous growth. *Journal of Political Economy*, n. 5, part 2, p. S103-S125, Oct. 1990.
- BELLOC, M.; VERTOVA, P. How does public investment affect economic growth in HIPC? An empirical assessment. Department of Economics, University of Siena, 416, 2004.
- BRIGUGLIO, D.; DIMITRIADIS, L.; MAESTRI, V.; PAPA, G. *Private investment in Italy*. European, 2019.
- ECONOMY. Directorate General Economic and Financial Affairs (DG ECFIN), European Commission. 2015. (Discussion Papers, n. 108).
- BINDER, M.; OFFERMANN, C.J. *International investment positions and exchange rate dynamics: a dynamic panel analysis*. CESIFO, 2007. (Working Paper, n. 2095).
- BLEJER, M. S.; KHAN, M. S. Government policy and private investment in developing countries. *IMF Staff Papers*, v. 31, n. 2, p. 379-403, 1984.
- CALDERÓN, C.; SERVÉN, L. *The effects of infrastructure development on growth and income distribution*. Central Bank of Chile, 2004. (Working Paper, n. 270).
- CALDERÓN, C.; SERVÉN, L. Infrastructure in Latin America: an update, 1980-2006. *World Bank Other Operational Studies*, n. 3182, 2009.
- CALDERÓN, C.; SERVÉN, L. *Infrastructure in Latin America*. World Bank Policy Research, 2010. (Working Paper, n. 5317).
- CARRANZA, L.; MELGUIZO, C. Public infrastructure investment and fiscal sustainability in Latin America: incompatible goals? *Journal of Economic Studies*, v. 41, n. 1, p. 29-50, 2014.
- CARVALHO F. J. C. Expectativas, Incerteza e convenções. In: *ESTRATÉGIAS de desenvolvimento, política industrial e inovação: ensaios em memória de Fabio Erber*. Rio de Janeiro: BNDES, 2014. p. 207-234.
- DRAPER, N. R.; SMITH, H. *Applied regression analysis*. 3. ed. EUA, John Wiley and Sons, 1998. 706p.

- DUMITRESCU, E. I.; HURLIN, C. Testing for granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic Modelling*, v. 29, n. 4, p. 1450-1460, 2012.
- ERDEN, L.; HOLCOMBE, R. G. The effects of public investment on private investment in developing economies. *Public Finance Review*, v. 33, n. 5, p. 575-602, 2005.
- FAVARA, G. An empirical reassessment of the relationship between finance and growth. *IMF Working Paper*, n. 3/123, 2003.
- FRAGA, J. *Infraestrutura econômica, incerteza e investimento privado*. Tese (Doutorado em Economia)–Cedeplar/UFMG, 2019.
- GALA, P. Real exchange rate levels and economic development: theoretical analysis and empirical evidence. *Cambridge Journal of Economics*, Cambridge, v. 32, p. 273-288, 2008.
- GIESENOW, Federico M.; HAAN, De Jakob. The influence of government ideology on monetary policy: new cross-country evidence based on dynamic heterogeneous panels. *Economics & Politics*, v. 31, Issue 2, p. 216-239, Jul. 2019.
- GREENE, J.; VILLANUEVA, D. Private investment in developing countries: an empirical analysis. *IMF Staff Papers*, v. 38, n. 1, 1991.
- HIRSCHMAN, A. O. *The strategy of economic development*. New Haven: Yale University Press, 1958.
- INFRALATAM. *Datos de inversión en infraestructura económica em América Latina y el Caribe*. Disponível em: <http://infralatam.info/>. Acesso em: 10 set. 2016.
- IM, K. S.; PESARAN, M. H.; SHIN, Y. *Testing for unit roots in heterogeneous panels*. University of Cambridge. Department of Applied Economics, 1997.
- IM, K. S.; LEE, J.; TIESLAU, M. Panel LM unit root tests with level shifts. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Oxford, v. 67, n. 3, p. 393-419, Jun. 2005.
- IMF – International Monetary Fund. Investment and capital stock dataset. Estimating public, private capital stocks. 2015. Disponível em: www.imfstatistics.org/imf/about.asp. Acesso em: 5 set. 2019.
- KAPETANIOS, G.; PESARAN, M. H.; YAMAGATA, T. Panels with non-stationary multifactor error structures. *Journal of Econometrics*, v. 160, n. 2, p. 326-348, 2011.
- KEYNES, J. M. *The general theory of employment, interest and money*. The Collected Writings of John Maynard Keynes, VII, London: Macmillan. 1973
- KEYNES, J. M. A Treatise on Probability. *The Collected Writings of John Maynard Keynes*, vol. VIII, London: MacMillan for the Royal Economic Society. 1973a.
- KOPP, E. Determinants of U.S. business investment. *IMF Working Paper*, n. 18/139, 2018.
- KUTNER, M. H.; NACHTSHEIM, C. J.; NETER, J.; LI, W. *Applied linear statistical models*. 5. ed. New York: McGraw-Hill, Irwin, 2005.
- LEWIS, A. Lecture to the memory of Alfred Nobel. December 8, 1979. In: LINDBECK Assar (Ed.). *Nobel Lectures, Economics 1969-1980*. Singapore: World Scientific Publishing Co., 1992.

- MADDALA, G. S.; WU, S. A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 61, n. 631-652, 1999.
- MARTIN, M. *Fiscal policy, R&D, and innovation*. Evidence from OECD countries. Dissertation/Master (Master in Economics)–Lund University, 2021.
- MARTINS NETO, A. S.; LIMA, G. T. Competitive exchange rate and public infrastructure in a macrodynamic of economic growth. *Metroeconomica*, v. 68, n. 4, p. 792-815, 2017.
- NGUYEN, M. *XTSUR*: Stata module to estimate seemingly unrelated regression model on unbalanced panel data. Statistical Software Component n. S456953. Boston College Department of Economics, 2010.
- NURKESE, R. *Problems of capital formation in underdeveloped countries*. Oxford University Press, 1953.
- PEDRONI, P. Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 61, p. 653-670, 1999.
- PESARAN, M. H.; HSIAO, C.; TAHMISIOGLU, A. K. Bayes estimation of short-run coefficients in dynamic panel data models. In: Hsiao C.; LAHIRI K.; LEE, L.-F.; PESARAN, M. H. (Ed.). *Analysis of panels and limited dependent variables*. Cambridge University Press, 1999. p. 268-296.
- PESARAN, M. H. General diagnostic tests for cross section dependence in panels. *CESifo Working* n. 1229, 2004.
- PESARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH, R. P. Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, v. 94, n. 446, p. 621-634, 1999.
- PESARAN, M. H.; SMITH, R. Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, v. 68, n. 1, p. 79-113, 1995.
- PESARAN, M. H. A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, v. 22, p. 265-312, 2007.
- PHILIPPS, P.; HANSEN, B. E. Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. *The Review of Economic Studies*, v. 57, n. 1, p. 99-125, 1990.
- POSSAS, M. L. Racionalidade e regularidades: rumo a uma integração micro-macrodinâmica. *Economia e Sociedade*, Campinas, 1993.
- RAMIREZ, M. D. Public and private investment in Mexico, 1950-90: an empirical analysis. *Southern Economic Journal*, v. 61, n. 1, p. 1-17, 1994.
- RAPETTI, M.; SKOTT, P.; RAZMI, A. The real exchange rate and economic growth: are developing countries different? *International Review of Applied Economics*, v. 26, n. 6, p. 735-753, 2012.
- RESENDE, M. F. C.; TERRA, F. H. B. Economic and social policies inconsistency, conventions, and crisis in the Brazilian economy, 2011–2016. In: ARESTIS P.; BALTAR, C.; PRATES, D.

(Ed.). *The Brazilian economy since the great financial crisis of 2007/2008*. Palgrave Macmillan, 2017.

RIBEIRO, R. S. M.; MCCOMBIE, J. S. L.; LIMA, G. T. Some unpleasant currency-devaluation arithmetic in a post Keynesian macromodel. *Journal of Post Keynesian Economics*, v. 40, p. 145-167, 2017.

RODRIK, D. The real exchange rate and economic growth. *Brookings Economic Studies Program*, The Brookings Institution, v. 39, n. 2, p. 365-439, 2008.

ROZAS, P.; SÁNCHEZ R. *Desarrollo de infraestructura y crecimiento económico: revisión conceptual*. Santiago: ECLAC, 2004.

ROSENSTEIN-RODAN, P. N. Notes on the Theory of the 'Big Push'. Economic development for Latin America. Proceedings of a Conference held by the International Economic Association, 1961.

SAMARGANDI, N.; FIDRMUC, J.; GHOSH, S. Is the relationship between financial development and economic growth monotonic? Evidence from a sample of middle-income countries. *World Development*, v. 68, p. 66-81, 2015.

SANTOS, C. H.; PIRES, M. C. C. *Qual a sensibilidade dos investimentos privados a aumentos na carga tributária brasileira?* Uma investigação econométrica. Brasília, DF: DIRUR/Ipea, 2007.

SICSÚ, J. *Emprego, juros e câmbio: finanças globais e desemprego*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2007.

TORRES, D. A. R.; RESENDE, M. F. C. Liquidez internacional e formação bruta de capital fixo: evidências econométricas para as economias desenvolvidas e em desenvolvimento. *Análise Econômica*, n. 63, p. 277-301, 2015.

WESTERLUND, J. Estimating cointegrated panels with common factors and the forward rate unbiasedness hypothesis. *Journal of Financial Econometrics*, v. 5, n. 3, p. 491-522, 2007.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. *Introdução à econometria – uma abordagem moderna*. Thomson, 2006.

WORLD BANK. *World Bank Indicators Online*. Washington, D. C.: Data and Statistic. Disponível em: <https://data.worldbank.org/indicator>. Acesso em: 5 maio 2019.

Anexo

Tabela A1
Teste de Chow

Informações	Investimento em infraestrutura	País
Anos	1986, 1987, 1988, 1989, 1990, 1991, 1992, 1993, 1994, 1995, 1996, 1997, 1998, 1999, 2000, 2001, 2002 e 2003	Argentina
p-valor	0,00	
Hipótese Nula	Rejeita	
Anos	1986, 1987, 1988, 1989, 1990, 1991, 1992, 1993, 1994, 1995, 1996, 1997, 1998, 1999, 2000, 2001, 2002 e 2003	Brasil
p-valor	0,00	
Hipótese Nula	Rejeita	
Anos	1987, 1988, 1989, 1990, 1991, 1992, 1993, 1994, 1995, 1996, 1997, 1998, 1999, 2010 e 2011	Chile
p-valor	0,00	
Hipótese Nula	Rejeita	
Anos	1988, 1989, 1990, 1991, 2002, 2003, 2004, 2005 e 2006	Colômbia
p-valor	0,00	
Hipótese Nula	Rejeita	
Anos	1986, 1987, 1988, 1989, 1990, 1991, 1992, 1993, 1994, 1995, 1996, 1997, 1998, 1999, 2000, 2001, 2002, 2003, 2004, 2005, 2006 e 2007	México
p-valor	0,00	
Hipótese Nula	Rejeita	
Anos	1986, 1987, 1988, 1989, 1990, 1991, 1992, 1993, 1994, 1995, 1996, 1997, 2003, 2004, 2005, 2006 e 2007	Peru
p-valor	0,00	
Hipótese Nula	Rejeita	

H₀: Coeficientes não distintos. Devido as restrições técnicas e outros fatores, optou-se por usar média móvel de cinco anos, para obter a tendência ou níveis das séries temporais de infraestrutura.

Tabela A2
Teste de Pesaran (2004)

Variável	Teste CD	p-valor	corr	abs(corr)
I	10.75	0.000	0.531	0.629
I _{t-1}	14.03	0.000	0.692	0.701
Z	1.67	0.000	0.100	0.726
R	14.67	0.000	0.726	0.726
RER	-0.33	0.739	-0.014	0.357
CRED	2.42	0.016	0.120	0.292
DZI _{t1}	8.09	0.000	0.388	0.464
DZR	9.24	0.000	0.443	0.463
DZRER	5.65	0.000	0.271	0.416
DZCRED	5.51	0.000	0.264	0.553
DZZ	5.33	0.000	0.255	0.652
Variável	Teste CD	p-valor	corr	abs(corr)
I	11.21	0.000	0.547	0.616
I _{t1}	14.37	0.000	0.701	0.701
Z	1.85	0.064	0.090	0.415
Variável	Teste CD	p-valor	corr	abs(corr)
Países	3.11	0.000	0.174	0.191

Ho: Independência *Cross-section*. Resultados a 5% de significância estatística.

Tabela A3
Teste de Westerlund e Pedroni

Países (Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru)				
Teste de Westerlund (2007)				
Estatística	Valor	Z-valor	p-valor	p-valor robusto*
G _t	-4.304	-6.919	0.000	0.000
G _a	-10.351	-1.424	0.077	0.000
P _t	-11.304	-7.593	0.000	0.000
P _a	-10.097	-3.065	0.001	0.010
Teste de Pedroni (1999)				
Estatística	Painel	Grupo	Painel	Grupo
v	2.178		2.765	
rho	-3.028	-2.085	-4.216	-3.277
t	-2.915	-2.874	-5.702	-7.917
adf	-2.549	-2.826	-2.473	-1.929
Variável	Beta	p-valor	Beta	p-valor
Z ⁽¹⁾ e I ⁽²⁾	-.02223 ⁽¹⁾	0.151 ⁽¹⁾	-0.021 ⁽²⁾	0.707 ⁽²⁾

Ho: não cointegração em ambos os testes. *P-valor* robusto calculado com *bootstrap*. Em Pedroni, Beta obtido pelo método *Pooled Mean Group* (PMG) com 173 observações. Todas as estatísticas de teste são distribuídas N (0,1). (1) variável Z como dependente; (2) variável I como dependente. Resultados a 5% de significância estatística.